

# Método para la caracterización socio-económica de la generación de residuos electrónicos

Berenice Ciltalli Cárdenas Aragón<sup>1</sup>, Jorge Rafael Figueroa Elenes<sup>1</sup>, Eduardo René Fernández González<sup>2</sup>

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales<sup>1</sup>, Facultad de Ingeniería<sup>2</sup>

Universidad Autónoma de Sinaloa

Culiacán, Sin., México

berenice.cca81@gmail.com, fijr@uas.edu.mx, eddyf@uas.uasnet.mx

**Abstract**— The lifestyle of today's society has led to the acceleration in the frequency with which electrical and electronic equipment, acquired to facilitate their business and personal daily activities, are being replaced. The objective of this work is to develop a method to characterize the socio-economic behavior - in terms of consumption and disposal- of cell phone and laptop users, through an econometric modeling with a limited dependent variable (MLP, Logit and Probit). The results suggest that sustainable management policies aimed at a user profile linked to age and level of marginalization, may be proposed.

**Keywords**— *socioeconomic characterization, cell phones, laptop computers, electric and electronic equipment, electronic waste, econometric models.*

**Resumen**— El estilo de vida que la sociedad actual tiene ha llevado a que se acelere la frecuencia con que reemplaza los aparatos eléctricos y electrónicos que adquiere para facilitar sus actividades cotidianas tanto laborales como personales. El objetivo de éste trabajo es desarrollar un método para caracterizar socio-económicamente el comportamiento – en cuanto a consumo y deshecho se refiere- de los usuarios de teléfonos celulares y computadoras portátiles, mediante la modelización econométrica con variable dependiente limitada (MLP, Logit y Probit). Los resultados obtenidos sugieren que se pueden proponer políticas de gestión sustentable enfocadas a un perfil de usuario ligado a la edad y al nivel de marginación.

**Palabras claves**— *caracterización socioeconómica, teléfonos celulares, computadoras portátiles, aparatos eléctricos y electrónicos, residuos electrónicos, modelos econométricos.*

## I. INTRODUCCIÓN

La sociedad se está enfrentando a la generación de un tipo de residuo relativamente nuevo, que es resultado de la producción, consumo y post-consumo de aparatos eléctricos y electrónicos. Toda actividad humana genera residuos, como el caso de los teléfonos celulares y computadoras portátiles, los cuales tienen impactos negativos al medio ambiente y a la salud, por el contenido de sustancias tóxicas. Por tanto, la generación de grandes cantidades de residuos de aparatos eléctricos y electrónicos puede analizarse desde la problemática que representa el mal manejo de estos, hasta la oportunidad de negocio que representa para las empresas recicladoras.

La generación de residuos de aparatos eléctricos y electrónicos (RAEE) como consecuencia del desuso de celulares y computadoras portátiles, ya sea porque el aparato cumplió con su ciclo de vida y dejó de funcionar o porque el usuario lo sustituyó por un equipo más nuevo obedeciendo a las prácticas de mercadeo y a la aceleración en la innovación tecnológica, se ha convertido en una problemática que se observa tanto en la dimensión local como global, debido al flujo de RAEE que se da entre regiones. Este problema exige la creación de políticas públicas para su tratamiento, mismas que deben actuar sobre el desecho generado (reciclaje) y sobre las fuentes de generación.

En cada región se presentan características diferentes referidas al número de usuarios, producción regional de aparatos eléctricos y electrónicos (AEE), importaciones legales e ilegales, exportaciones, sistemas de manejo de residuos, capacidad de reciclaje de las empresas tratadoras de RAEE, cultura de reciclaje por parte de los usuarios, políticas ambientales y legislación ambiental, entre otras, lo cual hace

que pueda particularizarse la estimación de las cantidades generadas. Además, cada grupo de aparatos eléctricos y electrónicos cuentan con ciclos de vida diferentes, por lo que la adquisición y desuso de los mismos está en función de la probabilidad de que el usuario deseche un equipo antes de su vida útil o hasta que éste deje de funcionar. Todo esto influye sobre la cantidad de desecho engendrado y sobre la capacidad del “ambiente social” para manejarlo de manera sustentable.

Si se desea actuar sobre las fuentes de generación, primero es necesario caracterizarlas. Los resultados de esta investigación muestran cómo los aspectos socio-económicos diferencian el nivel en que las personas generan residuos electrónicos, y cómo es posible identificar las variables socioeconómicas que principalmente influyen en la frecuencia de reemplazo de teléfonos celulares y computadoras portátiles por parte de los individuos. Estas relaciones pueden tener solo un alcance local, por lo que es necesaria la creación de un método que pueda aplicarse en diversos contextos. El objetivo de este trabajo es desarrollar un método para caracterizar socio-económicamente el comportamiento – en cuanto a consumo y desecho se refiere – de los usuarios de teléfonos celulares y computadoras portátiles.

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la revisión de los estudios sobre la generación de residuos de aparatos eléctricos y electrónicos, se encontró que los trabajos de Rolf Widmer et. al. (2005), F.O Orgondo et. al. (2011), Josh Lepawsky y Chris McNabb (2010), Safdar Shan Khan et. al. (2013) presentan un panorama general acerca de las perspectivas y tendencias globales acerca de esta temática. Sin embargo, hay que reconocer que además existen líneas específicas de investigación como: sistemas de manejo, legislación, políticas públicas, ciclo de vida del producto, responsabilidad extendida del productor, directivas europeas, y diagnósticos de la generación de residuos de aparatos eléctricos y electrónicos.

En México, la tesis de maestría de Ricardo González Llera (2004) acerca del manejo de los residuos electrónicos, abarca aspectos tecnológicos, legislativos y políticas públicas. Los diagnósticos realizados por el Instituto Nacional de Ecología: Diagnóstico nacional sobre basura electrónica en México (2006), Desarrollo de un programa modelo para el manejo de residuos electrónicos en México (2007), Diagnóstico sobre la generación de residuos Electrónicos al final de su vida útil en la región noreste de México (2008), Diagnóstico de la generación de residuos electrónicos en la frontera norte de México (2009) y el Diagnóstico de la generación de residuos electrónicos en la Zona Metropolitana del Valle de México (2010), presentan resultados en cuanto a la estimación de cantidades de RAEE con base en el ciclo de vida del producto.

Son estos trabajos los que han marcado la pauta, sobre todo porque buscan estimar las cantidades de RAEE, lo cual permitirá contar con un Inventario Nacional y así plantear Programas sobre Planes de Manejo para éste tipo de residuos. También se han realizado estudios acerca de los hábitos de consumo y de los perfiles socio-demográficos que impactan en el desuso de los equipos celulares entre el estudiantado universitario (Cruz et. al. 2013; Cruz et. al. 2010).

En cuanto a los documentos rectores, se cuenta con instrumentos internacionales de los cuales México forma parte: El Convenio de Basilea sobre el Control de los Movimientos Transfronterizos de los Desechos Peligrosos y su Eliminación, el Convenio de Estocolmo sobre Contaminantes Orgánicos Persistentes y el Convenio de Rotterdam sobre el Procedimiento de Consentimiento Fundamentado Previo Aplicable a Ciertos Plaguicidas y Productos Químicos Peligrosos Objeto de Comercio Internacional.

En el trabajo de Nnorom y Osibanjo (2008), se revisa el concepto de Responsabilidad Extendida del Productor (REP). El objetivo de los autores ha sido encontrar un punto medio para la inclusión de la aplicación de una forma abreviada de REP en los países en desarrollo. Dicha aplicación se ha convertido en algo necesario para los países en desarrollo a la luz del alto nivel actual de los movimientos

transfronterizos de los desechos electrónicos en los países en desarrollo y la falta de una base de la técnica de reciclaje y disposición de desechos.

Yamane et. al. (2011), presentan un trabajo que se suscribe en el área de la ingeniería en el que hacen una comparación entre las placas de circuitos impresos de las computadoras y los teléfonos celulares.

En el trabajo de Jang et. al. (2010) se analiza la tasa de generación, los sistemas de recolección y los procesos de reciclaje que se usan al final de vida de los teléfonos celulares en Corea. Los resultados que presentan los autores se basaron en una encuesta aplicada a mil consumidores. El estudio muestra que, en promedio, 14.5 millones de teléfonos celulares han sido retirados al año en Corea durante el período de 2000 a 2007. Además se mostró con dicha encuesta que el consumidor coreano promedio en general sustituye su teléfono celular cada 28,8 meses.

Existen también estudios que revelan el comportamiento de los consumidores en Nigeria a este tipo de residuos y su disposición a participar en el reciclaje de residuos de teléfonos celulares. En este país se ha desarrollado un modelo para estimar la voluntad de pagar una comisión para los teléfonos celulares 'verdes' por parte del consumidor. Con este se muestra que los predictores significativos de la disposición a pagar más por productos electrónicos verdes incluyen la concienciación y preocupación por el deterioro del medio ambiente, la edad y la actitud general hacia el medio ambiente. Cerca del 65 por ciento de los encuestados se mostraron dispuestos o muy dispuestos a llevar sus celulares que ya no utilizan a un centro de reciclado de electrónica. (Nnoroma et. al. 2009).

El trabajo de Geraldo Silveira y Shoou-Yuh Chang (2010) presenta una visión general de los programas de reciclaje de teléfonos celulares, actualmente disponibles en los Estados Unidos; al mismo tiempo, proporciona un análisis de la situación actual de reciclaje y las posibles alternativas de reciclado para Brasil. Los autores sugieren un sistema de reciclaje de teléfonos celulares para Brasil, teniendo en cuenta la experiencia de los Estados Unidos y el principio de responsabilidad extendida del productor (REP).

Dicha propuesta va dirigida a implementar una tarifa que incluya depósito/reembolso/avance de reciclaje, se propone que pueda ser además implementado como una iniciativa industrial voluntaria; gestionada por PROBrasil, una organización de responsabilidad del productor. Se considera que debe integrarse un amplio acuerdo público-privado a todos los interesados de teléfonos móviles, y las acciones de educación ambiental y de promoción de eventos para motivar la participación ciudadana.

En el estudio realizado por Hilary Nixon et. al. (2007) se modelan las preferencias del consumidor para las diversas opciones de reciclaje de los residuos electrónicos. Además se consideran predictores estadísticamente significativas como la edad, el género y el origen étnico. También las actitudes hacia el papel de las empresas en la protección del medio ambiente. Hasta donde se conoce, salvo el trabajo de Cruz et. al. (2013), por otra parte preliminar y limitado a un estrecho contexto universitario, no se reporta en la literatura un método capaz de caracterizar la frecuencia de cambio en la generación de residuos electrónicos, especialmente de equipos móviles como teléfonos celulares y computadoras portátiles, en términos de variables socio-económicas y demográficas. El presente trabajo pretende comenzar a llenar este vacío apoyándose en la econometría.

### III. METODOLOGÍA

La metodología presentada muestra dos procesos. El primero se refiere a la construcción de la base de datos, a partir del diseño y aplicación de la encuesta titulada RAEE-CLN 2013, con los que se realizaron las pruebas para alimentar con información a los modelos econométricos.

El tamaño de la muestra se estimó con base en los datos de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para los hogares con equipamiento de aparatos eléctricos y electrónicos, seleccionando los que cuentan con televisión, ya que el 97 por ciento de los hogares en Culiacán de

Rosales cuentan con éste equipo electrónico. La muestra calculada fue de 308 para un nivel de confiabilidad de 95 por ciento y un margen de error del 5 por ciento. El método utilizado fue muestreo por estratos, considerando los niveles bajo, medio y alto de marginación. La muestra se distribuyó de manera porcentual entre las colonias de la ciudad, quedando 19.8 por ciento para el nivel alto, 45.5 por ciento para el nivel medio y 34.4 por ciento para el nivel bajo.

El segundo proceso consistió en el diseño y estimación de los modelos econométricos a partir de la información generada por las encuestas. En la econometría pueden construirse modelos en los que se incluyen variables dicótomas, que son variables cuya naturaleza es esencialmente cualitativa. Ejemplo de ellas pueden ser el sexo, la raza, la religión, la nacionalidad, los terremotos, las huelgas o los cambios en la política económica de un gobierno. Estas variables generalmente indican la presencia o ausencia de una “cualidad o atributo”. Por ejemplo: “hombre o mujer”, “blanco o negro”, “con inflación o no inflación”, etc. En razón de lo anterior, la manera de cuantificar las cualidades o atributos consiste en utilizar variables artificiales que toman los valores de 1 ó 0, donde 1 indica la presencia del atributo y 0 la ausencia de la cualidad.

Otros nombres que reciben estas variables son: variables binarias y variables cualitativas. Las variables dicótomas pueden ser explicativas o dependientes, y en el caso en el que se consideran como explicativas o dependientes los modelos a estimar reciben el nombre de **MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA BINARIA**. Dentro de estos modelos, caracterizados por el hecho de que el conjunto de elección tiene sólo dos alternativas posibles mutuamente excluyentes, se consideran los siguientes tipos: el modelo lineal de probabilidad (MPL), el modelo Logit y el modelo Probit.

Un modelo de regresión lineal habitualmente se representa de la siguiente manera:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad (1)$$

En este modelo, el valor esperado de la perturbación,  $\varepsilon$ , puede escribirse en la siguiente forma:

$$E(\varepsilon|X_1, X_2, \dots, X_k) = 0 \quad (2)$$

Por lo que el modelo se puede escribir en términos del valor esperado de la variable dependiente:

$$E(Y|X_1, \dots, X_k) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (3)$$

Sin embargo, en los modelos de elección discreta, donde, como se ha dicho, el conjunto de elección tiene sólo dos alternativas posibles mutuamente excluyentes, la variable dependiente  $Y$  constituye una variable aleatoria de Bernouilli con parámetro  $p$ . Por esa razón, el modelo se puede escribir de acuerdo con la siguiente estructura:

$$E(Y|X_1, \dots, X_k) = P(Y=1|X_1, \dots, X_k) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (4)$$

Este constituye precisamente el MLP, donde, por ejemplo,  $\beta_i$  mide la variación en la probabilidad de “éxito” ( $Y = 1$ ) ante una variación unitaria en  $X_i$  (con todas las demás variables constantes).

Entonces, dado que  $Y$  es una variable aleatoria de Bernouilli:

$$V(Y|X_1, \dots, X_k) = P(Y = 1|X_1, \dots, X_k)(1 - P(Y = 1|X_1, \dots, X_k)) \quad (5)$$

Resulta que:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \mu \quad \text{y} \quad \mu = Y - \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

$$V(\mu) = V(Y - \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) = V(Y|X_1, \dots, X_k) \quad (6)$$

De aquí se deduce que para cada observación  $V(\mu_i) = p_i(1-p_i)$ , ya que  $Y$ , como antes se dijo, es una variable aleatoria de Bernouilli.

Como consecuencia de la conclusión a la que se ha llegado, el MPL es un modelo que de manera natural tiene heteroscedasticidad, ya que la varianza del error no es constante, puesto que para cada valor de  $X_1, \dots, X_k$ , la varianza del error tiene un valor diferente ( $V(\mu)$  no constante). Además  $Y$  es una variante de Bernouilli, con lo que tampoco se cumple la hipótesis de normalidad.

Todo lo anterior, hace que resulte obligado que la estimación de este tipo de modelos deba realizarse mediante un método alternativo al de mínimos cuadrados ordinarios. Generalmente se realizan estimaciones utilizando el método de White, lo cual permite obtener estimadores máximo verosímiles, mediante mínimos cuadrados generalizados o robustos ante la presencia de heteroscedasticidad.

Una vez que la estimación del MPL se ha realizado, se obtiene el valor estimado de la variable dependiente:

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \dots + \hat{\beta}_k X_k = \hat{P} \quad (7)$$

Este se interpreta como la estimación de la probabilidad de “éxito” cuando  $Y = 1$ . Además, cabe mencionar que en algunas aplicaciones tiene sentido interpretar  $\hat{\beta}_0$  como la probabilidad de éxito cuando todas las  $X_j$  valen 0 (Pérez, 2006:300-302).

Además del problema que habitualmente presentan estos modelos referido a la presencia de heteroscedasticidad, suelen presentar también complicaciones debido a que, para ciertas combinaciones de las variables explicativas  $X_1, \dots, X_k$ , las probabilidades estimadas pueden ser mayores que cero o menores que uno, lo cual constituye un contrasentido en la medida que se trata de probabilidades cuyo rango de valores debería ubicarse entre cero y uno.

Ante tales inconvenientes del MPL, se presentan como alternativas los modelos Logit y Probit, que también son modelos de respuesta binaria:

$$P(Y=1|X_1, X_2, \dots, X_k) = G(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) \quad (8)$$

Estos modelos, para evitar los problemas del MPL, se especifican como  $Y=G(X\beta)$ , donde  $G$  es una función que toma valores estrictamente entre 0 y 1 ( $0 < G(Z) < 1$ ) para todos los números reales  $Z$ . Según las diferentes definiciones de  $G$  tenemos los distintos modelos de elección binaria (Pérez, 2006:302).

Si  $G(z) = \frac{e^z}{1+e^z}$  se está en presencia de modelo Logit, cuya expresión será:

$$Y=G(z) = G(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k}} \quad (9)$$

En el caso del modelo Probit tenemos:

$$G(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^z \phi(v) dv \quad (10)$$

Donde  $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{v^2}{2}} dv$  es la función de densidad de la normal (0,1).

La expresión del modelo Probit será:

$$Y=G(z) = G(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) = \int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{v^2}{2}} dv \quad (11)$$

Dado que en ambos casos se trata de modelos no lineales, no se pueden estimar por MCO y es necesario utilizar métodos de máxima verosimilitud.

De acuerdo con Pérez (2006, p.303), es necesario considerar que se tienen  $n$  observaciones idéntica e independientemente distribuidas (muestra aleatoria) que siguen el modelo:

$$P(Y=1|X)=G(\beta_0+\beta_1 X_1+..+\beta_k X_k) \quad (12)$$

Para obtener el estimador de máxima verosimilitud (MV), condicionado a las variables explicativas, se requiere la función de verosimilitud:

$$L(\beta)=\prod_{Y_i=1} P_i \prod_{Y_i=0} (1-P)=\prod_{i=1}^n G(X_i' \beta)^{Y_i} (1-G(X_i' \beta))^{1-Y_i} \quad (13)$$

$$P_i=P(Y_i=1|X_{1j},\dots,X_{ki})=G(\beta_0+\beta_1 X_1+..+\beta_k X_k)=G(X_i' \beta)$$

En ella, el estimador de MV de  $\beta$  es el que maximiza el logaritmo de la función de verosimilitud:

$$l(\beta)=\ln L(\beta)=\sum_{i=1}^n [Y_i \ln G(X_i' \beta) + (1-Y_i) \ln (1-G(X_i' \beta))] \quad (14)$$

Este, a su vez, constituye un estimador consistente, asintóticamente normal y asintóticamente eficiente.

Las condiciones de primer orden serán:

$$S(\beta) = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{Y_i}{G(X_i' \beta)} - \frac{(1-Y_i)}{(1-G(X_i' \beta))} \right] X_i g(X_i' \beta) = \quad (15)$$

$$= \sum_{i=1}^n \left[ \frac{Y_i G(X_i' \beta)}{G(X_i' \beta) (1-G(X_i' \beta))} \right] X_i g(X_i' \beta) = 0$$

Donde  $g(\cdot)$  es la función de densidad de la normal o la logística (derivada de la función de distribución).

Siguiendo a Pérez (2006:304), la no linealidad del problema hace que para obtener el estimador MV de  $\beta$  se requiera aplicar un algoritmo iterativo y obtener el estimador por métodos numéricos iterativos. Mediante el algoritmo Scoring se tiene:

$$\hat{\beta}^{k+1} = \hat{\beta}^k + [I(\hat{\beta}^k)]^{-1} S(\hat{\beta}^k) \quad (16)$$

Y la matriz de covarianzas asintótica de  $\hat{\beta}$  se estima como:

$$A \widehat{\text{var}}(\hat{\beta}) = [I(\hat{\beta})]^{-1} = \left( \sum_{i=1}^n \frac{[g(X_i' \hat{\beta})]^2 X_i X_i'}{G(X_i' \hat{\beta})(1-G(X_i' \hat{\beta}))} \right)^{-1} \quad (17)$$

En estos modelos, para realizar el contraste de la hipótesis nula de que un conjunto de parámetros es igual a cero, generalmente se emplea el estadístico de Wald, que se distribuye asintóticamente como una Chi-cuadrado con  $q$  (no. de restricciones) grados de libertad. Puede utilizarse también el contraste de razón de verosimilitudes Likelihood Ratio (LR) test, que se basa en la diferencia entre el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el restringido:

$$LR=2(l(\hat{\beta}_{NR})-l(\hat{\beta}_R)) \quad (18)$$

Este también se distribuye asintóticamente como un Chi-cuadrado con  $q$  grados de libertad.

Por lo que corresponde a las medidas de la bondad de ajuste, a diferencia de los modelos tradicionales donde se utilizan el coeficiente de determinación y el coeficiente de determinación

ajustado, en estos modelos (el Logit y el Probit) conviene utilizar el porcentaje de predicciones correctas, donde, para cada  $i$ , se calcula la probabilidad estimada de  $Y_i = 1$ :

$$\hat{P}_i = \hat{P}(Y_i = 1 | X_{1i}, \dots, X_{ki}) = G(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki}) \quad (19)$$

De esta manera, Si  $\hat{P}_i > 0,5$ , significa que la predicción será que  $Y_i$  es 1 y si  $\hat{P}_i \leq 0,5$  la predicción será que  $Y_i$  es 0. Entonces, el porcentaje de veces en que el valor de  $Y_i$  observado coincida con la predicción, corresponde al porcentaje de predicciones correctas. Lo que resulta relevante, es el cálculo por separado del por ciento de predicciones correctas de ceros y de unos.

Como medida de bondad de ajuste, es recomendable utilizar también el llamado Pseudo- $R^2$  (de McFadden), que está basado en el logaritmo de la función de verosimilitud, bajo la siguiente estructura:

$$\text{Pseudo-}R^2 = 1 - \frac{l(\hat{\beta})}{l(\hat{\beta}_0)} \quad (20)$$

Donde  $l(\hat{\beta})$  es el logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo estimado y  $l(\hat{\beta}_0)$  el de un modelo sólo con término constante. Como  $|l(\hat{\beta})| < |l(\hat{\beta}_0)|$ , el valor Pseudo- $R^2$  está entre 0 y 1.

De igual forma, constituyen también evidencias de la bondad de ajuste, los llamados criterios de información, dentro de los cuales se encuentran, Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ). En este caso se trata de utilizar medidas que buscan un equilibrio entre la bondad del ajuste, medida en base al valor del logaritmo de la función de verosimilitud y una especificación parsimoniosa del modelo. Cuando se trata de comparar entre modelos, se elige aquel que presente menor valor del criterio de información.

Finalmente, cuando se trata de interpretar el valor de los estimadores generados por los modelos Logit y Probit, básicamente lo que importa es conocer el efecto de variaciones de una variable  $X_j$  sobre la probabilidad de respuesta, de tal modo que si la variable es continua será:

$$\Delta \hat{P}(Y=1|X) \approx [g(X\hat{\beta})\hat{\beta}_j] \Delta X_j \quad (21)$$

Dado que  $g(X\hat{\beta})$  depende de  $X$ , habrá que calcular los efectos parciales para valores interesantes de  $X$ , que generalmente son las medias muestrales. También se puede calcular el efecto parcial para cada individuo y después calcular su media.

El efecto parcial de una variable continua  $X_j$  sobre la probabilidad de respuesta  $P(Y=1|X)$  será:

$$\frac{\partial P(Y=1|X)}{\partial X_j} = g(X\beta)\beta_j \quad (22)$$

Donde  $g(\cdot)$  es la función de densidad de la logística (Logit) o de la normal estándar (Probit). Este efecto varía de individuo a individuo. Como en el caso del Probit y del Logit,  $g(z) > 0$  para todo  $z$ , el signo del efecto parcial de  $X_j$  es el mismo que el de  $\beta_j$ .

El efecto relativo de dos variables continuas  $X$  y  $X_h$  no depende de  $X$ . Nótese que el cociente de los efectos parciales es  $\beta_j/\beta_h$ .

Si  $X_1$ , por ejemplo, es una variable explicativa ficticia, el efecto parcial de que varíe de 1 a 0 vendrá dado por:

$$G(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) - G(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) \quad (23)$$

Que también varía de un individuo a otro, pues depende de los valores de todas las  $X_j$ . (Pérez, 2006: 305)

#### IV. RESULTADOS

De acuerdo con la metodología señalada, se consideró que para identificar las variables que explican la mayor o menor probabilidad de reemplazar o cambiar equipo de teléfono móvil (celulares), y con ello generar una mayor cantidad de residuos electrónicos, era conveniente utilizar el MPL y el modelo LOGIT.

Utilizando una muestra de mil 159 observaciones, en la ciudad de Culiacán de Rosales, Sinaloa, proveniente de los resultados de la encuesta RAEE-CLN 2013, se diseñaron en principio modelos econométricos de tipo MPL, utilizando como variable dependiente la variable dicótoma cambio o no de celular (CCEL) y como variables explicativas; la escolaridad (ESCO), en años de estudio; la edad (EDAD), en años; el nivel de marginación (NMARG), considerando los niveles bajo, medio y alto; el estado civil (ECIVIL), en la condición de solteros o casados; la ocupación (OCUP), en tipo de empleo y; el sexo (SEXO), en hombre o mujer.

Con estas variables se construyeron tres modelos que se identificarán como MODELO I, MODELO II Y MODELO III. El MODELO I, incluye como variables explicativas, ESCO, EDAD y NMARG; el MODELO II, ESCO, ECIVIL y NMARG y; el MODELO III, ESCO, OCUP Y SEXO, dando lugar a la siguiente estructura.

$$\text{MODELO I:} \quad \text{CCELi} = \beta_1 + \beta_2 \text{ESCO}_i + \beta_3 \text{EDAD}_i + \beta_4 \text{NMARG}_i + \mu_i$$

$$\text{MODELO II:} \quad \text{CCELi} = \beta_1 + \beta_2 \text{ESCO}_i + \beta_3 \text{ECIVIL}_i + \beta_4 \text{NMARG}_i + \mu_i$$

$$\text{MODELO III:} \quad \text{CCELi} = \beta_1 + \beta_2 \text{ESCO}_i + \beta_3 \text{OCUP}_i + \beta_4 \text{SEXO}_i + \mu_i$$

De acuerdo con los resultados que se muestran en tabla 1, puede apreciarse que las variables ESCO, NMARG Y OCUP, contribuyen de manera positiva al aumento en la probabilidad de cambiar de celular en un período relativamente corto de tiempo. Es decir, que la probabilidad de cambiar de celular, aumenta mientras mayor sea el grado de escolaridad de los individuos, mientras menor sea su grado de marginación y la actividad a la que se dediquen tenga un mayor grado de calificación.

Puede observarse también, que la influencia de las variables EDAD, ECIVIL Y SEXO, se da en sentido inverso. Es decir, estas hacen que se reduzca la probabilidad de desechar el celular rápidamente. Para la EDAD, la interpretación es el sentido de que, a mayor edad, la probabilidad de cambiar celular en un período corto de tiempo se reduce. ECIVIL y SEXO, son variables dicótomas con valores 1 para las personas casadas y 0 en caso contrario, para el primer caso, y de 1 para el sexo masculino y 0 para el femenino, en el segundo. En consecuencia, se deduce que es menos probable que las personas casadas cambien de celular y, de la misma forma, es menos probable que cambie de celular un hombre que una mujer.



Tabla I. Resultados del mpl para la variable dependiente ccel.

VARIABLES EXPLICATIVAS	MODELO I	MODELO II	MODELO III
CONSTANTE	-0.032773 (0.4260)	-0.038656 (0.3371)	0.013408 (0.6936)
<i>ESCO</i>	0.009992*** (0.0015)	0.010956*** (0.0006)	0.013739*** (0.0000)
<i>EDAD</i>	-0.001171** (0.0131)		
<i>NMARG</i>	0.067785*** (0.0012)	0.065043*** (0.0017)	
<i>ECIVIL</i>		-0.072182*** (0.0002)	
<i>OCUP</i>			0.006149** (0.0412)
<i>SEXO</i>			-0.013647 (0.3609)
COEFICIENTE DE DETERMINACIÓN (R <sup>2</sup> )	0.218	0.225	0.221

\*estadísticamente significativa al \*0.1, \*\*0.005, \*\*\*0.01

Los resultados muestran también, que salvo el estimador de la variable SEXO, incluida en el MODELO III, todos resultan estadísticamente significativos. Por otra parte, el grado de ajuste es adecuado, considerando el tipo de modelo que se ha estimado, donde, para tal efecto, observamos el Pseudo-R<sup>2</sup> (de McFadden).

Cabe mencionar que las estimaciones se realizaron utilizando estimadores máximo verosimilitudes, de mínimos cuadrados generalizados o robustos para corregir la presencia de heteroscedasticidad a través de White. Además, en los tres casos fue necesario corregir la presencia de autocorrelación incorporando un componente autorregresivo de primer orden que mejora el ajuste y la explicación de las variables utilizadas sobre la variable dependiente.

Por otra parte, el valor de los estimadores muestra que las variables que mayormente contribuyen a modificar la probabilidad de ocurrencia de la variable dependiente (cambio de celular), son el nivel de marginación (NMARG) y el estado civil (ECIVIL). Tal conclusión se infiere del tamaño de los estimadores y del alto nivel de significancia que presentan. En el primer caso, un cambio en la ubicación en el nivel de marginación, hace que aumente en 6.7 por ciento la probabilidad de cambiar de celular en un período preestablecido de tiempo. En el caso del estado civil, lo que se observa es que la probabilidad de que las personas solteras cambien de celular, en comparación con las casadas, es de más de 7 puntos porcentuales.

Pero, como se ha señalado, el uso de los MPL genera dificultades técnicas que pueden ser superadas mediante la utilización de modelos alternativos, como el modelo Logit, cuya fundamentación e interpretación se ha explicado líneas arriba. En tal sentido, se decidió utilizar el modelo II (estimado con anterioridad mediante el MPL), pero aplicando en él el modelo Logit, obteniéndose los resultados que se muestran en la tabla 2.

Como se ha dicho, en este caso, la lectura o interpretación de los estimadores no puede realizarse de manera directa, sino que hay que recurrir a la construcción de los estimadores a través de la metodología sugerida para los modelos Logit.

Se requiere en principio, calcular la media de las variables explicativas incluidas en el modelo. Se trata en este caso de los valores 6.422, 0.454 y 2.104, que corresponden, respectivamente, a las medias de ESCO, ECIVIL y NMARG. Cada uno de estos valores medios de las variables explicativas, se

multiplica por el valor del estimador correspondiente, proporcionado por la estimación del modelo Logit. La suma de los productos y la suma adicional del intercepto, proporciona el producto  $\bar{X}\hat{\beta}$  (en este caso, -2.037).

El valor que se ha obtenido, 0.1020, se multiplica finalmente por el valor proporcionado por la regresión (por cada uno de los estimadores), obteniéndose así los efectos parciales medios de las variables explicativas incluidas en el modelo. Esta operación proporciona los siguientes valores: 0.0135, -0.0708 y 0.0621. Puede observarse que estos son muy parecidos a los generados por el MPL, por lo que la interpretación habrá de hacerse en los mismos términos.

Esto significa que una mayor escolaridad y un menor grado de marginación aumentan la probabilidad de cambiar de equipo celular, mientras que es menos probable que las personas casadas lo hagan.

Tabla II. Modelo binario logit para variable dependiente ccel

Variable Dependiente: CCEL				
Método: ML-Binario Logit (Escala cuadrática)				
Número de observaciones: 1159				
Convergencia obtenida después de 5 aproximaciones				
Matriz de covarianza calculada utilizando segundas derivadas				
Variable	Coficiente	Error Estándar	Estadísticos-z	Probabilidad
C	-3.856412	0.378637	-1.18498	0.0000
ESCO	0.132876	0.036331	3.65739	0.0003
ECIVIL	-0.693893	0.186265	-3.725308	0.0002
NMARG	0.60886	0.135414	4.496271	0.0000
R-cuadrada Mc Fadden	0.063623	Media de variable dependiente		0.135462
Var dependiente S.D.	0.342364	Regresión de S.E.		0.333536
Criterio Akaike	0.749709	Sum resid cuadrado		128.4891
Criterio Schwarz	0.767156	Probabilidad Log		-430.4565
Criterio Hannan-Quinn	0.756293	Desviación		860.913
Desviación restr.	919.4084	Probabilidad Restr.log		-459.7042
Estadísticos LR	58.495380	Probabilidad Avg.log		-0.371403
Prob( Estadísticos LR)	0.000000			
Obs con Dep=0		1002	Total de observaciones	1159
Obs con Dep=1		157		

La estimación muestra buenas significatividades individuales para los parámetros estimados. Además la significatividad conjunta es muy alta dado que el p-valor del estadístico de la razón de verosimilitud es muy pequeño. Es verdad que el Pseudo R2 de McFadden no se acerca demasiado a la unidad, pero los criterios de información son adecuados, ya que son bajos y muy parecidos.

Tabla III. EVALUACIÓN PARA MÉTODO BINARIO

	Ecuación estimada		Constante de probabilidad			
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# de Dep=0)	873.27	128.73	1002.00	866.27	138.73	1002.00
E(# de Dep=1)	128.73	28.27	157.00	135.73	21.27	157.00
Total	1002.00	157.00	1159.00	1002.00	157.00	1159.00
Correcto	873.27	28.27	901.53	866.27	21.27	887.53
% Correcto	87.15	18.00	77.79	86.45	13.55	76.58
% Incorrecto	12.85	82.00	22.21	13.55	86.45	23.42
Incremento total	0.70	4.46	1.21			
Incremento porcentual	5.16	5.16	5.16			

Utilizando la misma metodología, se realizaron estimaciones considerando como variable dependiente FCOMP, referida a la frecuencia con la que se reemplazan las computadoras personales. Se utilizaron combinaciones de las mismas variables explicativas empleadas con anterioridad, estimándose modelos econométricos del tipo MLP, con la siguiente estructura.

MODELO IV:  $FCOMP_i = \beta_1 + \beta_2 EDAD_i + \beta_3 NMARG_i + \mu_i$

MODELO V:  $COMP_i = \beta_1 + \beta_2 NMARG_i + \beta_3 ECIVIL_i + \mu_i$

Los resultados fueron los siguientes:

$$FCOMP_i = -0.046 - 0.0005 EDAD_i + 0.0456 NMARG_i + \mu_i$$

(0.1032) (0.035) (0.0002)

$$FCOMP_i = -0.050 + 0.045 NMARG_i - 0.022 ECIVIL_i + \mu_i$$

(0.065) (0.0002) (0.0122)

Para ambos modelos se aprecia un alta significatividad de las variables explicativas y un adecuado ajuste (ya que el coeficiente de determinación es de alrededor del 28 por ciento en ambos casos) considerando que se trata de estimaciones a través de MLP. Se observa también que en todos los casos el signo de los estimadores coincide con el encontrado en los modelos I, II y III. Es decir, que al igual que para el caso de los celulares, una mayor edad genera una mayor probabilidad de cambiar o reemplazar una computadora personal y que mientras mayor es el grado de marginación de las personas, la probabilidad de que se dé el reemplazo aumenta. Además, se coincide también en el sentido de que la probabilidad de que una persona casada cambie de computadora es menor a la que corresponde a una soltera, como en el caso de los celulares.

Es conveniente tener en cuenta también, que el efecto del nivel de marginación es prácticamente el mismo identificado para el caso del reemplazo de celulares, pero la edad y el estado civil, presentan un menor impacto en el reemplazo de computadoras, con una evidente mayor diferencia en el caso del estado civil.

También para la variable FCOMP se utilizó el modelo Logit, con el propósito de reforzar los resultados del MLP en la ecuación V. Los resultados se muestran en la siguiente tabla y en ella se aprecia que los signos se mantienen en el mismo sentido que en el MLP. Aplicando la función logística se obtendría:

$$g(\bar{X}\hat{\beta}) = \lambda(\bar{X}\hat{\beta}) = \frac{e^{\bar{X}\hat{\beta}}}{(1 + e^{\bar{X}\hat{\beta}})^2} = 0.01228$$

Entonces, aplicando el procedimiento ya mencionado, los estimadores correspondientes para NMARG y ECIVIL son, respectivamente, 0.02692 y -0.0092, que como se aprecia son muy parecidos a los obtenidos en el MLP, confirmando el signo y el tamaño de los estimadores.

Se observa también que, al igual que antes, la estimación muestra buenas significatividades individuales para los parámetros estimados. Además la significatividad conjunta es muy alta dado que el p-valor del estadístico de la razón de verosimilitud es muy pequeño. De nueva cuenta, es verdad que el Pseudo R<sup>2</sup> de McFadden no se acerca demasiado a la unidad, pero los criterios de información son adecuados, ya que son bajos y muy parecidos.

Tabla IV. Modelo binario logit para variable dependiente FCOMP

Variable Dependiente: FCOMP				
Método: ML-Binario Logit (Escala cuadrática)				
Número de observaciones: 1159				
Convergencia obtenida después de 7 aproximaciones				
Matriz de covarianza calculada utilizando segundas derivadas				
Variable	Coficiente	Error Estándar	Estadísticos-z	Probabilidad
C	-8.647371	1.211888	-7.135457	0.0000
NMARG	2.192393	0.423281	5.179522	0.0000
ECIVIL	-0.749419	0.359088	-2.08701	0.0369
R-cuadrada Mc Fadden	0.158291	Media de variable dependiente		0.033650
Var dependiente S.D.	0.180404	Regresión de S.E.		0.175735
Criterio Akaike	0.252990	Sum resid cuadrado		35.70035
Criterio Schwarz	0.266076	Probabilidad Log		-143.6079
Criterio Hannan-Jquimm	0.257928	Desviación		287.2158
Desviación restr.	341.2293	Probabilidad Restr.log		-170.6146
Estadísticos LR	54.01346	Probabilidad Avg.log		-0.123907
Prob( Estadísticos LR)	0.000000			
Obs con Dep=0		1120	Total de observacio	1159
Obs con Dep=1		39		

Con los resultados obtenidos podemos inferir que existe una alta significancia en cuanto a las variables estimadas. A pesar de que cada región muestra particularidades, es posible retomar las variables socioeconómicas utilizadas en los modelos propuestos y reproducirlos en otras ciudades de México a fin de encaminar políticas públicas para los grupos que tengan mayor probabilidad de cambiar su equipo de celular en período corto de tiempo y se genere el menor residuo electrónico posible por la sociedad.

## CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos permiten inferir que existe una significancia en cuanto a las variables estimadas. Asimismo es posible retomar las variables socioeconómicas utilizadas en los modelos propuestos y reproducirlos en otras regiones a fin de encaminar políticas públicas para los grupos que tengan mayor probabilidad de cambiar su equipo de celular en período corto de tiempo y se genere el menor residuo electrónico posible por la sociedad.

El método propuesto para caracterizar a los generadores de residuos electrónicos es relevante ya que se puede utilizar como una herramienta para crear perfiles socioeconómicos que abarquen diversos equipos electrónicos. Para este caso se utilizaron teléfonos celulares y computadoras portátiles, los resultados indican que para ambos tipos de aparatos las variables de edad, nivel de marginación y estado civil influyen en la respuesta de aceleración de reemplazo.

Por lo tanto, las políticas para el buen manejo de residuos electrónicos deben ser encaminadas hacia estos grupos sociales a fin de mitigar el impacto ambiental y el aumento de residuos en la región que fue aplicado el método de caracterización propuesto.

Finalmente, se considera que si bien la limitante del presente trabajo radica en que se aplicó en una región específica, el método sugerido se puede aplicar en otras regiones a fin de contar con elementos que amplíen las posibilidades de contar con estudios comparativos.

## REFERENCIAS

- Acevedo Mascarúa, J., Rivas Rodríguez, E., Carrillo Gamboa, O., (2008). Diagnóstico regional sobre la generación de residuos electrónicos al final de su vida útil en la región Noreste de México, *INE-ITESM*, Monterrey, México.
- Cruz Sotelo, S.E., Ojeda Benitez, S., Bovea Edo, M. D., (2013). Hábitos y prácticas de consumo de teléfonos celulares en México y España. *Contaminación Ambiental*, 29(3), 33-41.
- Cruz Sotelo, S.E., Castros Rodríguez, J. R., Bovea Edo, M. D., Ojeda Benitez, S., & Lozano Olvera, G., (2010). Perfiles sociodemográficos en el manejo de los residuos de aparatos eléctricos y electrónicos: un análisis preliminar para el uso de herramientas de inteligencia artificial. III Simposio Iberoamericano sobre Ingeniería de residuos. Gerald T.R. S., Shouu-Yuh, Ch., (2010). Cell phone recycling experiences in the United States and potential recycling options in Brazil, *Waste Management*, 30, 2278–2291.
- Gonzalez Llera, Ricardo, (2004). Integrated Electronic Waste Management in Mexico: Law, Technology and Public Policy, Tesis Doctoral, Department of Urban Studies and Planning, Massachusetts Institute of Technology, Estados Unidos de América.
- Lepawsky, J., McNabb, C., (2010). Mapping international flows of electronic waste, *The Canadian Geographer*, 54(2), 177-195.
- Meraz Cabrera, R.L., (2011). Diagnóstico de la generación de residuos electrónicos en la Zona Metropolitana del Valle de México, *INE-IPN-CIEMAD*, México, D.F.
- Nixon, H., Saphores, J.-D., Ogunseitan, O.A. ; Shapiro, A.A., (2007). Electronic Waste Recycling Preferences in California: The Role of Environmental Attitudes and Behaviors, *IEEE*, 251-256.
- Nnorom, I.C., Osinbanjo, O., (2008). Overview of electronic waste (e-waste) management practices and legislations, and their poor applications in the developing countries. *Resources, Conservation and Recycling*, 52, 843–858.
- Nnorom, I.C., Osinbanjo, O., (2009). Toxicity characterization of waste mobile phone plastics. *Journal of Hazardous Materials*, 161, 183–188.

- Ongondo, F.O., Williams, I.D., Cherrett, T.J., (2011). How are WEEE doing? A global review of the management of electrical and electronic wastes, *Waste Management*, 31, 714-730.
- Pérez López, César, (2006). Problemas Resueltos de Econometría, THOMSON, México, D.F., 360 pp.
- Román Moguel, G., (2006). Diagnóstico sobre la generación de Residuos Electrónicos en México, *INE-IPN-CIEMAD*, México, D.F.
- Román Moguel, G., (2007). Desarrollo de un programa modelo para el manejo de residuos electrónicos en México, *INE-IPN-CIEMAD*, México, D.F.
- Román Moguel, G., (2010). Diagnóstico regional de residuos electrónicos en dos ciudades de la frontera norte de México: Tijuana y Ciudad Juárez, *INE-CIEMAD*, México, D.F.
- Widmer, R., Oswald-Krapf, H., Sinha-Khetriwal, D., Schnellmann, M., Bönia, H. (2005). Global perspectives on e-waste, *Environmental Impact Assessment Review*, 25, 436– 458.
- Yamane, L.H., de Moraes, V.T., Espinosa, D.C.R., Soares Tenorio, J.A., (2011). Recycling of WEEE: Characterization of spent printed circuit boards from mobile phones and computers. *Waste Management*, 31 (12), 2553-2558.
- Jang, Y-C., Kim, M. (2010). Management of used & end-of-life mobile phones in Korea: A review. *Resources, Conservation and Recycling*, 55, 11-19.