

## **Internet móvil: ¿Sustituto del fijo?**

**Manuel Gavilano**  
**Paulo Chahuara \***

*Dirección de Políticas Regulatorias y Competencia*  
*Sub Dirección de Análisis Regulatorio*  
*Organismo Supervisor de Inversión Privada en Telecomunicaciones - OSIPTEL*

---

### **Resumen**

El objetivo del presente documento es analizar la interrelación entre las demandas de acceso o contratación del servicio de Internet fijo y móvil por parte de los hogares peruanos, en particular, del efecto de la contratación del Internet móvil sobre el acceso a Internet fijo. El trabajo se realizó con base a un modelo Probit bivariado aplicado sobre la muestra de hogares disponibles en la Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL); y, regresiones lineales (desde el enfoque clásico y bayesiano) y modelos VAR sobre series de tiempo construidas a partir de la información periódica que remiten las empresas operadoras al OSIPTEL.

Los resultados del análisis muestran empíricamente la existencia de una relación de complementariedad o irrelevancia de la sustitución del Internet fijo por el móvil. No obstante, es necesario considerar que a futuro, con el despliegue de tecnologías mucho más avanzadas como las redes 5G, podrían ocurrir cambios estructurales que deriven en una situación donde los consumidores relacionen ambos tipos de acceso a Internet en la forma de sustitución, con lo cual resulta importante la actualización de los resultados encontrados.

© 2020 OSIPTEL. Derechos reservados.

Palabras Clave: interrelación, Probit bivariado, VAR estructural, Regresión bayesiana.

<http://www.osiptel.gob.pe>

---

---

\* Se agradece los comentarios y sugerencias de Lennin Quiso durante la elaboración de este documento. El contenido y las opiniones vertidas en este trabajo son responsabilidad exclusiva de los autores, las cuales no reflejan necesariamente la posición del OSIPTEL hasta la emisión de la respectiva posición oficial, de ser el caso. Documento elaborado en la Coordinación de Investigaciones Económicas de la Sub Dirección de Análisis Regulatorio. Sub Director de Análisis Regulatorio (e): Daniel Argandoña Martínez. Remitir comentarios y sugerencias a: [investigación@osiptel.gob.pe](mailto:investigación@osiptel.gob.pe)

## 1. Introducción

Una característica relevante del sector de telecomunicaciones es su continuo dinamismo tecnológico, el cual ha permitido a las empresas operadoras ofrecer una mayor gama de servicios sobre una misma plataforma. Por ejemplo, hasta hace una década, el Internet fijo era la principal forma de acceso al servicio de Internet, con mayores precios y menores velocidades que las que se ofrecen hoy en día. Por su parte, en la dinámica comercial de la industria apareció el servicio de Internet móvil (IM) que, con la implementación y adecuación de tecnologías cada vez más avanzadas, la mayor asequibilidad en precios para contar con un *smartphone*, las continuas reducciones de precios por megabyte y mejoras de los atributos en la oferta comercial como consecuencia del alto nivel de intensidad competitiva del mercado móvil peruano, ha traído consigo un crecimiento sustantivo del servicio de Internet móvil desde teléfonos y mayores o mejores atributos en el servicio.

Así, la decisión actual de un consumidor por contratar el servicio de Internet no solo se limita a evaluar la contratación tradicional de conexión fija de Internet, sino también considerar como alternativa el servicio de Internet desde teléfonos móviles e, incluso, contar con ambos tipos de conexión. Similarmente, los abonados que ya cuentan con algún tipo de Internet se plantean adicionar a sus contrataciones el tipo de conexión faltante u optar por permanecer con un solo tipo. Esta evaluación o interrelación entre las contrataciones de Internet fijo y móvil derivan en un resultado de complementariedad, sustitución o independencia entre ambos servicios; y, su estudio no solo es un insumo de información importante para el planteamiento de los planes comerciales de las empresas operadoras, sino también para las políticas relacionadas al mercado de Internet que buscan incentivar el acceso universal al servicio y la competencia.

Por lo expuesto, sobre la base de la información recopilada en la Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL) 2018 y en la Norma de Requerimiento de Información Periódica (NRIP)<sup>1</sup>, el propósito de este estudio es *evaluar empíricamente si las decisiones sobre las demandas de acceso a los servicios de Internet fijo y móvil estarían interrelacionadas dentro de las preferencias del consumidor y, en caso de existir una interdependencia, analizar qué tipo de relación se evidencia a partir de la información disponible; enfocándose, en los efectos del Internet móvil sobre la conexión fija de Internet*. En esta línea, se plantean los siguientes escenarios:

- (i) La conexión móvil a Internet puede ser catalogada como *complemento* del Internet fijo si el hogar contrata el Internet móvil conservando o disponiendo a la par del servicio fijo de Internet.
- (ii) El servicio de Internet móvil puede ser tratado como *sustituto* cuando un hogar abandona el servicio de Internet fijo que venía contratando y lo reemplaza por la conexión móvil; o, cuando un hogar que habiendo contratado solo Internet móvil opta por ya no adquirir el servicio de Internet fijo.
- (iii) La relación de complementariedad o sustitución puede presentarse en la evaluación de la demanda del servicio de Internet, pero empíricamente podría resultar estadísticamente no significativa. En esta línea, cualquiera de estas posibilidades se etiquetarán como *irrelevancia en la sustitución*.

A fin de cumplir con los objetivos planteados, la segunda sección presenta la situación actual que permite caracterizar la comparación de ambos servicios desde el punto de vista de la oferta

---

<sup>1</sup> La ERESTEL es una encuesta que se lleva a cabo desde el año 2012 por encargo del OSIPTEL. Esta encuesta recoge información de los servicios de telecomunicaciones en términos de demanda y patrones de uso de dichos servicios en el sector residencial. Asimismo, contiene información sobre características demográficas y socioeconómicas de la población peruana. El cuestionario de la ERESTEL se encuentra disponible en: <https://www.osiptel.gob.pe/documentos/erestel-2018>. De otro lado, en la NRIP, el OSIPTEL estableció la obligación que tienen las empresas operadoras de remitir información estadística sobre indicadores de los servicios de telecomunicaciones.

(disponibilidad de los servicios) y de la demanda (razones para no contratar, sustitución entre servicios, formas de uso), así como identificar factores socioeconómicos coadyuvantes del acceso a los servicios considerados. Estos insumos servirán para el planteamiento del marco metodológico en la tercera sección (estrategias de estimación y variables consideradas). Luego, la cuarta sección del documento muestra y analiza los resultados obtenidos de la aplicación empírica de la metodología para seguidamente mostrar las conclusiones del estudio en la quinta sección.

## 2. Indicadores relevantes sobre los servicios de Internet

### 2.1. Cobertura a los servicios de Internet

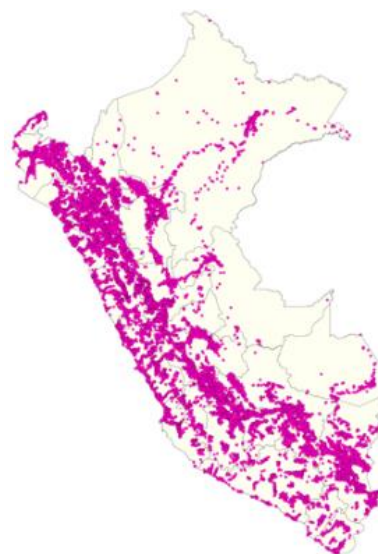
La Figura 1 muestra la dispersión de los centros poblados que cuentan con presencia del servicio de Internet fijo e Internet móvil a nivel nacional. A saber, a fines del 2019, la cobertura del servicio de Internet móvil alcanzó los 42 338 centros poblados, mientras que el servicio de Internet fijo solo estuvo presente en 521 centros poblados.

**Figura 1.** Centros poblados con cobertura a los servicios de Internet  
(Al cierre de 2019)

(a) En Internet fijo



(b) En Internet móvil



Fuente: Reglamento de Cobertura y Norma de Requerimientos de Información Periódica - OSIPTEL  
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

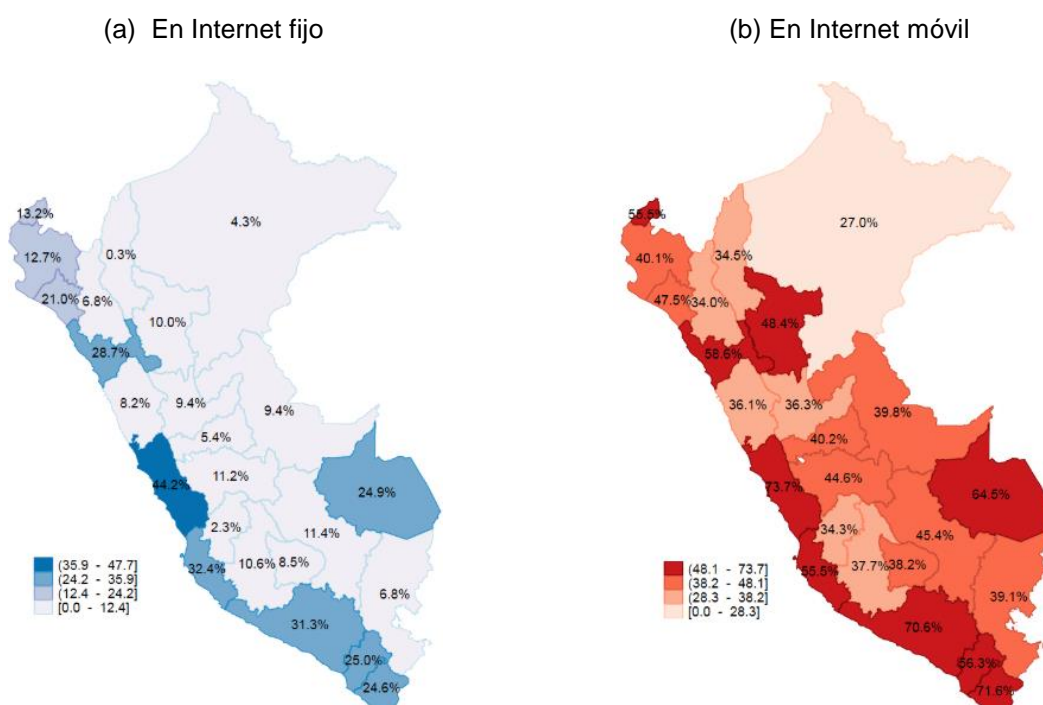
Con respecto a regiones, el servicio de Internet móvil se encuentra disponible en 52,4% de los centros poblados de la Costa, el 40,8% de la Sierra y el 43,5% de la Selva. Mientras que, el despliegue del servicio de Internet fijo solo cubre el 1,2%, 0,2% y el 0,4% de los centros poblados en las regiones mencionadas, respectivamente. Por tanto, se puede observar que existe un gran número de centros poblados en donde los hogares cuentan con el Internet móvil como única alternativa de acceso al servicio.

## 2.2. Acceso a los servicios de Internet a nivel regional

Los niveles de acceso al servicio de Internet móvil en el hogar fueron muy superiores a los del servicio de Internet fijo, lo cual guarda correspondencia con la asimetría en los niveles de cobertura entre ambos servicios. Al respecto, a nivel regional se tuvo que:

- **En Internet fijo.** (Ver Figura 2(a)). La mayor tasa de acceso de hogares se encontró en Lima Metropolitana (44,2%); mientras que la más baja en Huancavelica (0,3%).
- **En Internet móvil.** (Ver Figura 2(b)). Las regiones con mayores tasas de acceso en cuanto a personas fueron Lima Metropolitana (73,7%), Tacna (71,6%), Arequipa (70,6%) y Madre de Dios (64,5%); mientras que, las regiones con menores tasas fueron Loreto (27%), Cajamarca (34%), Huancavelica (34,3%) y Amazonas (34,5%).

**Figura 2.** Acceso a los servicios de Internet fijo e Internet móvil a nivel departamental (Al cierre de 2018)

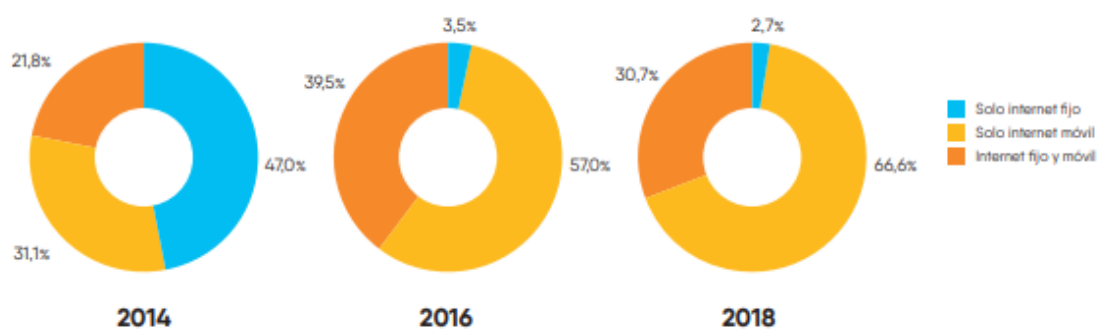


Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.  
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

## 2.3. Estructura del acceso a los servicios de Internet

La Figura 3 presenta la participación de conexiones fijas y móviles al servicio de Internet por parte de los hogares peruanos para los años 2014, 2016 y 2018. En particular, se evidencia que cada vez son más los hogares que disponen solo del servicio de Internet móvil (pasando de 31,1% a 66,6%), mientras que la tenencia de solo Internet fijo por parte del hogar representa cada vez una menor participación (pasando de 47% a 2,7%). Naturalmente, esto no implica la existencia de una sustitución entre los servicios dado que, como se vio anteriormente, hay una cantidad importante de centros poblados que aún no cuentan con despliegue de redes fijas. En este sentido, es importante precisar que, sobre la base de la ERESTEL, una de las principales razones involuntarias para que un hogar no cuente con dicho servicio es que este no se encuentre disponible en la localidad del hogar.

**Figura 3.** Estructura del acceso de los hogares a los servicios de Internet.



Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2014-2018.  
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

#### **2.4. Factores coadyuvantes de acceso a los servicios de Internet**

La probabilidad de contratación individual o conjunta de los tipos de conexión a Internet puede verse condicionada por distintas variables socioeconómicas propias de los hogares, tales como *gasto del hogar, edad del jefe de hogar, nivel socioeconómico, propiedad de la vivienda, número de miembros del hogar, ámbito geográfico de la vivienda.*

En efecto, de acuerdo a las estimaciones realizadas (véase Anexo 1), se muestra que la probabilidad de que un hogar contrate el servicio de Internet móvil aumenta a medida que el jefe de hogar se encuentra en un menor rango de edad, mientras que la probabilidad de un hogar por contratar el servicio de Internet fijo crece a medida que el jefe de familia se encuentre en un mayor grupo de edad. Esto quizás por los menores costos de adaptación a las tecnologías informáticas en estratos de población joven.

Por su parte, la probabilidad de que un hogar acceda a cualquiera de los servicios considerados guarda relación positiva con el gasto mensual del hogar. Así, un aumento del gasto del hogar es un indicio de mejoras en la capacidad de gasto familiar, lo que permitiría mejorar las posibilidades de contratar los servicios de Internet.

En cuanto al ámbito geográfico en el que se ubica el hogar, se evidencia que los hogares situados en zonas urbanas son mucho más propensos en contratar los servicios de Internet, en comparación a los hogares ubicados en zonas rurales<sup>2</sup>. Naturalmente, este último resultado guarda consistencia con el indicador de cobertura del servicio de Internet fijo.

Asimismo, la probabilidad de acceso está relacionada directamente con el número de miembros del hogar; esto es, a medida que el hogar cuente con más miembros, mayor será la probabilidad de que el hogar decida acceder a estos servicios. Adicionalmente, se observa a los hogares con jefes de hogar de educación en nivel alto (correlacionado con un mayor estrato socioeconómico) son más propensos en contratar el servicio de Internet móvil, en comparación a los hogares con jefes de hogar de nivel educativo más bajo (correlacionado con un menor estrato socioeconómico).

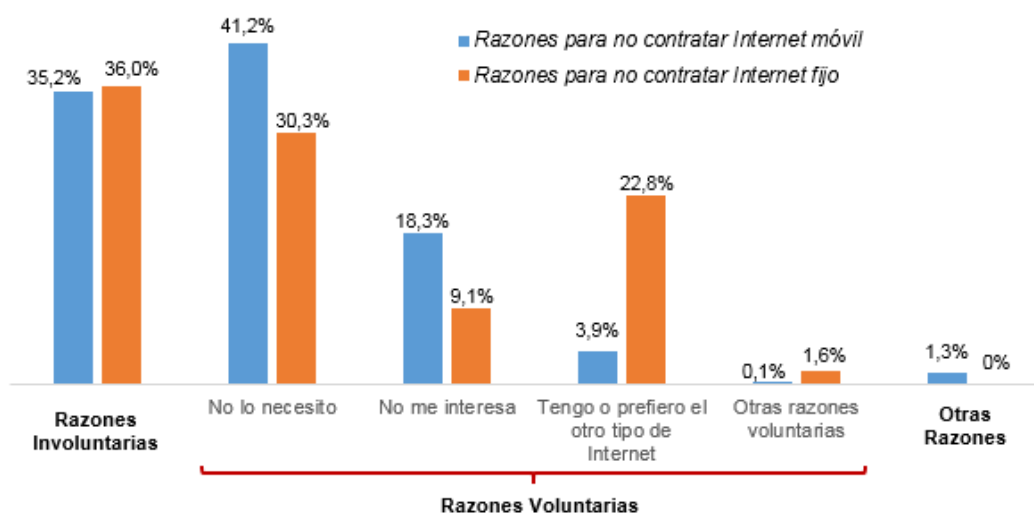
#### **2.5. Razones para no contratar los servicios de Internet**

De acuerdo a la ERESTEL 2018, las razones para que un hogar no contrate algún tipo de servicio pueden clasificarse en *voluntarias, involuntarias y otras razones.* Al respecto, dentro de las razones voluntarias, los resultados muestran que solo un 3,9% de los hogares no conectados al servicio de Internet móvil señalaron que no lo contratan porque ya cuentan con (o prefieren contratar) el servicio de Internet fijo; mientras que, un 22,8% de los hogares sin el servicio de Internet fijo

<sup>2</sup> Resultados similares se obtienen si se analiza la propiedad de la vivienda por parte del hogar.

mencionaron que no lo contratan debido a no contar con (o preferir contratar) el servicio de Internet móvil.

**Figura 4.** Razones para no contratar el servicio de Internet fijo y móvil

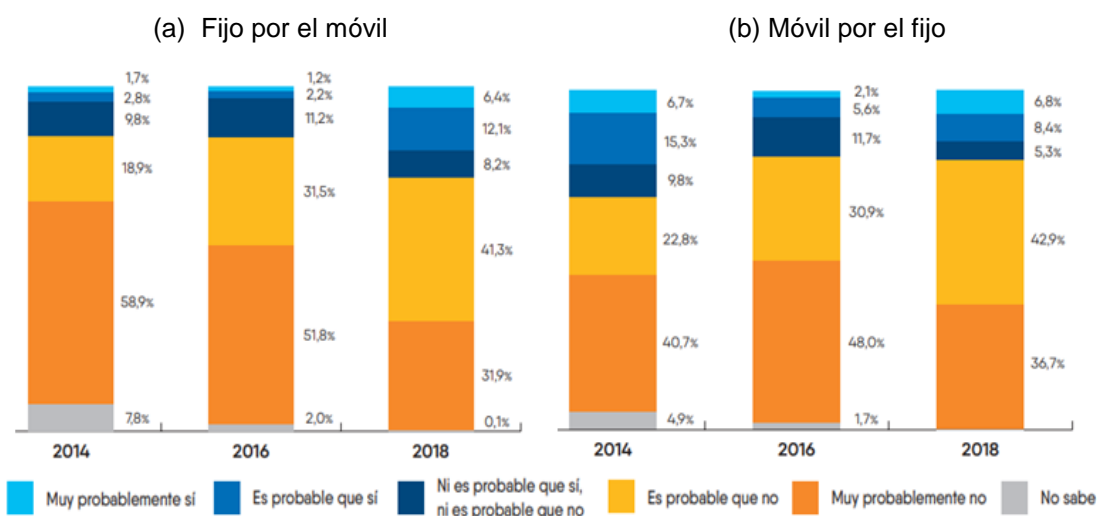


Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.  
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

## 2.6. Sustitución entre servicios de Internet

- **Respecto a la disposición para dejar el Internet fijo por el móvil.** Al 2018, el grupo de hogares que estuvo dispuesto a cambiar de servicio representó el 18,5% del total. Aunque si bien esta participación aún no es representativa, es resultado de un despegue significativo en los últimos años (+15 pp. respecto del año 2016).
- **Respecto a la disposición para dejar el Internet móvil por el fijo.** Al 2018, la participación de hogares dispuestos a realizar dicha sustitución alcanzó un nivel de 15,2%. De forma similar al caso anterior, si bien este porcentaje no es alto, se observa un crecimiento importante de 7,5 pp. con respecto al 2016.

**Figura 5.** Disposición a sustituir entre servicios de Internet



*Nota:* Sobre la base de los hogares que cuentan con al menos un tipo de conexión a Internet.  
 Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2014-2018.  
 Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### 2.7. Formas de uso del servicio de Internet

Las múltiples formas en que los usuarios emplean los servicios de Internet (independientemente de si es fijo o móvil) también es un indicio relevante para analizar de manera descriptiva la complementariedad o sustituibilidad que existe entre ambos servicios. En esta línea, según los resultados obtenidos de la ERESTEL 2018 (véase Anexo 2), se observa que los usuarios suelen emplear el servicio de Internet fijo para buscar información, ver videos, jugar en red, comprar o vender productos o servicios; mientras que el Internet móvil es empleado con mayor frecuencia para revisar las redes sociales o mensajería instantánea, realizar llamadas, entre otros.

Naturalmente, el empleo de uno u otro servicio a un determinado uso está correlacionado con la disponibilidad de datos dentro del plan contratado. Así, los usuarios tienden a utilizar el Internet fijo (móvil) en aquellas acciones que demanden mayor (menor) cantidad de datos dada su representatividad de planes en cuanto a datos ilimitados (limitados)<sup>3</sup>.

## 3. Marco metodológico

A continuación se presentan los modelos empleados para este estudio y las variables utilizadas para la implementación de los mismos con base a la información disponible y el análisis previo.

### 3.1. Estrategias de estimación

Para evidenciar la interrelación que existe entre las demandas de acceso a los servicios de Internet, se contrastan tres modelos: (i) un modelo Probit bivariado, (iii) un modelo de regresión lineal desde el enfoque clásico y bayesiano, (ii) un modelo VAR estructural.

<sup>3</sup> Para mayores detalles consultar el libro elaborado por el OSIPTEL “Caracterización de la demanda de los servicios públicos de telecomunicaciones (2014-2018)”. Disponible en: <https://sociedadtelecom.pe/libros-osiptel/wp-content/uploads/2020/01/caracterizacion-demanda.pdf>

▪ **Método de Estimación 1: Modelo Probit bivariado**<sup>4</sup>.

Este modelo asume que la decisión adoptada por un agente respecto de la adquisición de un determinado servicio (por ejemplo, Internet móvil) no es independiente de la decisión de adquirir otro servicio con características similares (por ejemplo, Internet fijo).

Para la implementación del modelo Probit bivariado se requiere definir la unidad de análisis y las variables incluidas en las ecuaciones (tanto dependientes como independientes)<sup>5</sup>. Así, considerando que cualquiera de los servicios analizados puede ser contratado en el ámbito de la vivienda, se toma como unidad de análisis al hogar. Respecto de las ecuaciones, las variables dependientes vienen dadas por:

- $Con\ acceso\ a\ Internet\ fijo\ (conIF) = \begin{cases} 1, & \text{si el hogar tiene conexión a IF} \\ 0, & \text{en caso contrario} \end{cases}$
- $Con\ acceso\ a\ Internet\ móvil\ (conIM) = \begin{cases} 1, & \text{si el hogar tiene conexión a IM} \\ 0, & \text{en caso contrario} \end{cases}$

Para la tenencia del servicio de Internet fijo (o Internet móvil) se utilizará la variable dicotómica  $y_1$  (o  $y_2$ ) que representa la variable  $conIF$  (o  $conIM$ ). Estas variables toman el valor de 1 si el beneficio esperado neto de que el hogar  $i$  contrate Internet fijo (o Internet móvil) es positivo frente al hecho de no contar con el servicio. Esto es,  $I_{1i} > 0$  (o  $I_{2i} > 0$ ).

Luego, si se considera que  $Pr[conIF_i = 1]_i \approx y_{1i}$ ,  $Pr[conIM_i = 1]_i \approx y_{2i}$  y  $k = 1, 2$  para la ecuación de Internet fijo e Internet móvil, respectivamente; las dos ecuaciones del modelo quedan expresadas del siguiente modo:

$$y_{ki} = 1 \text{ si } I_{ki} > 0; \quad y_{ki} = 0 \text{ en otro caso;}$$

Si se asume que  $I_{ki}$  sigue una forma funcional  $g$  que dependa linealmente de un conjunto de factores  $(X_{ki})$  asociados al hogar  $i$  que se consideran relevantes para explicar la  $Pr[conIF_i = 1]$  y la  $Pr[conIM_i = 1]$ , se tiene que:

$$I_{ki} = g(c_{ki} + \beta_k X_{ki}) + \varepsilon_{ki}$$

Donde  $c_{ki}$  y  $\varepsilon_{ki}$  representan los interceptos y los términos de perturbación de cada ecuación, respectivamente.  $\varepsilon_{ki}$  representa todas las variables no observables que afectan los beneficios netos de contar con los servicios de Internet. Por su parte,  $\beta_k$  es el vector de coeficientes correspondiente a cada variable  $X_{ki}$ .

Para el planteamiento probabilístico establecido se necesita asumir una función de distribución de probabilidad. Por ello, se supone que cada  $\varepsilon_{ki}$  sigue una distribución de probabilidad normal bivariada con valor esperado 0, varianza igual a 1, así como una correlación no nula entre ellos ( $\rho \neq 0$ )<sup>6</sup>.

Precisamente, el parámetro  $\rho$  busca incorporar o considerar en el análisis la interdependencia que existiría cuando se modela la demanda de acceso o contratación de

<sup>4</sup> El modelo Probit bivariado es una extensión del Probit convencional y de las regresiones multiecuacionales clásicas. Para este estudio, el algoritmo detrás de la estimación del modelo Probit bivariado corresponde al de una Cópula Gaussiana.

<sup>5</sup> Una característica del modelo Probit bivariado es que todas las ecuaciones incluidas pueden ser explicadas por las mismas variables independientes. No obstante, para este análisis se emplea el *modelo Probit bivariado aparentemente no relacionado* (o *Seemingly unrelated bivariate Probit model*), dado que las ecuaciones que representan a cada tipo de acceso analizado no van a compartir la totalidad de variables explicativas.

<sup>6</sup> Esto es:

- $E[\varepsilon_{1i}|X_{1i}, X_{2i}] = E[\varepsilon_{2i}|X_{1i}, X_{2i}] = 0;$
- $var[\varepsilon_{1i}|X_{1i}, X_{2i}] = var[\varepsilon_{2i}|X_{1i}, X_{2i}] = 1; y,$
- $corr[\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}|X_{1i}, X_{2i}] = \rho \neq 0$



un servicio y las formas en que este es provisto, por lo que su cuantificación empírica es sustancial para evaluar la interrelación ( $\rho \neq 0$ ) o independencia ( $\rho = 0$ ) de los tipos de conexión a Internet.

Asimismo, dado el supuesto sobre distribución de probabilidad, el modelo Probit bivariado permite realizar un análisis sobre la posibilidad de que un hogar "i" no demande el servicio de Internet fijo (o Internet móvil) dado que ya cuenta con el servicio Internet móvil (o Internet fijo). Esto es, la  $Pr[conIF_i = 0 | conIM_i = 1]$  (o  $Pr[conIM_i = 0 | conIF_i = 1]$ ).

A saber, en caso de que los eventos *conIF* y *conIM* fueran independientes ( $\rho = 0$ ), se tendría que la  $Pr[conIF_i = 0 | conIM_i = 1]$  sería solo  $Pr[conIF_i = 0]$  y, de manera similar, la  $Pr[conIM_i = 0 | conIF_i = 1]$  sería igual a  $Pr[conIM_i = 0]$ . Es decir, no habría un condicionamiento entre las probabilidades de acceso.

No obstante, en caso de encontrarse interrelación entre dichos servicios ( $\rho \neq 0$ ), las mencionadas probabilidades vienen dadas respectivamente por:

$$Pr[conIF_i = 0 | conIM_i = 1] = \frac{Pr[conIF_i = 0, conIM_i = 1]}{Pr[conIM_i = 1]}$$

$$Pr[conIM_i = 0 | conIF_i = 1] = \frac{Pr[conIM_i = 0, conIF_i = 1]}{Pr[conIF_i = 1]}$$

De este modo, el supuesto de que las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones de acceso entre los servicios de Internet tienen una correlación diferente de cero permite modelar aquellas decisiones que implican entornos comunes, obteniendo estimadores más robustos respecto a las metodologías convencionales de elección discreta, dado que se tendría en cuenta la dependencia (conjunta o simultánea) entre ambos servicios.

Por tanto, se vuelve a señalar la relevancia de evaluar si la correlación entre dichas perturbaciones resulta siendo estadísticamente igual a cero ( $H_0: \rho = 0$ )<sup>7</sup>. En efecto, se debe considerar que:

*“Si la correlación fuera estadísticamente diferente de cero y negativa (o positiva), esto sería indicio de que las variables no observables que afectan a la probabilidad de tener un determinado servicio influyen negativamente (o positivamente) sobre la probabilidad de contar con el otro servicio. Para fines del presente estudio se evidenciaría una relación de sustitución (complementariedad) entre los servicios de Internet. Asimismo, en caso la estimación del parámetro  $\rho$  sea negativa (positiva) pero estadísticamente no significativa se estará en un escenario de irrelevancia en la sustitución”.*

Cabe precisar que la realización de este modelo considera que el acceso al servicio de Internet fijo es factible únicamente cuando el hogar cuenta con una computadora de escritorio o laptop, por lo que se pueden presentar diferencias importantes en las características de los hogares que poseen computadora respecto de los hogares que no la poseen. De no considerar estas diferencias, se generaría un problema de sesgo de selección de la muestra. En esta línea, dado que una de las razones involuntarias para que un hogar no contrate el servicio de Internet fijo es que este no posee una computadora,

<sup>7</sup> Para contrastar la significancia estadística de los coeficientes ( $H_0: \beta_j = \beta_{j0}$ ) se emplea el Test de Wald. Este estadístico para el  $j$ -ésimo elemento del vector  $\beta$  evaluada en  $\beta_j$  viene definida por  $W_j(\beta_j) = \frac{(\hat{\beta}_j - \beta_{j0})^2}{\widehat{var}(\hat{\beta}_j)}$ ; donde  $\hat{\beta}_j$  y  $\widehat{var}(\hat{\beta}_j)$  son los valores estimados para  $\beta_j$  y la varianza del estimador  $\beta_j$ . Luego, el intervalo de confianza para  $\beta_j$  está dado por  $IC[\beta_j, 1 - \alpha] = \{\beta | W_j(\beta_j) < q_{1-\alpha}\}$ , siendo  $q_{1-\alpha}$  el percentil  $(1 - \alpha)$  de la distribución Chi-cuadrado con un grado de libertad.

resulta apropiado tratar el problema mencionado. Esto se aborda mediante el método de dos etapas propuesto por Heckman<sup>8</sup>.

▪ **Método de Estimación 2: Modelo de Regresión lineal clásico y bayesiano**

En este método de estimación, se plantea una ecuación de demanda con elasticidad constante para el acceso al servicio de Internet fijo, considerando como variables explicativas a los precios de Internet fijo, precios del servicio móvil y los niveles de ingreso. El propósito de esta regresión es contrastar el sentido de la relación que guardan los servicios de Internet fijo e Internet móvil. Así, la ecuación del modelo viene definida por:

$$Q^{IF} = \alpha_0 \cdot P_{IF}^{\beta_1} \cdot P_{IM}^{\beta_2} \cdot I^{\beta_3}$$

$$\ln Q_{IF} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln P_{IF} + \beta_2 \cdot \ln P_{IM} + \beta_3 \cdot \ln I$$

La última expresión se encuentra en logaritmos, por lo que los coeficientes estimados son interpretados directamente como elasticidades. Así,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  representan las elasticidades precio-propia y precio-cruzada, respectivamente; mientras que  $\beta_3$  representa la elasticidad ingreso.

El modelo planteado se estimará a partir del enfoque clásico<sup>9</sup> y bayesiano, siendo en este último enfoque la estimación realizada mediante simulaciones de cadenas de Markov Montecarlo (MCMC).

En términos generales, un modelo de regresión lineal bayesiano viene dado por: (i)  $Q^{IF} | \theta \sim N(A\theta, C)$ , donde  $Q^{IF}$  es la demanda de Internet fijo,  $\theta$  es el vector de parámetros obtenidos para cada una de las variables explicativas (precios del servicio móvil, precios de Internet fijo e ingresos);  $A$ , es la matriz de información (los datos periódicos de las variables consideradas) y  $C$  es la matriz diagonal de varianzas  $\sigma^2 I$ ; y (ii) una distribución de los parámetros a priori normal  $\theta \sim N(\mu, V)$ . Bajo este escenario, la distribución marginal de  $Q^{IF}$  vendría dada por  $Q^{IF} \sim N(A\mu, C + AVA^T)$  con distribución a posteriori de  $\theta$  igual a  $\theta | Q^{IF} \sim N(Bb, B)$ , donde  $B^{-1} = V^{-1} + A^T C^{-1} A$  y  $b = A^T C^{-1} y + V^{-1} \mu$ .

No obstante, dado que en el presente análisis no se cuenta con información a priori acerca de la distribución de los parámetros del modelo (esto es,  $\mu$  y  $V$  son desconocidos), el modelo de regresión lineal bayesiano a ser aplicado corresponde a un modelo con *distribución a priori no informativa*:  $f(\theta) \propto 1$ <sup>10</sup>. Por tanto, el resultado para la distribución a posteriori es equivalente a considerar  $V^{-1} = 0$  (con lo que  $B^{-1} = A^T C^{-1} A \rightarrow B = (A^T C^{-1} A)^{-1}$  y  $b = A^T C^{-1} Q^{IF}$ ), obteniendo para este estudio que el vector de parámetros del modelo (*precio del servicio móvil, precio de Internet fijo e ingresos*) se distribuirían de la siguiente manera:

$$\theta | Q^{IF} \sim N((A^T C^{-1} A)^{-1} A^T C^{-1} Q^{IF}, (A^T C^{-1} A)^{-1})$$

Con el propósito de medir la consistencia de los resultados del modelo bayesiano, se empleó el diagnóstico Heidelberg-Welch para determinar si las cadenas de Markov

<sup>8</sup> Siguiendo a Heckman (1979), en primer lugar se construye el ratio inverso de Mills (o Lambda de Mills,  $\lambda$ ) a partir de la estimación de un modelo de elección discreta del tipo Probit para la tenencia de al menos una computadora o portátil en el hogar (y la tenencia de al menos una conexión fija en el hogar). Luego, el siguiente paso incluye estos ratios como variables explicativas adicionales dentro de cada ecuación del modelo Probit bivariado. Si el ratio inverso de Mills ( $\lambda$ ) resulta significativo en la estimación, evidencia que el efecto del sesgo de selección habría condicionado la estimación, en caso de no haberlo tenido en cuenta.

<sup>9</sup> Para el enfoque clásico, el modelo se estima vía Mínimo Cuadrados Ordinarios, considerando que previamente se contrastó el cumplimiento de los supuestos del modelo y la correcta forma funcional del mismo.

<sup>10</sup> El principio de razón insuficiente planteada por Bayes (1763) y Laplace (1814) menciona que si no existe información para diferenciar entre valores diferentes de  $\theta$ , se debe dar la misma probabilidad a todos los valores, por lo que el principio implica una distribución uniforme para  $\theta$ .

aplicadas provienen de distribuciones estacionarias (convergentes)<sup>11</sup> y si existe estabilidad respecto a la media de los parámetros. Este método muestra un diagnóstico generando densidades a posteriori para cada uno de los parámetros considerados en el modelo (precio de Internet móvil, precio de Internet fijo e ingresos).

▪ **Método de Estimación 3: Modelo VAR estructural.**

Esta es una extensión del modelo de regresión lineal que se emplea para estudiar cómo cada una de las variables afecta y es afectada por el resto de las variables analizadas. Esto es, permite medir el impacto que existe entre las variables involucradas y evaluar la relevancia de un shock ocurrido en una determinada variable sobre el estado de alguna otra variable. Estos efectos (o proceso de estabilización) son observados a través de las funciones de impulso-respuesta.

Así, a partir del modelo de demanda con elasticidad constante y considerando como variables la demanda de Internet fijo, precio del servicio de Internet fijo, precio del servicio móvil e ingresos, se construye el siguiente modelo VAR en su forma reducida<sup>12</sup>:

$$\begin{aligned} \ln Q_t^{IF} &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \cdot \ln Q_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} \cdot \ln P_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \cdot \ln P_{t-i}^{IM} + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} \cdot \ln I_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \ln P_t^{IF} &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \cdot \ln Q_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \gamma_{2i} \cdot \ln P_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \delta_{2i} \cdot \ln P_{t-i}^{IM} + \sum_{i=1}^k \theta_{2i} \cdot \ln I_{t-i} + \varepsilon_{2t} \\ \ln P_t^{IM} &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \cdot \ln Q_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \gamma_{3i} \cdot \ln P_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \delta_{3i} \cdot \ln P_{t-i}^{IM} + \sum_{i=1}^k \theta_{3i} \cdot \ln I_{t-i} + \varepsilon_{3t} \\ \ln I_t &= \alpha_4 + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} \cdot \ln Q_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \gamma_{4i} \cdot \ln P_{t-i}^{IF} + \sum_{i=1}^k \delta_{4i} \cdot \ln P_{t-i}^{IM} + \sum_{i=1}^k \theta_{4i} \cdot \ln I_{t-i} + \varepsilon_{4t} \end{aligned}$$

Donde los términos  $\varepsilon_{jt}$  (con  $j = 1, \dots, 4$ ) de cada ecuación representan los errores estocásticos, también llamados impulsos o innovaciones. La expresión anterior puede presentarse en su forma matricial como:

$$\begin{bmatrix} \ln Q_t^{IF} \\ \ln P_t^{IF} \\ \ln P_t^{IM} \\ \ln I_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} \beta_{1i} & \gamma_{1i} & \delta_{1i} & \theta_{1i} \\ \beta_{2i} & \gamma_{2i} & \delta_{2i} & \theta_{2i} \\ \beta_{3i} & \gamma_{3i} & \delta_{3i} & \theta_{3i} \\ \beta_{4i} & \gamma_{4i} & \delta_{4i} & \theta_{4i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln Q_{t-i}^{IF} \\ \ln P_{t-i}^{IF} \\ \ln P_{t-i}^{IM} \\ \ln I_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

Como se comentó, la implementación de un modelo VAR disminuye el problema de endogeneidad por doble causalidad dado que considera a todas las variables como endógenas. No obstante, una de las limitaciones del modelo VAR estándar es que no permite identificar las funciones de impulso-respuesta, por lo que resulta necesario plantear un modelo VAR estructural, estableciendo restricciones de corto y largo plazo a fin de identificar los shocks<sup>13</sup>.

<sup>11</sup> O dicho de otro modo, si la cadena está explorando de manera adecuada el espacio de estados.

<sup>12</sup> En un modelo VAR estándar todas las variables son tratadas simétricamente, siendo explicadas por el pasado de todas ellas. El modelo tiene tantas ecuaciones como variables, y los valores rezagados de todas las variables aparecen como variables explicativas en todas las ecuaciones.

<sup>13</sup> En particular, la restricción impuesta está asociada al supuesto de que shocks en los precios no tienen efectos sobre los niveles de ingreso, además que los impactos de las innovaciones propias de cada variable sobre la misma variable es uno.

Naturalmente, la correcta especificación de este modelo está sujeta a la cantidad óptima de rezagos en las variables consideradas, pues la inclusión de muchos rezagos consume grados de libertad, mientras que muy pocos rezagos provocan errores de especificación. Así, para analizar el número de rezagos óptimos, se siguió el Criterio de Información de Akaike (AIC)<sup>14</sup>. Adicionalmente, no se debe perder de perspectiva que para realizar un VAR estructural se debe efectuar de manera concisa el descarte de la presencia de una raíz unitaria o de un modelo de corrección de errores ante una eventual relación de cointegración entre las variables de interés.

### 3.2. Fuente de información y datos empleados.

La implementación del modelo Probit bivariado requiere de la especificación de variables explicativas que capturen características demográficas y socioeconómicas de la población analizada (datos de tipo corte transversal). Para esto, la Tabla 1 presenta variables características del hogar y la Tabla 2 muestra la tenencia de servicios por parte del hogar. En ambos casos, la fuente de información es la ERESTEL 2018.

**Tabla 1.** Principales características socioeconómicas del hogar

Características del Hogar	Medida en:
Edad del Jefe de hogar	En años cumplidos
Educación de Jefe de Hogar	En años
Gasto mensual del hogar	Expresado en logaritmos
Número de miembros del hogar	Edades entre 12 y 35 años
Propiedad de la vivienda	1, si es propiedad del hogar 0, en caso contrario

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

**Tabla 2.** Sobre tenencia de servicios de telecomunicaciones en el hogar

Variable sobre tenencia de servicios	Valor de la variable
Tenencia de telefonía fija (con TF)	1, si el hogar tiene acceso 0, en caso contrario
Tenencia de telefonía móvil (con TM)	1, si el hogar tiene acceso 0, en caso contrario
Tenencia de TV de Paga (con TV)	1, si el hogar tiene suscripción 0, en caso contrario

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

En cuanto a la implementación de los modelos VAR estructural y regresión lineal temporal tanto clásico como bayesiano, se consideran variables que permitan caracterizar la demanda de Internet fijo en el tiempo (datos de series temporales), tales como el número de abonados que acceden al servicio, precios de Internet fijo, precios del servicio móvil y los niveles de ingresos<sup>15</sup>. Estas series fueron construidas a partir de la NRIP.

<sup>14</sup> Este estadístico viene dado por  $AIC = -2\frac{l}{T} + 2\frac{p}{T}$ , siendo  $l = -\frac{Tk}{2}(1 + \ln 2\pi) - \frac{T}{2}\ln|\hat{\Sigma}|$ , y  $p = k(d + nk)$  el número de parámetros estimados en el modelo VAR, siendo  $d$  el número de variables exógenas (asociados a precios de los servicios de Internet, ingresos y la demanda de Internet fijo),  $n$  el orden del VAR,  $k$  el número de variables endógenas,  $\Sigma$  la matriz de covarianzas de los residuos.

<sup>15</sup> Los precios del servicio de Internet móvil son aproximados por el ARPU del servicio de telefonía móvil. Este supuesto es plausible considerando la alta representación con la que cuenta el servicio de Internet dentro del valor de los planes tarifarios móviles, en comparación con el resto de atributos.

**Tabla 3.** Indicadores de precios, demanda e ingresos en los servicios de Internet

Demanda y Precios	Medida en:	Variable:
Precio de Internet fijo	(Aproximado por ARPU <sup>16</sup> – Internet fijo)	$P^{IF}$
Precio de Internet móvil	(Aproximado por ARPU – Internet móvil)	$P^{IM}$
Demanda del servicio	(Expresado en cantidades)	$Q^{IF}; Q^{IM}$
Nivel de Ingreso	(Aproximado por PBI per cápita)	$PBI_{pc} \rightarrow I$

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

## 4. Resultados

### 4.1. Modelo Probit bivariado

El análisis sobre la interrelación entre las demandas de acceso a los servicios de Internet se realizó para los hogares en el ámbito de Lima Metropolitana y a nivel nacional. El propósito de realizar el análisis a la región de Lima Metropolitana es controlar la asimetría que existe en la cobertura de los servicios de Internet, pues dado que esta región cuenta con el mayor despliegue de redes fijas, la comparación y la posibilidad de los consumidores a contratar entre ambos servicios se darían sin mayores restricciones.

Con base a la prueba de significancia global de Wald, el modelo en su conjunto presentó un nivel de significancia bastante alto; asimismo, todos los coeficientes estimados de las variables explicativas individualmente también resultaron estadísticamente significativos por encima del 1% (manteniendo los signos esperados). Respecto a la bondad de ajuste del modelo, este viene representado por un nivel de pseudo  $R^2$  de McFadden igual a 0,29, el cual muestra que el modelo planteado tiene un valor explicativo alto si consideramos que se trata de un modelo de corte transversal. De manera adicional, se realizaron distintas pruebas de normalidad del modelo, no pudiéndose rechazar la hipótesis nula de normalidad<sup>17</sup>.

Sobre la interrelación entre los errores de las demandas de acceso a los servicios de Internet fijo e Internet móvil ( $\rho$ ), se obtuvieron niveles de correlación positivos con un valor estimado de  $\hat{\rho}_{LM} = 0,344$  para el análisis en Lima Metropolitana y un valor de  $\hat{\rho}_{Nac} = 0,104$  para el análisis a nivel nacional. El menor nivel de  $\rho$  obtenido a nivel nacional –en comparación al estimado para Lima Metropolitana– se debe justamente a la inclusión de zonas donde existe asimetrías en la cobertura (disponibilidad técnica) de ambos servicios.

De acuerdo al marco planteado, los niveles de correlación estrictamente positivos y estadísticamente relevantes para  $\rho$  implican que las variables no observables (por ejemplo, las preferencias de los usuarios) afectan de manera similar el acceso al servicio de Internet fijo e Internet móvil, reflejando así un grado de complementariedad entre estos dos servicios. Adicionalmente, con el objeto de contrastar los valores obtenidos para  $\hat{\rho}$ , se realizó la prueba de significancia estadística mediante el test de Wald, el cual tiene como hipótesis nula que la correlación entre los residuos de cada ecuación es cero ( $H_0: \rho = 0$ ). Los resultados demuestran que la hipótesis nula puede rechazarse al 1% de nivel de significancia. Asimismo, los niveles de  $\hat{\rho}$  para Lima Metropolitana y a nivel nacional se situaron en intervalos de confianza estrictamente positivos: (0,262; 0,431) y (0,045; 0,153), respectivamente, lo que constituye evidencia empírica importante de que el modelo Probit bivariado es adecuado para las muestras analizadas. (Ver Tabla 4).

<sup>16</sup> Promedio de ingresos por usuario, por sus siglas en inglés.

<sup>17</sup> Entre las pruebas realizadas para evidenciar la normalidad se encuentran las pruebas de Murphy, Mardia, Henze-Zirkler y la Prueba de Doornik-Hansen.

**Tabla 4.** Lima Metropolitana – Modelo Probit bivariado sobre acceso al servicio de Internet fijo e Internet móvil

Variables Explicativas	Variable Dependiente (cuenta con Internet fijo)			Variable Dependiente (cuenta con Internet móvil)		
	Coefficientes	Desv. Estándar (robusta)	Valor Z	Coefficientes	Desv. Estándar (robusta)	Valor Z
Edad de jefe de hogar	-0,001	0,002	-0,369	-0,010	0,003	-3,89
Educación de jefe de hogar (años)	0,001	0,013	0,048	0,055	0,020	2,76
Logaritmo de gasto mensual de hogar	0,017	0,061	0,284	0,245	0,094	2,61
Miembros de hogar (entre 12-35 años)				0,212	0,040	5,35
Propiedad de la vivienda	0,106	0,059	1,78			
Acceso a telefonía fija	1,07	0,181	5,92	0,146	0,267	0,548
Acceso a telefonía móvil	0,765	0,222	3,45	7,64	413,2	0,018
Acceso a TV de Paga	0,275	0,076	3,60	0,317	0,109	2,91
Ratio Inverso de Mills ( $\lambda$ )	-0,613	0,220	-2,78	-0,147	0,300	-0,489
Intercepto	-1,35	0,890	-1,52	-8,59	413,2	-0,021
<b>Valor <math>\rho</math></b>						
Coefficiente	0,344					
Intervalo de confianza para $\rho$	(0,262 ; 0,431)					
Error estándar	0,051					
<b>Test de Wald para Ho: <math>\rho = 0</math></b>						
chi2 (1)	38,169					
Prob>Chi2	0,000					
<b>Datos adicionales de la estimación</b>						
Método de Estimación	Probit bivariado aparentemente no relacionado con errores estándar robustos ( <i>Seemingly unrelated bivariate probit regression</i> )					
Tamaño de muestra seleccionada	3 005 hogares limeños					
Logaritmo de la Pseudoverosimilitud	-2 137,8					
Wald Chi2(15)	.					
Prob > Chi2	.					
(CI Bayesiano ; CI Akaike)	(4 427,6 - 4 313,5)					

Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

La Tabla 5 presenta un resumen de estadísticos descriptivos respecto a la probabilidad de un hogar por no contratar uno de los servicios de Internet dado la tenencia del otro tipo de conexión (es decir,  $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$  y  $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$ ) para Lima Metropolitana<sup>18</sup>. Al respecto, la probabilidad promedio de que un hogar no acceda a Internet fijo condicionado a la contratación del Internet móvil es 54,4% y con una dispersión de 0,317; mientras que la probabilidad media de que un hogar no contrate a Internet móvil dado el acceso a Internet fijo es de 6,1%, con una dispersión de 0,155.

Basándose en el histograma y la función de densidad (ver Figura 6) se observa que:

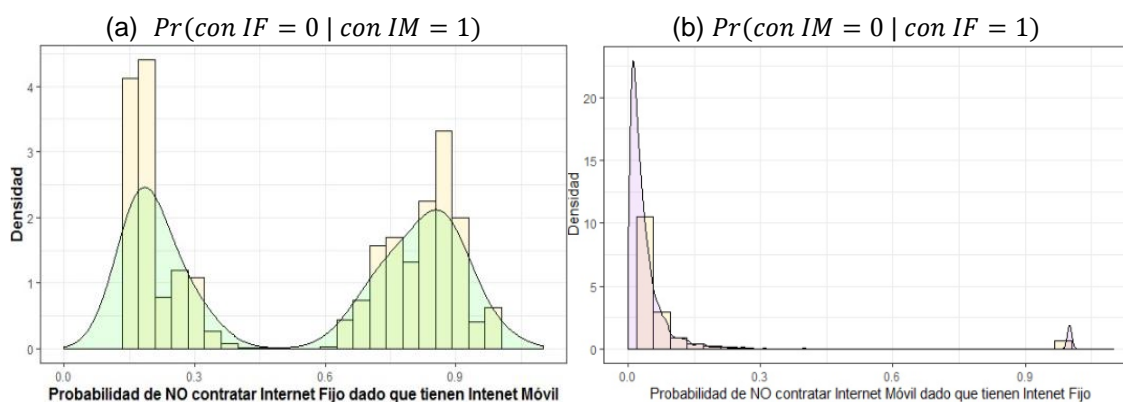
- (i) Los valores estimados para  $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$  subyace una distribución bimodal con una primera moda que se encuentra alrededor de 0,1 y una segunda en torno a 0,87. Los hogares pertenecientes a la primera moda reflejan que una parte relevante de los hogares (o consumidores) tienen una probabilidad muy baja de no contratar Internet fijo dado el acceso a Internet móvil.
- (ii) La distribución de los valores estimados para  $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$  registra una única moda muy baja con asimetría positiva con una media alrededor de 0,06. Este resultado reflejaría la baja probabilidad de los hogares a dejar el servicio de Internet fijo contratado por el Internet móvil, ya que en principio tienen baja probabilidad de contratarlo.

**Tabla 5.** Lima Metropolitana - Estadísticas descriptivas de las estimaciones de  $Pr(con IF = 0 | con IM = 1)$  y  $Pr(con IM = 0 | con IF = 1)$

Estadístico	$Pr(con IF = 0   con IM = 1)$	$Pr(con IM = 0   con IF = 1)$
Valor Mínimo	0,153	0,000
1st. Qu	0,187	0,123
Media	0,544	0,061
Mediana	0,702	0,025
3rd Qu	0,851	0,048
Valor Máximo	1,00	1,00
Desviación Estándar	0,317	0,155
Coficiente Variación	0,583	2,539

Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.  
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

**Figura 6:** Lima Metropolitana – Histograma y densidad de las estimaciones de  $Pr(con IF = 0 | con IM = 1)$  y  $Pr(con IM = 0 | con IF = 1)$



Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

<sup>18</sup> Los resultados correspondientes a nivel nacional se presentan en el Anexo 3.

Adicionalmente, dada las asimetrías de cobertura que existen producto del menor despliegue de las redes fijas conducen hacia el Internet móvil como única alternativa, resulta esperado que dicha probabilidad aumente si se incluyen hogares del interior del país en un análisis a nivel nacional<sup>19</sup>. En efecto, el análisis a nivel nacional permite observar que la probabilidad media de no contratar el servicio de Internet fijo dado que el hogar ya posee Internet móvil aumenta a 76,4%.

Respecto a los siguientes dos modelos (regresión lineal temporal y VAR estructural) es necesario señalar que, si bien el análisis de series temporales tiene limitaciones para establecer una relación causal, en este estudio se realizaron diversos contrastes que relativizan la presencia de dos posibles problemas, regresiones espurias y endogeneidad.

En relación con el primer posible problema (regresiones espurias), es necesario considerar que en muestras pequeñas los test de raíz unitaria y análisis de cointegración presentan limitaciones, por tal razón en el modelo lineal las variables se introdujeron en niveles; aunque es conveniente comentar que, incluso incluyendo las variables en primeras diferencias, el efecto de la elasticidad cruzada se mantendría o se volvería estadísticamente no significativo. De manera similar ocurre en los modelos VAR estructural, en donde los resultados no varían si se emplea variables en niveles o en primeras diferencias. A pesar de ello, para el modelo VAR estructural aplicado en la subsección 4.3 se aseguró la presencia de variables estacionarias empleando segundas diferencias en las variables en estudio. Asimismo, en dicho análisis se descartó la existencia de cointegración entre las variables. Todo esto con el propósito de señalar la robustez de los resultados.

En lo que se refiere al segundo posible problema (endogeneidad), se debe recalcar la implementación de la prueba F asociada al test RESET de Ramsey, confirmándose la significancia estadística de la correcta especificación de forma funcional en el modelo propuesto. Adicionalmente, el uso de la herramienta VAR permite relativizar el problema de endogeneidad por doble causalidad.

## 4.2. Regresión lineal temporal

### ▪ Desde el enfoque clásico

Las variables incluidas en el modelo de regresión lineal temporal evidencian una alta correlación entre ellas (ver Tabla 6, correlaciones de Pearson). En efecto, se observa que el acceso al servicio de Internet fijo guarda una alta correlación negativa con los precios de Internet fijo y servicios móviles (-0,36 y -0,94, respectivamente) y una alta correlación positiva con los ingresos (0,98).

**Tabla 6.** Matriz de correlaciones de las variables empleadas en el modelo

Variables	$\ln(I)$	$\ln(Q^{IF})$	$\ln(P^{IF})$	$\ln(P^{IM})$
$\ln(I)$	1,00	.	.	.
$\ln(Q^{IF})$	0,98	1,00	.	.
$\ln(P^{IF})$	-0,38	-0,36	1,00	.
$\ln(P^{IM})$	-0,92	-0,94	0,12	1,00

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

El modelo de demanda con elasticidad constante presentó un buen ajuste global medido por el  $R^2$  ajustado (97,3%), cuya correcta especificación o forma funcional se vio

<sup>19</sup> Por ejemplo, las grandes distancias que tendrían los abonados de Internet fijo respecto a las centrales en zonas de menor densidad poblacional encarecen el costo de despliegue de tecnologías fijas y más bien incentivan el despliegue de tecnologías móviles. Otras características estructurales son la geografía del país, la presencia de la red de transporte de microondas o los emplazamientos con conexiones de cobre defectuosas debido a la depreciación de la infraestructura producto de las condiciones climáticas.



corroborada por la prueba F asociada al Test de Ramsey<sup>20</sup>. En el Anexo 6 se muestra el resultado de esta última prueba a fin de analizar la significancia estadística de la endogeneidad asociada a una mala especificación de la forma funcional.

En cuanto a los resultados obtenidos para los parámetros, las tres elasticidades presentaron los signos esperados y resultaron estadísticamente distintas de cero al nivel del 1%. Específicamente, se obtuvo un nivel de elasticidad ingreso igual a 1,91, mientras que como elasticidad precio-propia y elasticidad precio-cruzada se obtuvieron los niveles de -0,462 y -0,605, respectivamente (ver Tabla 7). Por tal, se puede afirmar que las magnitudes estimadas dan cuenta que los servicios considerados son inelásticos, lo que es consistente con la literatura (e.g. García y Posada, 2016).

**Tabla 7:** Elasticidad precio-propia, elasticidad precio-cruzada y elasticidad ingreso en la demanda del servicio de Internet fijo

Elasticidad	Variable	Nivel	Error Estándar	p-value
Elasticidad precio propia ( $\beta_1$ )	$\varepsilon_d^p$	-0,462	0,143959	0,0059***
Elasticidad precio cruzada ( $\beta_2$ )	$\varepsilon_d^{p-}$	-0,605	0,056165	0,0000***
Elasticidad ingreso ( $\beta_3$ )	$\varepsilon_d^l$	1,905	0,062628	0,0000***
<b><math>R^2</math> ajustado = 0,9737</b>				

(\*\*\*) p-value menor a 5%.

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

#### ▪ Desde el enfoque bayesiano

Mediante este enfoque se corroboró los resultados obtenidos mediante el enfoque clásico. En particular, el análisis presentó parámetros muy similares a través de 11,000 iteraciones Montecarlo (de las cuales se consideraron las últimas 10,000 iteraciones). A continuación se muestran los valores promedios obtenidos en las iteraciones realizadas y los intervalos de confianza al 95%.

**Tabla 8:** Parámetros estimados del modelo de regresión bayesiano

Parámetros obtenidos	Media	Límite Inferior (2.5%)	Límite Superior (97.5%)
Elasticidad precio propia ( $\beta_1$ )	-0,4626	-0,7663	-0,1531
Elasticidad precio cruzada ( $\beta_2$ )	-0,6060	-0,7277	-0,4845
Elasticidad ingreso ( $\beta_3$ )	1,9058	1,7721	2,0382
Parámetro ( $\sigma_\varepsilon^2$ )	0,0209	0,0099	0,0445

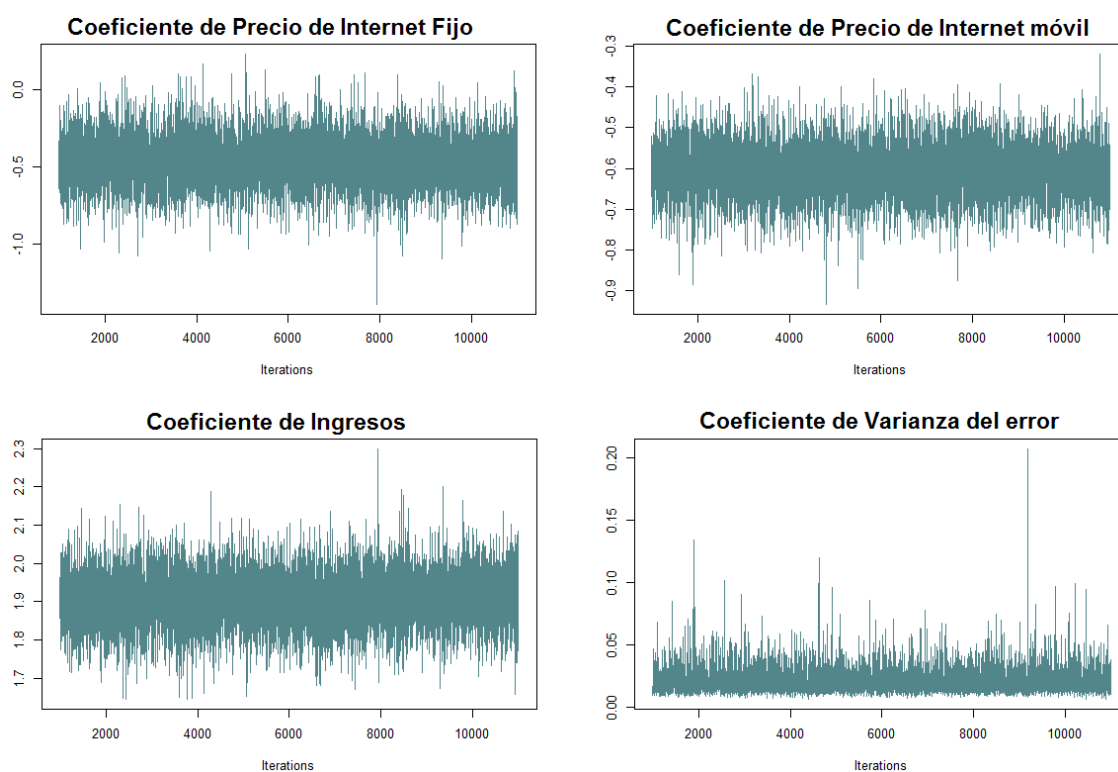
Fuente: NRIP – OSIPTEL 2018.

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

Los resultados del diagnóstico demostraron que la cadena para cada parámetro es no correlacionada y estacionaria. Estos resultados son esenciales para lograr una estimación adecuada de los parámetros del modelo. Asimismo, las densidades respectivas para cada uno de los parámetros del modelo y de la varianza del error se muestran en el Anexo 8.

<sup>20</sup> Cabe precisar que el modelo especificado cumple con todos los supuestos del modelo clásico de regresión lineal. Las pruebas respectivas a los principales supuestos como autocorrelación (Durbin-Watson), homocedasticidad (Goldfeld-Quant y Breusch-Pagan), la especificación del modelo (test RESET de Ramsey) y el análisis de varianza (ANOVA) se muestran en los Anexos 6 y 7.

**Figura 7:** Estimación de los parámetros del modelo mediante el enfoque bayesiano



Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

Adicionalmente, la tabla a continuación revela el diagnóstico Heidelberg-Welch, en la que se observa que se cumple con el test de estacionariedad (convergencia) de las cadenas de Markov para cada uno de los parámetros, aceptando la hipótesis nula de estacionariedad (*p-value* por encima del 5%).

**Tabla 9:** Diagnóstico Heidelberg-Welch sobre estacionariedad de las cadenas de Markov

Variable	Test de Estacionariedad de Cadenas	Iteración	<i>p-value</i>
$\ln(P^{IF})$	Cumple con el test	991	0,072
$\ln(P^{IM})$	Cumple con el test	1	0,228
$\ln(I)$	Cumple con el test	1981	0,098
$\ln(\sigma_{\epsilon}^2)$	Cumple con el test	1	0,148

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

Dado el cumplimiento en la estacionariedad en las cadenas, se usó la porción de las cadenas que cumplieron el test Heidelberg-Welch para ejecutar el test half-width que calcula el ancho promedio del intervalo de credibilidad  $(1 - \alpha)\%$  para las medias de los parámetros.

**Tabla 10:** Test Half-Width para la estabilidad de media de los parámetros

Variable	Test de medias	Iteración	<i>p-value</i>
$\ln(P^{IF})$	Cumple con el test	-0,463	0,003
$\ln(P^{IM})$	Cumple con el test	-0,606	0,001
$\ln(I)$	Cumple con el test	1,91	0,001
$\ln(\sigma_{\epsilon}^2)$	Cumple con el test	0,021	0,000

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

Así pues, los resultados presentados evidencian y apoyan los obtenidos mediante la metodología anterior, respecto a un efecto de complementariedad del Internet móvil sobre el fijo.

### 4.3. Modelo VAR estructural

Por definición, los modelos VAR requieren que las variables a ser incluidas sean estacionarias, para lo cual se realizó un proceso de diferenciación a cada una de las variables que presentaban raíz unitaria. Luego, siguiendo el criterio de información de Akaike, el modelo se ajustó a un nivel de dos rezagos óptimos, donde se observaron las siguientes características:

- Todas las raíces del polinomio característico cayeron dentro del círculo unitario con lo que se evidencia la estabilidad o convergencia del modelo planteado.
- El Test de Ljung y Box rechazó la hipótesis de autocorrelación en los residuos a los niveles de significancia usuales.
- El test de Jarque-Bera multivariado aceptó la hipótesis de que los residuos siguen una distribución normal.
- Se aceptó la hipótesis de que la varianza de los residuales es constante (homocedástica).
- Se presentó una bondad de ajuste aceptable para cada una de las ecuaciones que intervienen en el modelo.

En cuanto al resultado de interés obtenido para el modelo VAR, se observó que los valores rezagados de los precios del servicio móvil impactarían en forma negativa a la demanda de acceso al servicio de Internet fijo, aunque este impacto es estadísticamente no significativo dado que los intervalos de confianza de las funciones de impulso-respuesta contienen al cero (véase el Anexo 12). Por lo que, este resultado evidencia la **irrelevancia en la sustituibilidad** del servicio de Internet fijo por el móvil.

Cabe comentar que en la estimación del modelo VAR se utilizaron restricciones de identificación de corto y largo plazo, siendo los resultados del VAR estructural robustos en ambos casos, además de estimarse el modelo con las variables tanto en niveles como en primeras diferencias.

Por último, es conveniente mencionar que los resultados de los modelos de series de tiempo se mantienen al considerar solo variables que aproximen los precios de los servicios de telecomunicaciones<sup>21</sup>.

## 5. Conclusiones

El objetivo del presente estudio ha sido analizar empíricamente la interrelación entre la demanda de acceso a Internet fijo y móvil, en particular, los efectos del Internet móvil sobre el acceso o contratación del servicio de Internet fijo. En esta línea, a partir del módulo especializado de la ERESTEL 2018 referente a preguntas relacionadas con la medición de la sustitución o complementariedad entre los tipos de conexión a Internet, se describió la relación que existe

---

<sup>21</sup> Adicionalmente, el análisis de causalidad de Granger mostró resultados no rechazando la hipótesis nula, demostrando que los valores pasados de los precios del servicio de Internet móvil no causan en el sentido de Granger a la demanda del servicio de Internet fijo, lo cual justificaría los resultados anteriores sobre irrelevancia en la sustituibilidad del servicio de Internet fijo por el móvil.

entre ambos servicios. Al respecto, se observó que una participación de hogares no contratan algún tipo de conexión a Internet debido a contar con (o preferir contratar) el otro tipo de conexión. A saber, el 22% de los hogares no conectados a Internet fijo señalan no contratar dicho servicio debido a ya poseer (o preferir contratar) el servicio de Internet móvil; mientras que solo un 3% de los hogares no conectados a Internet móvil señalan que no adquieren este servicio porque ya cuentan con (o prefieren contratar) el servicio de Internet fijo. Por lo que, la disposición de contratar el servicio de Internet móvil en un hogar se presenta más alta que la disposición a contratar el servicio de Internet fijo.

Empero, solo un 18,5% de los hogares señalaron su disposición a dejar el servicio de Internet fijo por el Internet móvil, porcentaje que incluso se mantiene bajo (25%) en un escenario hipotético de incremento del 10% sobre el precio del servicio de Internet fijo, en tanto que un 15,2% de los hogares estuvo dispuesto a dejar el servicio de Internet móvil por el Internet fijo.

Así pues, se realizó una evaluación econométrica de la interdependencia que existe entre los servicios de Internet fijo e Internet móvil, planteándose tres distintas metodologías. Como primera aproximación se implementó un modelo Probit bivariado, en segundo lugar se estimó un modelo de regresión lineal temporal desde el enfoque clásico y bayesiano y como tercera aproximación se estimó un VAR estructural.

La implementación del modelo Probit bivariado permitió una estimación conjunta de un sistema de ecuaciones de demanda de acceso a los servicios de Internet. El análisis realizado para Lima Metropolitana y a nivel nacional evidenció que ambas demandas presentan una correlación positiva en sus factores no observables<sup>22</sup> y dependen de un conjunto de variables comunes como la capacidad de gasto del hogar, el nivel de educación y la edad del jefe de hogar, la tenencia de otros servicios de telecomunicaciones por parte del hogar. Asimismo, se encontró que las relaciones de estas variables afectan en la misma dirección en ambas demandas de acceso a Internet. Particularmente, incrementos en la capacidad de gasto familiar favorecerían la adquisición tanto de una conexión fija como móvil, aunque el efecto tiende a ser relativamente mayor en la demanda de Internet fijo que en la móvil. Además, se destaca el rol de la educación como coadyuvante a la demanda de acceso a Internet ya sea en su modalidad de acceso fijo o móvil. Ciertamente, el efecto de esta última variable es un indicio para la relevancia de implementar políticas educativas de cara al desarrollo digital.

La correlación positiva ( $\rho$ ) del Probit bivariado fue estimada con valor puntual de 0,344 y 0,104 para Lima Metropolitana y a nivel nacional, respectivamente. Los valores mencionados, siendo estadísticamente significativos, corroborarían empíricamente una relación de complementariedad entre las demandas de acceso a los servicios de Internet fijo y móvil.

El Probit bivariado también permitió mostrar evidencia respecto a que la probabilidad de un hogar por adquirir otro tipo de conexión a Internet difiere dependiendo del servicio de Internet en posesión, siendo los hogares con Internet móvil (Internet fijo) más (menos) dispuestos a contratar el servicio de Internet fijo (Internet móvil). En efecto, la probabilidad de no tener Internet fijo dado que ya cuentan con el servicio de Internet móvil ( $Pr[conIF_i = 0 | conIM_i = 1]$ ) presentó una distribución bimodal (con una primera moda alrededor de 0,1). Esta moda reflejaría que existe un grupo importante de hogares con probabilidad baja de no contratar el Internet fijo dado el acceso al servicio de Internet móvil. En cuanto a la distribución de la probabilidad de no contratar el servicio de Internet móvil dado el acceso al servicio de Internet fijo ( $Pr[conIM = 0 | conIF = 1]$ ), esta presenta una única moda que gira alrededor de un valor muy bajo (0,06), manifestándose la baja probabilidad de los hogares a dejar el servicio de Internet fijo contratado por el Internet móvil, ya que en principio tienen baja probabilidad de contratarlo.

---

<sup>22</sup> Esto a pesar de que la región de Lima Metropolitana cuenta con cobertura simultánea de Internet fijo e Internet móvil, cuenta con individuos que tendrían mayor experiencia en el uso de ambos servicios de Internet y presenta menores diferencias en la prestación del servicio de Internet en comparación al resto del país.

La probabilidad general promedio de no demandar una conexión fija dado que ya se cuenta con Internet móvil, se estimó en 54% en Lima Metropolitana, existiendo aún una posibilidad importante para contratar Internet fijo. Naturalmente, es de esperar que a medida de incorporar en la regresión hogares ubicados al interior del país, los valores de dicha probabilidad se eleven. Sin embargo, estos resultados tienen el componente asociado a las características estructurales que afectan la oferta comercial del servicio de Internet fijo (limitaciones, restricciones o dificultadas en la cobertura y nivel de calidad del Internet fijo asociadas al despliegue de infraestructura, las condiciones geográficas y estado de la tecnología). Así pues, a nivel nacional, la probabilidad de un hogar por no demandar una conexión fija dada el acceso a Internet móvil tuvo como valor estimado promedio 76%.

En el modelo lineal de regresión, se planteó una ecuación de demanda de elasticidad constante expresada en logaritmos, con lo que se estimaron parámetros estadísticamente significativos de la elasticidad ingreso en 1,91 y las elasticidades precio-propia y precio cruzada en -0,462 y -0,605, respectivamente. Dichos resultados, muestran evidencia del efecto de complementariedad del Internet móvil sobre el servicio de Internet fijo. Adicionalmente, usando el enfoque bayesiano se corroboró los resultados obtenidos mediante el enfoque clásico. En efecto, las medias de los parámetros estimados del modelo de regresión bayesiano mediante una distribución a priori no informativa fueron muy similares a los parámetros de elasticidad obtenidos. Así, se evidenció la estacionariedad de las Cadenas de Markov y la estabilidad de media de los parámetros a través del diagnóstico Heidelberger-Welch y el test Half-Width, respectivamente, siendo los resultados de los contrastes estadísticamente significativos.

Respecto al modelo VAR estructural con rezagos óptimos se descartó una relación de largo plazo a través del test de cointegración y el modelo de corrección de errores. Asimismo, la función de impulso-respuesta mostró que los shocks asociados al precio del servicio de Internet móvil se diluyen rápidamente en la demanda de acceso al servicio de Internet fijo, además de presentar signos asociados a la complementariedad, pero no significativos en términos estadísticos. Estos resultados llevarían a descartar la sustitución del Internet fijo por el móvil, planteándose nuevamente una relación de complementariedad o *irrelevancia en la sustituibilidad* de la conexión fija por la móvil.

Los resultados mostrados han sido robustos con relación a posibles problemas de regresión espuria o endogeneidad. Al respecto, pese a que los test de raíz unitaria y de cointegración presentan limitaciones en muestras pequeñas, se contrastó los resultados con las variables en niveles o primeras diferencias, evidenciándose que en cualquier caso los resultados de complementariedad o *irrelevancia en la sustituibilidad se mantienen*. En relación con la posible endogeneidad, el no rechazo de la hipótesis nula del test RESET de Ramsey y la implementación de modelos VAR permiten reducir los problemas asociados a una forma funcional incorrecta de especificación y la doble causalidad.

Dado los resultados encontrados en el análisis de los consumidores, se concluye que la sustitución o remplazo de la conexión fija por la móvil como forma de acceso al servicio de Internet es no relevante o limitada.

Ahora bien, desde la óptica comercial o de oferta, si bien hay dinamismos importantes en el mercado móvil, aún se observan restricciones técnicas y comerciales propias del servicio. En efecto, la capacidad de tráfico que soporta una red móvil frente a una fija, el paulatino crecimiento de las redes de fibra óptica potenciadores en mejorar las velocidades de navegación, la aún representativa participación de planes comerciales que limitan el consumo de datos o las reducciones de velocidad de navegación en los planes comerciales de Internet móvil luego de alcanzado un nivel de descarga (frente a la capacidad ilimitada que ofrece el servicio de Internet fijo), también reducen las posibilidades de sustituir el Internet fijo por el móvil, y por el contrario llevaría a percibir al servicio de Internet móvil como un complemento del servicio de Internet fijo.

Adicionalmente, es importante comentar que los resultados encontrados sobre complementariedad o *irrelevancia en la sustituibilidad* del servicio de Internet fijo por el móvil también guardan correspondencia con el análisis de benchmarking realizado entre países. En esta línea la información recopilada señala que únicamente la autoridad reguladora de Austria – en el marco de definición de mercados relevantes– ha declarado sustitución entre los servicios de Internet fijo e Internet móvil<sup>23</sup>. Por su parte, estudios de investigación empíricos que han encontrado sustitución entre los servicios de Internet fijo y móvil fueron realizados entre países similares a Austria, como Suecia y Eslovaquia<sup>24</sup>. Naturalmente, los países citados registran diferencias importantes en comparación al Perú en términos de variables asociadas al servicio de Internet. Por el contrario, trabajos que consideran mayor heterogeneidad en la muestra de análisis han catalogado al servicio de Internet móvil como un servicio complementario al servicio de Internet fijo<sup>25</sup>.

No obstante, es necesario considerar que en un futuro próximo, con el despliegue de tecnologías mucho más avanzadas como las redes 5G podrían ocurrir cambios estructurales que deriven en una situación donde los consumidores relacionen ambos tipos de acceso a Internet en la forma de sustitución, con lo cual resulta importante la actualización o seguimiento a los resultados encontrados.

---

<sup>23</sup> Información proporcionada por Cullen International. Asimismo, la Comisión de Regulación de Colombia (CRC) en su última revisión de datos fijos indicó que en Austria existe sustitución entre los servicios de Internet fijo y móvil. Para mayor detalle, ver:

[https://www.crc.com.co/recursos\\_user/2017/actividades\\_regulatorias/mercados/170517\\_mercados\\_datos\\_fijos\\_.pdf](https://www.crc.com.co/recursos_user/2017/actividades_regulatorias/mercados/170517_mercados_datos_fijos_.pdf)

<sup>24</sup> En el caso de Suecia, Srinuan et al. (2012) determinó que las conexiones de banda ancha fija son sustitutos cercanos de la banda ancha móvil. Para el caso de Eslovaquia, Grzybowski (2013) concluye que la banda ancha fija y móvil compiten en el mismo mercado relevante para el acceso a Internet de banda ancha.

<sup>25</sup> Wulf et al (2013) analizan los efectos competitivos entre los servicios de Internet fijo e Internet móvil entre los países de la OECD, concluyendo en la existencia de complementariedad entre dichos servicios.

## Referencias

- [1] Aguilar, J., Bendejú, L., & Chahuara, P. (2012), "*Evaluando los determinantes del acceso a los servicios de telefonía fija y móvil, ¿Hay sustitución en el acceso?*" [Mimeo].
- [2] CNMC (2011). "*Investigación sobre el grado de sustitución entre los servicios de banda ancha fija y de banda ancha móvil de gran pantalla en el segmento residencia*". CNMC.
- [3] Chahuara, P., & Trelles, J. (2013), "*¿Sustituye el Internet móvil al fijo en el Perú?*". OSIPTEL.
- [4] Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980), "*Economics and consumer behavior*". Cambridge University Press.
- [5] García, J., Medina, P., & Bendejú, L. (2011), "*Determinantes de la demanda del servicio de Internet en la vivienda y el rol de la adquisición de PC's como limitante del acceso*". OSIPTEL.
- [6] Gelman & Rubin, "*Inference from iterative simulation using multiple sequences*", *Statistical Science* 7 (1992), 457–511.
- [7] Greene, W. (1999), "*Análisis econométrico*", 3a edición.
- [8] Hausman, J., & McFadden, D. (1984), "*Sample selection bias as a specification error*". *Econometrica*, 47, p. 153-61.
- [9] Heckman, J. (1979), "*Specification Tests for the Multinomial Logit Model*". *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 52(5), pág. 1219-40.
- [10] Heidelberger, P. & Welch P. "*Simulation run length control in the presence of an initial transient*", *Operations Research* 31 - 6 (1983), 1109–1144.
- [11] Hotz, J., & Miller, R. (1993), "*Conditional Choice Probabilities and the Estimation of Dynamic Models*". *Review of Economic Studies*, 60, p. 497-529.
- [12] ITU (2012). "*Measuring the information society*". International Telecommunication Union (ITU).
- [13] Mc Fadden, D. (1973), "*Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*".
- [14] Mc Fadden, D. (1977), "*Modelling the Choice of Residential Location*".
- [15] Mc Fadden, D. (1981), "*Econometric Models of Probabilistic Choice*".
- [16] Philip, E. & Carl, M. "*Inference for multivariate normal hierarchical models*", *Royal Statistical Society* 62 (2000), no. Part 2, 399 – 412
- [17] Srinuan, P., Srinuan, C., & Bohlin, E. (2012). "*Fixed and mobile broadband substitution in Sweden*". *Telecommunications Policy*, 36(3), pp. 237-251.
- [18] Wulf, J., Zelt, S., & Brenner, W. (2013, January). "*Fixed and Mobile Broadband Substitution in the OECD Countries--A Quantitative Analysis of Competitive Effects*. In *System Sciences (HICSS)*, 2013 46th Hawaii International Conference on (pp. 1454-1463). IEEE.

## Anexos

### Anexo 1. Factores coadyuvantes del acceso a los servicios de Internet

Variables Independientes	Variable Dependiente: Acceso a ...	
	Internet fijo	Internet móvil
<b>Intercepto</b>	<b>0,003</b>	<b>0,007</b>
<b>Logaritmo del gasto de hogar</b>	1,85	2,25
<b>Propiedad de la vivienda</b>		
<i>El hogar es propietario de la vivienda</i>	1,19	0,831
<b>Ámbito geográfico de la vivienda</b>		
<i>Ámbito Urbano</i>	2,59	2,10
<b>Nivel Educativo del Jefe de Hogar</b>		
<i>Primaria Completa</i>	0,801	0,926
<i>Secundaria Completa</i>	0,927	1,32
<i>Educación Superior</i>	0,850	2,12
<b>Edad del Jefe de Hogar</b>		
<i>Edad entre 36 y 50 años</i>	1,33	0,753
<i>Edad entre 51 años a mas</i>	1,46	0,405
<b>Miembros del hogar</b>	<b>1,25</b>	<b>1,39</b>
<b>Nivel Socioeconómico</b>		
<i>Estrato C</i>	0,309	0,609
<i>Estrato D</i>	0,050	0,316
<i>Estrato E</i>	0,027	0,132
<b>Modelos en base a Criterios de Información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC).</b>		
<i>AIC Modelo Logit</i>	9 561,6	10 820,5
<i>BIC Modelo Logit</i>	9 658,4	10 917,3

Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### Anexo 2. Formas de uso de los servicios de Internet fijo y móvil

Formas de uso	Internet móvil	Internet fijo
<i>Redes sociales, mensajería instantánea (Ej. Facebook, WhatsApp, etc.)</i>	91,9%	82,7%
<i>Buscar información, consultar noticias</i>	56,0%	72,5%
<i>Hacer llamadas (Ej. Skype, WhatsApp, Facebook, etc.)</i>	37,8%	30,1%
<i>Ver videos o escuchar audios sin descargarlos</i>	31,1%	42,4%
<i>Correo electrónico</i>	21,6%	42,3%
<i>Descargar videos, audios, programas, apps</i>	8,8%	13,5%
<i>Juegos en red</i>	6,7%	9,7%
<i>Banca electrónica</i>	6,5%	10,6%
<i>Comprar o vender productos o servicios</i>	3,2%	5,2%
<i>Búsqueda de empleo</i>	2,5%	5,1%
<i>Otros, no indica</i>	0,0%	0,6%

Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.



**Anexo 3. Perú – Modelo Probit bivariado sobre acceso al servicio de Internet fijo e Internet móvil**

Variables Explicativas	Variable Dependiente (cuenta con Internet fijo)			Variable Dependiente (cuenta con Internet móvil)		
	Coefficientes	Desv. Estándar (robusta)	Valor Z	Coefficientes	Desv. Estándar (robusta)	Valor Z
Edad de jefe de hogar	-0,002	0,001	-1,53	-0,007	0,001	-5,89
Educación de jefe de hogar (años)	0,022	0,008	2,67	0,037	0,011	3,37
Logaritmo de gasto mensual de hogar	0,266	0,051	5,24	0,378	0,072	5,22
Propiedad de la vivienda	0,141	0,038	3,75			
Miembros de hogar (entre 12-35 años)				0,301	0,017	18,22
Acceso a telefonía fija	1,47	0,098	15,04	0,025	0,128	0,192
Acceso a telefonía móvil	0,351	0,116	3,02	7,20	225,6	0,032
Acceso a TV de Paga	0,237	0,039	6,08	0,283	0,046	6,22
Ratio Inverso de Mills ( $\lambda$ )	-0,410	0,127	-3,22	-0,479	0,160	-2,99
Intercepto	-3,47	0,642	-5,39	-9,08	225,6	-0,040
<b>Valor <math>\rho</math></b>						
Coefficiente	0,104					
Intervalo de confianza para $\rho$	(0,045 ; 0,153)					
Error estándar	0,00					
<b>Test de Wald para Ho: <math>\rho = 0</math></b>						
chi2 (1)						
Prob>Chi2	0,000					
<b>Datos adicionales de la estimación</b>						
Método de Estimación	Probit bivariado aparentemente no relacionado con errores estándar robustos ( <i>Seemingly unrelated bivariate probit regression</i> )					
Tamaño de muestra seleccionada	12 185 hogares peruanos					
Logaritmo de la Pseudoverosimilitud	.					
Wald Chi2()	.					
Prob > Chi2	.					
(CI Akaike ; CI Bayesiano)	(17 097,6 ; 17 238,4)					

Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

**Anexo 4.** Perú – Estadísticas descriptivas de las estimaciones de  $Pr(\text{con IF} = 0 \mid \text{con IM} = 1)$  y  $Pr(\text{con IM} = 0 \mid \text{con IF} = 1)$

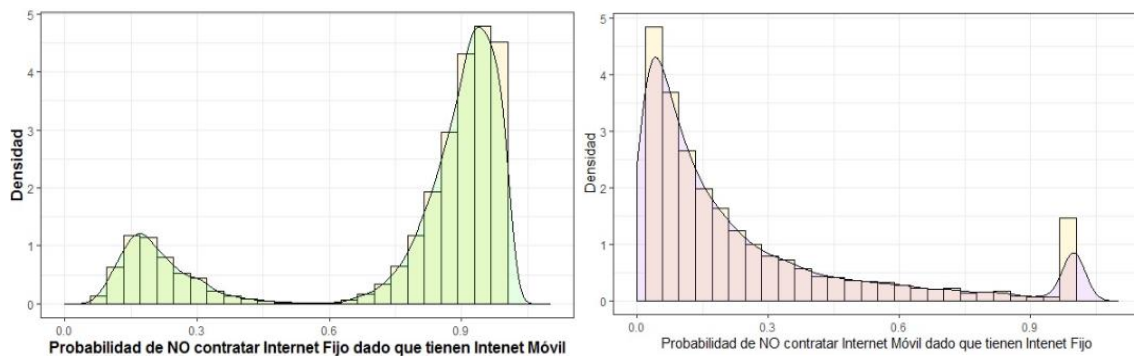
Estadístico	$Pr(\text{con IF} = 0 \mid \text{con IM} = 1)$	$Pr(\text{con IM} = 0 \mid \text{con IF} = 1)$
Valor Mínimo	0,062	0,000
1st. Qu	0,774	0,051
Media	0,764	0,234
Mediana	0,897	0,128
3rd Qu	0,951	0,304
Valor Máximo	1,00	1,00
Desviación Estándar	0,290	0,267
Coefficiente Variación	0,379	1,14

Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.  
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

**Anexo 5.** Perú – Histograma y densidad de las estimaciones de  $Pr(\text{con IF} = 0 \mid \text{con IM} = 1)$  y  $Pr(\text{con IM} = 0 \mid \text{con IF} = 1)$

(a)  $Pr(\text{con IF} = 0 \mid \text{con IM} = 1)$

(b)  $Pr(\text{con IM} = 0 \mid \text{con IF} = 1)$



Fuente: Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2018.  
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

**Anexo 6.** Evaluación de supuestos del Modelo de Regresión planteado

1. **Especificación del modelo:** Prueba de Ramsey (o Reset(\*))

$H_0$ : Forma funcional del modelo es correcta

$H_1$ : Forma funcional del modelo NO es correcta

Prueba F asociada a Ramsey	DF1	DF2	p-value
3,27	2	13	0,071

(\*) Regression Equation Specification Error Test.

2. **Homoscedasticidad en el modelo:** Prueba Breusch-Pagan / Prueba Goldfeld-Quant

$H_0$ : Existe homoscedaticidad en el modelo

$H_1$ : Existe heteroscedaticidad en el modelo

Prueba Breusch - Pagan	DF	p-value
2,70	2	0,259

Prueba Goldfeld-Quant	DF1	DF2	p-value
0,25	6	6	0,940

### 3. Autocorrelación en el modelo: Prueba Durbin-Watson

$H_0$ : Los errores no están correlacionados

$H_1$ : Los errores sí están correlacionados

Prueba Durbin-Watson	P - Value
2,65	0,888

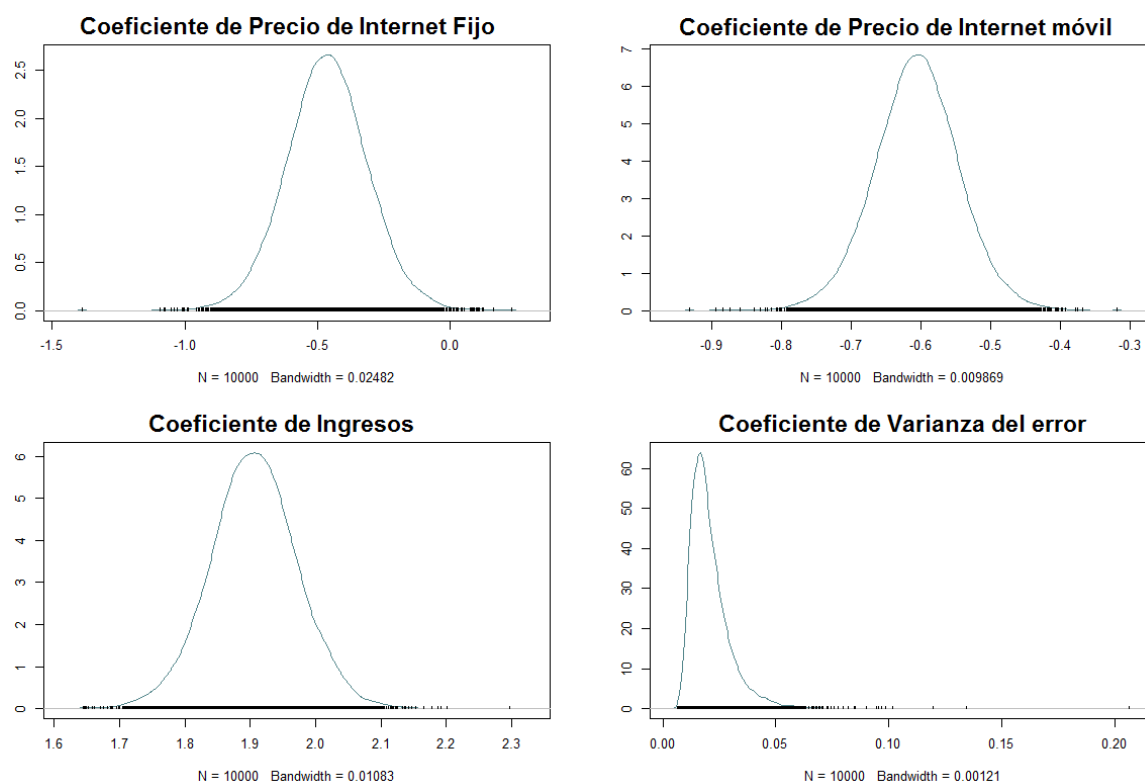
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### Anexo 7. Análisis de Varianza (ANOVA) del modelo

Response	Ln(Líneas IF)					
Variable	Df	Sum Sq	Mean Sq	F - Value	Pr (> F)	
Ln(ARPU IF)	1	3355,5	3355,5	186598,8	< 2,2e-16 ***	
Ln(ARPU IM)	1	6,6	6,6	367,4	5,83e-12 ***	
Ln I	1	16,6	16,6	925,4	6,77e-15 ***	
Residuals	15	0,3	0,3			
<b>Significancia</b>		<b>0 '***'</b>	<b>0,001 '**'</b>	<b>0,01 '*'</b>	<b>0,05 '.'</b>	<b>0,1 ''</b>

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### Anexo 8. Diagnóstico de los coeficientes del modelo bayesiano aplicado (Test de Heidelberger-Welch)



Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### Anexo 9. Criterios de rezagos óptimos en el modelo VAR (\*)

Lag	LogL	LR <sup>(1)</sup>	FPE <sup>(2)</sup>	AIC <sup>(3)</sup>	SC <sup>(4)</sup>	HQ <sup>(5)</sup>
0	33,10	NA	3,10e-07	-3,64	-3,44	-3,67
1	99,52	91,34	6,18e-10	-9,94	-8,97	-9,89
2	147,18	41,71*	1,96e-11*	-13,90*	-12,16*	-13,81*

(\*) Indica el orden de rezago seleccionado por el criterio

(1) LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5 % level)

(2) FPE: Error de Predicción Final.

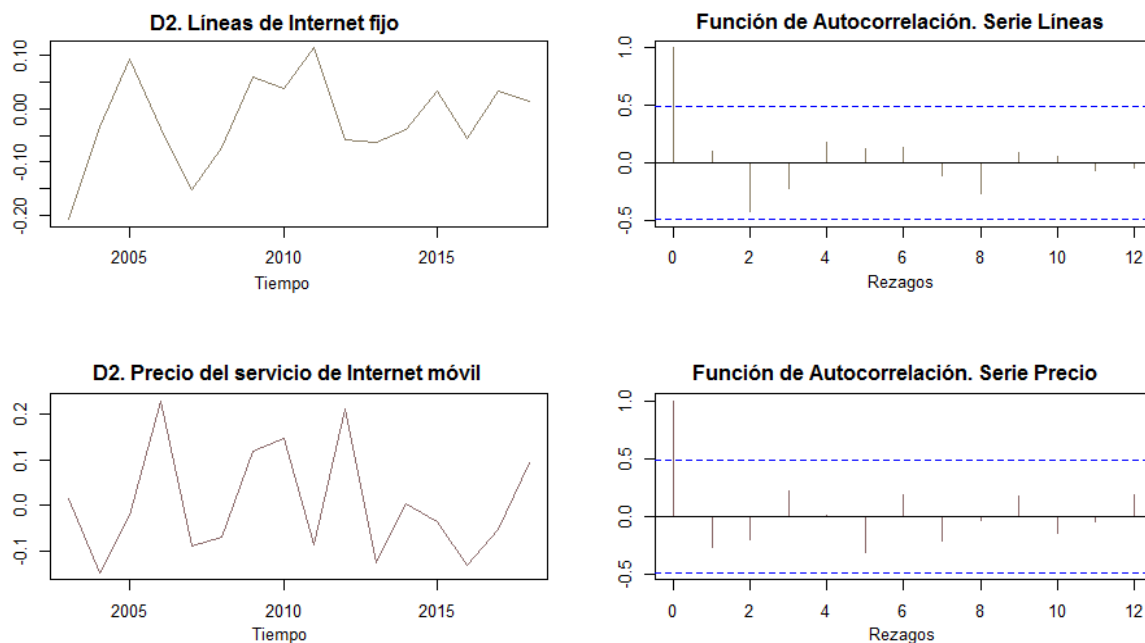
(3) AIC: Criterio de Información de Akaike.

(4) SC: Criterio de Información de Schwarz.

(5) HQ: Criterio de Información de Hannan-Quinn.

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### Anexo 10. Estacionariedad en las series de Líneas de Internet fijo y Precio del servicio de Internet móvil



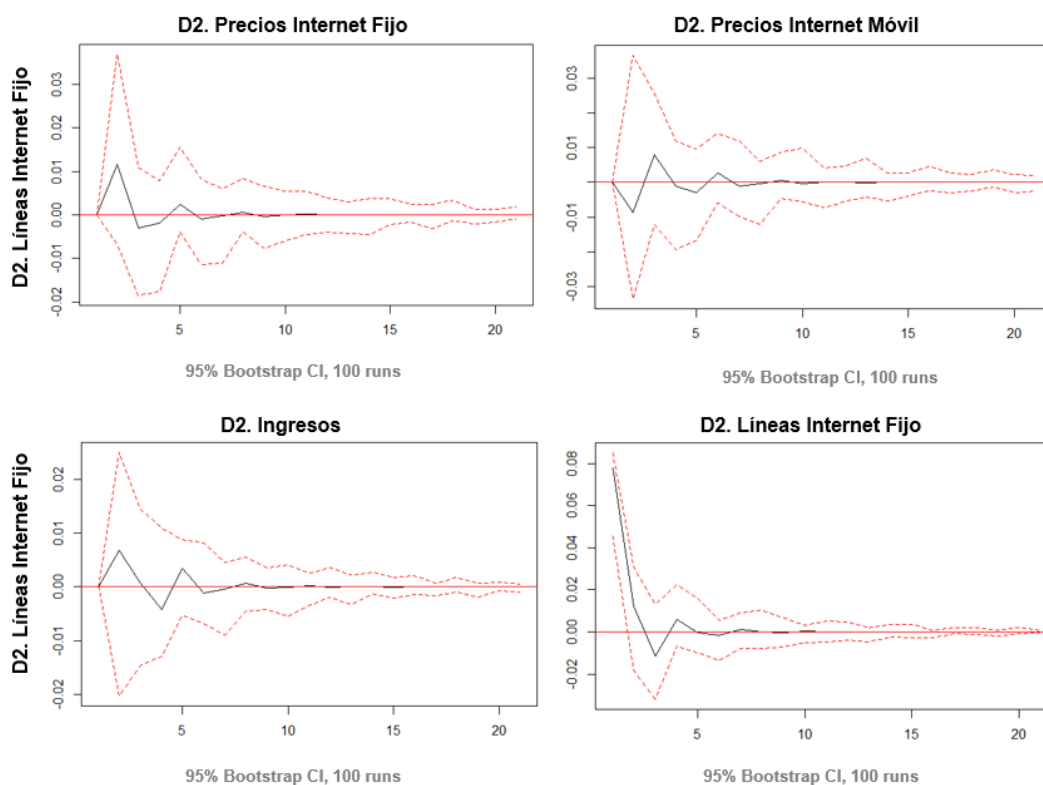
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### Anexo 11. Resultados del modelo VAR<sup>26</sup>

Variables	$Ln(Lineas IF)$	$Ln(P^{IF})$	$Ln(P^{IM})$	$Ln I$
$Ln(Lineas IF) (-1)$	0,106	-1,26	0,967	0,108
$Ln(Lineas IF) (-2)$	-0,009	0,701	-0,871	0,108
$Ln(P^{IF}) (-1)$	0,166	-0,368	-0,149	0,048
$Ln(P^{IF}) (-2)$	0,102	-0,223	0,027	0,031
$Ln(P^{IM}) (-1)$	-0,010	0,043	0,092	0,060
$Ln(P^{IM}) (-2)$	-0,121	-0,336	0,159	0,022
$Ln I (-1)$	-0,256	-0,852	0,553	-0,751
$Ln I (-2)$	-1,48	-3,13	2,56	-0,316
$C$	-0,009	-0,027	0,004	0,002

Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

### Anexo 12. Funciones de Impulso-Respuesta entre las variables explicativas y la variable dependiente Líneas de Internet fijo



Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

<sup>26</sup> Los valores entre paréntesis que acompañan a las variables explicativas hacen referencia a la cantidad de rezagos que se le han realizado.