DOCUMENTO DE TRABAJO - GPRC

¿Sustituye el Internet móvil al fijo en el Perú?

Paulo Chahuara
Jorge Trelles*

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

Resumen

Según los datos de la Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL) 2013, el número de hogares peruanos con Internet móvil ascendió a 1.391.487, presentando un incremento interanual en su tasa de acceso de 14,6 pp respecto a los resultados obtenidos en la encuesta del 2012. Por su parte, el incremento de la tasa de acceso de hogares con conexión fija fue de 7,5 pp. Estas dinámicas, marcadamente positivas, pero en variaciones diferentes, puede esconder un posible impacto, positivo o negativo, del aumento de las ventas de Internet móvil sobre la evolución del servicio residencial de Internet fijo.

Con la finalidad de analizar la correlación entre las demandas de acceso a Internet fijo y móvil de los hogares peruanos, el presente documento muestra los resultados del módulo de preguntas especializado en medir la sustitución o complementariedad entre ambas formas de acceso a Internet. Dicho módulo fue incluido en la versión de la ERESTEL del año 2013. Asimismo, se estimó un modelo probit bivariado para medir el sentido y la significancia estadística de la correlación de ambas demandas de acceso a Internet, y estimar la probabilidad de no demandar Internet fijo dado que se cuenta con Internet móvil.

Los resultados del análisis muestran que la decisión de contratar una conexión fija y móvil en el mercado residencial de Internet dependen -en el mismo sentido- de variables comunes como la capacidad de gasto familiar, el nivel educativo y la influencia del acceso a otros servicios de telecomunicaciones. Asimismo, se encontró que la disposición a reemplazar la conexión fija a Internet por la tecnología móvil es baja, a pesar de considerar un escenario hipotético de incrementos en el precio del acceso fijo y con ofertas comerciales de Internet móvil que tienen prestaciones idénticas al Internet fijo. Por su parte, la probabilidad de no contratar Internet fijo dado la tenencia de Internet móvil no es dominante en un entorno donde ambas formas de Internet tendrían similar nivel de cobertura y calidad en el servicio. Por lo tanto, de momento, la conexión de Internet móvil no puede considerarse como sustituto de la conexión fija.

© 2014 OSIPTEL. Derechos reservados.
Palabras Clave: Internet fijo, Internet móvil, modelo probit bivariado, demanda de acceso, sustitución en el acceso.

http://www.osiptel.gob.pe

* Se agradecen los comentarios de Sergio Cifuentes. Las opiniones vertidas en este documento son de responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente la posición del OSIPTEL. Remitir comentarios y sugerencias a: investigación@osiptel.gob.pe.

I. Introducción

El análisis de interrelación de las demandas de acceso a Internet por conexión fija y móvil toma relevancia para el diseño de las políticas públicas en términos regulatorios (por ejemplo, obligaciones de acceso indirecto en el segmento residencial) y de acceso universal (diseño de proyectos para zonas marginales). Al respecto, dicha interrelación puede ser básicamente de dos maneras: complementos o sustitutos. En el primer caso, habría complementariedad si el hogar contrata una conexión fija impulsado por el acceso a Internet móvil, conservando o disponiendo de ambas formas de acceso a Internet. Por su parte, la sustitución en el acceso puede entenderse en un **sentido fuerte o estricto** como el hecho de que un hogar abandona la tecnología de Internet fijo que venía contratando y la remplaza por la móvil. No obstante, en un **sentido débil**, la noción de sustitución también puede incluir a aquellos hogares que habiendo contratado solo la conexión móvil de acceso a Internet optaron por ya no requerir al acceso fijo[1]. Asimismo, es preciso señalar que para que se puede establecer plenamente si dos productos son sustitutos o complementos, ambos bienes y/o servicios deben estar disponibles para ser adquiridos en el mercado. Este aspecto es sustancial en un contexto como el de los servicios de telecomunicaciones donde existen restricciones de cobertura en el servicio de internet, particularmente en las conexiones fijas.

De acuerdo a la Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), entre el 2012 y 2013, el porcentaje de hogares peruanos que accedió al servicio de Internet registró un crecimiento sustancial, cambiando de 19,8% a 33,7%. Dicho incremento se traduce en la expansión del Internet móvil de 3,9% a 18,5% y el crecimiento del Internet fijo de 16,9% a 24,4%. Estos resultados, similares en tendencia, pero disimiles en términos de magnitud de crecimiento, llaman la atención sobre una posible complementariedad o sustitución entre las conexiones fijas y móviles de Internet, particularmente en una industria cuya dinámica está caracterizada por la convergencia de tecnologías y servicios.

Con el objetivo de analizar la correlación entre las demandas de acceso a Internet fijo y móvil en el mercado residencial, el presente estudio analizó el módulo de preguntas especializado en medir la sustitución o complementariedad entre los servicios de Internet fijo y móvil de la ERESTEL 2013. Asimismo, se estimó un modelo probit bivariado para medir el sentido y la significancia estadística de la correlación de ambas demandas de acceso a Internet, y estimar la probabilidad de no demandar Internet fijo dado que se cuenta con Internet móvil en un entorno donde el espacio de elección de los consumidores no se vea limitado por la ausencia de cobertura de alguna de estas formas de acceso a internet.

[1] Cabe diferenciar la sustitución en el acceso (modo de acceso del usuario final a la red), de la sustitución en el uso. Así, la sustitución en el uso hace alusión a la decisión de emplear uno u otro servicio de conexión para utilizar los servicios disponibles en Internet, lo que puede verse reflejado en el tráfico de datos.

El trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera. La primera sección corresponde a esta introducción. La sección dos presenta el marco de referencia sobre el tema. En la sección tres, se expone el estado al 2013 del servicio de Internet en el sector residencial utilizando la ERESTEL para obtener indicadores de tasas de acceso de Internet fijo y móvil, el tipo de tecnología contratada, y los gastos y velocidades declaradas por los entrevistados. Para la sección cuatro, se muestran los indicadores de sustitución (complementariedad) de los servicios de Internet fijo y móvil obtenidos a partir de las preguntas incluidas para tal fin en la ERESTEL 2013. La sección cinco contiene el planteamiento y los resultados econométricos del modelo probit bivariado. En la sexta parte se plantea las conclusiones del documento. La sección siete contiene la bibliografía utilizada. Finalmente, se presentan los anexos del estudio.

II. Marco de Referencia

La aparición del Internet fijo hace más de dos décadas ha transformado la informática y las comunicaciones al poner a disposición de la población una red que permitía conectar millones de computadoras posibilitando el intercambio de información como fuente de bienestar y desarrollo en la sociedad. Sin embargo, la propia estructura tecnológica de las redes fijas también ha sido uno de los factores que ha contribuido a retardar la penetración del servicio de Internet en las zonas marginales y favorecer el acceso ha dicho servicio en las grandes urbes. Esto como resultado de factores intrínsecos que encarecen los costos de despliegue del servicio de Internet fijo tales como la gran distancia que habría entre el abonado y la central de la red de cobre, los costos de mantenimiento, los deterioros por problemas climáticos, entre otros.

En ese escenario, la llegada del servicio de Internet móvil con la aparición de módem USB, tablets, y, fundamentalmente, el acceso a Internet vía telefonía móvil es visto como un factor coadyuvante en reducir la brecha digital en zonas donde los despliegues son más costosos y/o, con menores prestaciones, convirtiéndose en un servicio clave para las políticas de acceso universal. No obstante, en la medida que la penetración de los planes comerciales de Internet móvil aumenta, y se innovan las prestaciones de dicho servicio (por ejemplo, velocidad y terminales), los accesos móviles podrían ser vistos por algunos como un sustituto no solo en las zonas geográficamente aisladas sino también en las grandes ciudades.

En esa línea, Austria en el 2009 decidió liberalizar el mercado mayorista de Internet, eliminando las obligaciones de acceso indirecto al segmento residencial, ya que consideró que las conexiones de banda ancha móvil en ese país son equivalentes (sustituyen) a las de banda ancha fija[2]. Asimismo, estudios como los de Trendsspotting (2009) o Ericsson (2014) han pronosticado que para el 2020 la mayoría de la población accederá a Internet a través del móvil como primera o como única opción. Por su parte, de acuerdo a Nokia (2010), el 20% de los

[2] En otras palabras, el operador histórico ya no tendría obligación de alquilar su red a la competencia para que pueda revender ADSL.

usuarios de banda ancha en España, Reino Unido, Francia y Alemania está dispuesto a dejar su conexión fija a Internet por una conexión móvil, siendo las razones que lo justifican la necesidad de uso personal del Internet y una oferta que les resulta atractiva (asociada normalmente a un *smartphone* o *netbook* de última generación subvencionado). Además, se registró que más de la mitad de los encuestados, un 58%, está interesado en la conexión móvil de alta velocidad (3.5G, 4G) e incluso un 30% estaría dispuesto a pagar una prima por acceder a ellas. Análogamente, la encuesta de CTIA (2012) a 1005 mujeres que vivían en hogares de más de 2 personas ubicados en EE.UU. encontró que el 32% de ellas utilizaba la banda ancha móvil para sustituir el acceso a Internet a través de la línea fija.

Sin embargo, a la par del fuerte dinamismo del Internet móvil, la posibilidad de que esta tecnología remplace al acceso fijo como forma de acceso a Internet también se ha visto limitada por aspectos comerciales y técnicos propios del servicio. Así, los topes de capacidad de tráfico que soporta un red móvil frente a una fija, la aparición de las redes fijas de fibra óptica que permiten incrementar sustancialmente las velocidades de navegación, la imposición de límites al consumo desde una red móvil de Internet o los cambios en la velocidad de navegación del Internet móvil a partir de un determinado volumen de descarga, frente a la “barra libre” que ofrece un acceso fijo a Internet, ha relativizado las posibilidades de sustituir el Internet fijo por el móvil, y ha llevado a ver al Internet móvil como un complemento de la conexión fija.

En esa línea, la encuesta de Analysis Mason (2011) registró que más del 70% de sus encuestados en Europa y EE.UU considera que la banda ancha móvil es más lenta, menos fiable y más cara que el Internet fijo, además de que un 72% de los encuestados indica que no está interesado en la banda ancha móvil porque está satisfecho con el acceso fijo a Internet. Asimismo, se calculó que la intención de darse de baja del servicio representa el 1% de los encuestados en conexiones fijas y 13% en conexiones móviles. Por consiguiente, se indica que los operadores no deberían promocionar sus tarifas de Internet móvil como una alternativa a la conexión de banda ancha fija, ya que según los resultados de la encuesta, la percepción que tienen los usuarios sobre esta tecnología es utilizarla como accesorio a la fija.

Similarmente, la ITU (2012) señala que si bien la tecnología de la banda ancha móvil permite mejorar la cobertura y da la ventaja de “movilidad", las redes y servicios móviles actuales, por lo general sólo brindan un acceso limitado a los datos, y a velocidades más bajas, lo que hace que a menudo las conexiones de banda ancha móvil no sean adecuadas para los usuarios intensivos, como empresas e instituciones. Además, indica que tener acceso a una señal de Internet rápida y fiable es primordial para la prestación de los servicios públicos esenciales, como la educación, la salud y el gobierno. Por lo que, las posibilidades y ventajas de los servicios de la banda ancha móvil se ven restringidos si ésta se utiliza como sustituto, y no como complemento, del acceso a la banda ancha fija (alámbrica).

Por su parte, en la encuesta de la CNMC (2011) para determinar el grado de sustitución o complementariedad entre los servicios de Internet fijo y móvil, se encontró que solo un 2,8% de los hogares españoles con Internet fijo se declaraba dispuesto a sustituir el acceso de internet fijo por un acceso de internet móvil en los próximos seis meses. La gran mayoría de los hogares (un 84,3%) se declaraba poco o nada predispuesto, siendo este último porcentaje un 63,6%. Así pues, el regulador español ha concluido que los productos de banda ancha móvil no pueden considerarse como sustitutivos de los fijos debido a factores como el precio (ausencia de tarifas planas), y otros aspectos técnicos como las restricciones en velocidad de navegación y el consumo de datos. En este sentido, para adquirir el servicio de banda ancha móvil con tarifa plana y sin limitaciones de descarga, el gasto que tiene que solventar el usuario es significativamente mayor con respecto al de la banda ancha fija. De forma similar, OFCOM (2010) indica que a pesar que los accesos móviles a banda ancha han crecido rápidamente en los últimos años, este servicio es entendido como complementario del acceso fijo a banda ancha debido en gran parte a las limitaciones asociadas a la velocidad de acceso y capacidad de las conexiones móviles, lo cual las vuelve menos atractivas para conectarse a Internet frente a las conexiones fijas desde el hogar. Por último, en la resolución final que emitió el OSIPTEL en el año 2013 respecto al Expediente 005-2011-CCO-ST/LC también se señala que por las características particulares que presenta la oferta de internet móvil (límite de descarga), la ausencia de paralelismo de precios entre los productos de internet móvil USB y fijo ADSL, la existencia de una oferta comercial complementaria entre ambos, los datos de la ERESTEL 2012 y las notables diferencias entre la tecnología celular a través de la cual se provee el internet móvil y las redes de cobre se concluye que desde el punto de vista de la demanda y la oferta, no existe una sustitución entre el internet fijo y el internet móvil.

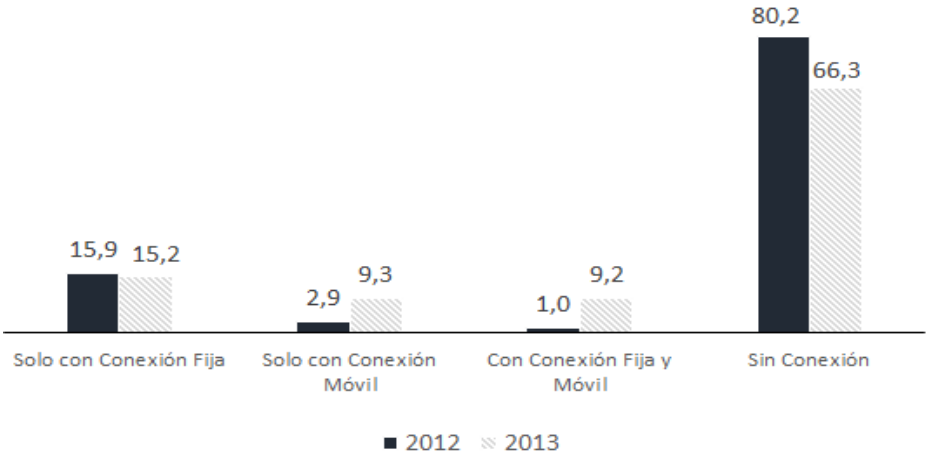
En resumen, la aparición del Internet móvil ha implicado mejores posibilidades para la implementación de las políticas de acceso universal, pero también ha generado una necesidad de distinguir su efecto como sustituto o complemento en el acceso a Internet frente a las conexiones fijas. Dicha distinción no es trivial sino que genera cambios sustanciales en términos de las ofertas comerciales que diseñan los operadores y la adecuación del marco regulatorio.

III. Servicio de Internet fijo y móvil al 2013

Para caracterizar la situación del mercado residencial del servicio de Internet se utilizó la ERESTEL. Dicha encuesta viene llevándose a cabo anualmente desde el 2012 por encargo del Organismo Supervisor de la Inversión Privada en Telecomunicaciones (OSIPTEL), vía un concurso público. La encuesta permite recoger información de los servicios de telecomunicaciones en términos de la demanda y patrones de uso de dichos servicios en el sector residencial (hogares e individuos). Además, contiene información sobre las características demográficas y socioeconómicas de la población peruana.

El Gráfico N° 1 presenta la tenencia de conexiones fijas y móviles de los hogares peruanos al 2012 y 2013. Como se observa, el porcentaje de hogares sin ningún tipo de conexión aún es alto, pero ha sufrido una importante reducción gracias al incremento sustancial de hogares con conexión móvil de Internet, el cual estuvo por encima del crecimiento de las conexiones fijas. Si bien esto puede dar indicios iniciales de sustitución en el acceso, debe tenerse en cuenta que ha habido un mayor despliegue de cobertura en el servicio de internet móvil a diferencia del fijo. Además, una parte importante de hogares con internet cuenta a la vez con una conexión fija y móvil, lo que lleva a considerar que para una parte de los consumidores las prestaciones de ambas formas de acceso a internet serían diferentes, y por tal, complementarias.

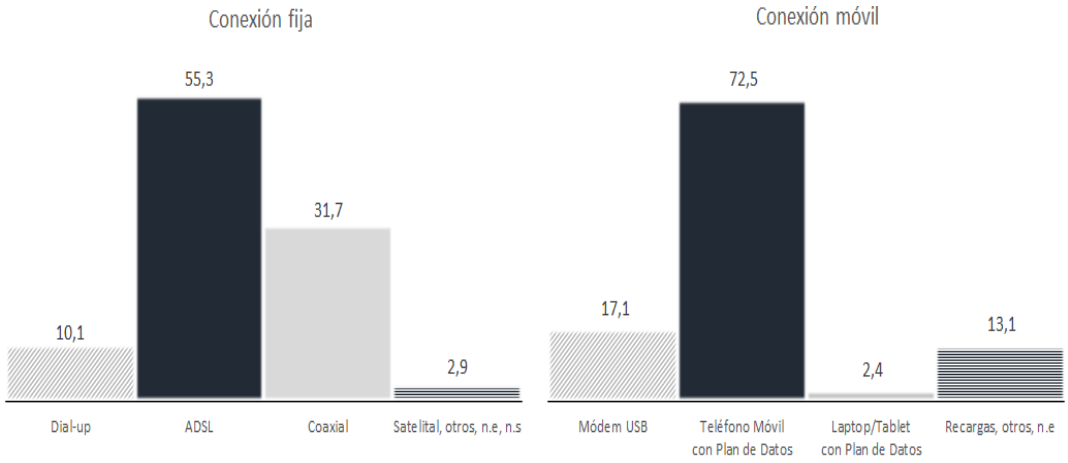
Gráfico N° 1
Perú: Tenencia de conexiones fijas y móviles de Internet, 2012 y 2013



Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2012 y 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Al analizar los tipos de tecnología fija y móvil que declararon contratar los hogares, la tecnología DSL es la que tiene la mayor participación a nivel de conexiones fijas. Por otra parte, destaca la mayor tenencia de teléfonos móviles con plan de datos dentro de los hogares con conexiones móviles, muy por encima de los módem USB o de las laptops y/o tablets (véase Gráfico 2). Esto revela al teléfono móvil como el catalizador del crecimiento del Internet móvil en el Perú y refuerza la idea de mayor complementariedad entre las conexiones fijas y móviles.

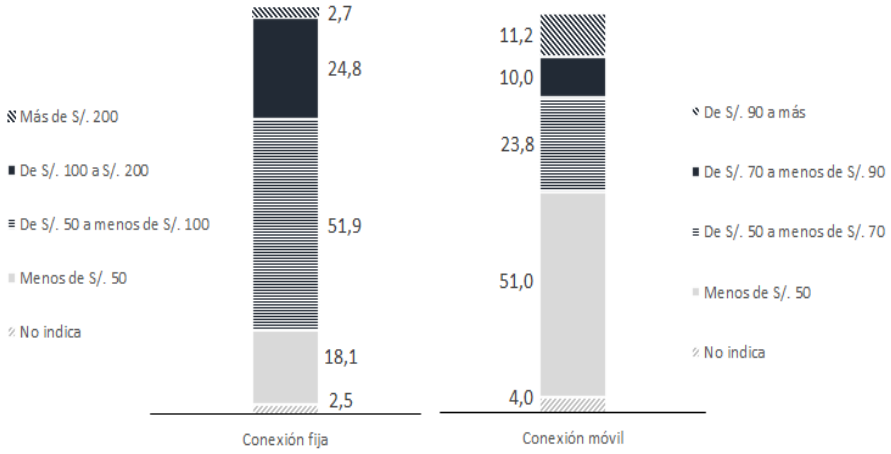
Gráfico N° 2
Perú: Tipos de tecnología fija y móvil de Internet contratadas, 2013



Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Respecto a los gastos declarados en el servicio de Internet, se observa que los hogares con conexión fija tienen una mayor propensión a pagar más por el servicio, a diferencia de aquellos que poseen una conexión móvil. Así, por ejemplo, el 18,1% de hogares con Internet fijo gastó menos de S/. 50 en el servicio, mientras que en el caso del Internet móvil este porcentaje fue de 51,0%. Esto, quizás debido a que la mayoría de hogares cuentan con Internet móvil por medio de su celular[3].

Gráfico N° 3
Perú: Gasto Mensual en conexiones fijas y móviles de Internet, 2013

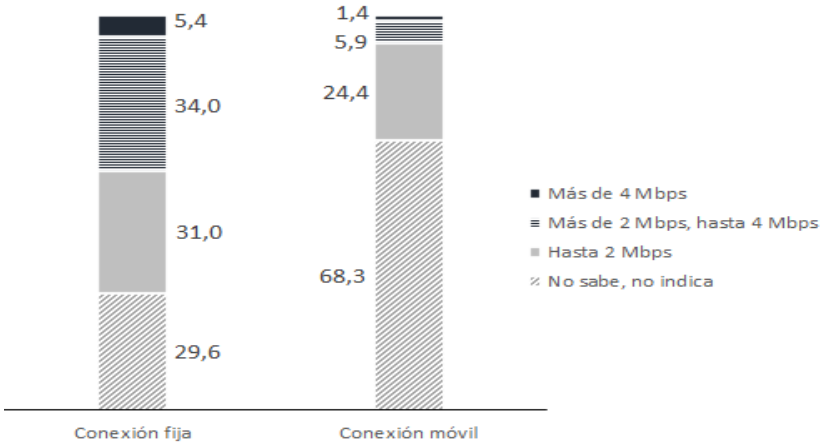


Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

[3] Es conveniente mencionar que si no se considera al grupo de hogares que declararon tener Internet móvil por un celular, el porcentaje de hogares con un gasto menor al 50%, se vuelve 37,8%, aún mayor que su contraparte en el servicio de Internet fijo.

En relación a las velocidades contratadas en el servicio de Internet, se registró que los hogares con conexión móvil de Internet tienden a contratar bajas velocidades (menores a 2 Mbps), caso contrario ocurre en las conexiones fijas donde el 39,4% de hogares declaró contratar una velocidad mayor a 2 Mbps[4]. Estos resultados también se podrían deber a que la mayoría de hogares con conexión móvil cuentan con Internet por medio de su celular. Asimismo, es conveniente señalar que según la normativa de calidad del servicio vigente a la fecha de realización de la encuesta[5] la velocidad garantizada de internet debe ser el 10% de la velocidad contratada en una conexión fija y de 5% en una conexión móvil. Con similar sentido, se debe precisar que los planes comerciales de la tecnología LTE (4G) empezaron a anunciarse desde el 22 de noviembre del 2013 pero el acceso a dicha tecnología estaría disponible desde el 2 de enero del 2014 y solo se extendería inicialmente en 7 distritos de Lima Metropolitana.

Gráfico N° 4
Perú: Velocidad Contratada en conexiones fijas y móviles de Internet, 2013



Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Así pues, actualmente el acceso fijo a Internet, mayoritario entre los hogares peruanos, ha tenido un crecimiento importante, aunque este incremento se ha visto opacado por el dinamismo del Internet móvil. Sin embargo, parte de este dinamismo se encuentra asociado a la tenencia de conexiones fijas y móviles en un mismo hogar. Por su parte, se observa que el mayor acceso a Internet móvil aún no tiene impacto en las tarifas de acceso fijo pues la propensión a gastar aún es mayor en las conexiones fijas de Internet que en las conexiones móviles. Asimismo, la velocidad contratada de la conexión fija continua siendo superior a la que se contrata con el Internet móvil[6].

[4] Si no se tiene en cuenta al grupo de hogares que declararon no saber o no indicaron la velocidad contratada de Internet fijo y móvil, los nuevos porcentajes de hogares con una velocidad mayor a 2 Mbps son: 56,1% para conexiones fijas y 22,8% en conexiones móviles.
[5] La información de los hogares de la ERESTEL 2013 se recogió entre el 28 de setiembre y el 4 de noviembre de dicho año. Por otra parte, una nueva normativa de calidad fue emitida en octubre del 2014. En ella se establece que la velocidad garantizada debe ser el 40% de la velocidad contratada tanto en conexiones fijas como móviles.
[6] Nuevamente, a la fecha de realización de la ERESTEL 2013, la comercialización de los planes móviles con la tecnología LTE aún no estaban disponibles.

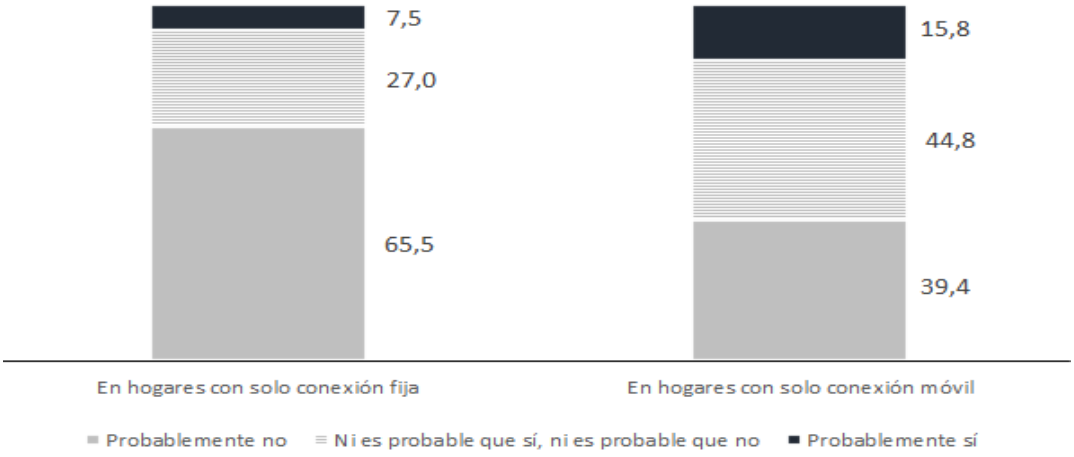
IV. Análisis del módulo de preguntas especializado en medir la correlación entre los servicios de Internet fijo y móvil

En la realización de la ERESTEL 2013, se incluyó un conjunto de preguntas que buscaban indagar las intenciones de sustituir la contratación de Internet fijo por el móvil o viceversa. En este contexto, se realizaron preguntas sobre la disposición a contratar alguno de los dos tipos de acceso a Internet, las razones para no hacerlo, conjuntamente con la predisposición a dejar de tener alguno de los dos servicios de Internet.

4.1. Disposición a contratar el servicio de Internet fijo y móvil

Como se aprecia en el Gráfico N° 5, si bien predomina el *status quo*, resalta que los hogares con solo una conexión móvil a Internet estarían más dispuestos a contratar un acceso fijo, a diferencia de sus contrapartes. Así, solo un 39,4% de los hogares con solo acceso móvil manifestó que probablemente no contraría Internet fijo, mientras que un 44,8% declaró encontrarse en una probabilidad en torno a 50% de realizar la contratación. Por el contrario, en los hogares con solo conexión fija de Internet, estos porcentajes fueron de 65,5% y 27,0%, respectivamente.

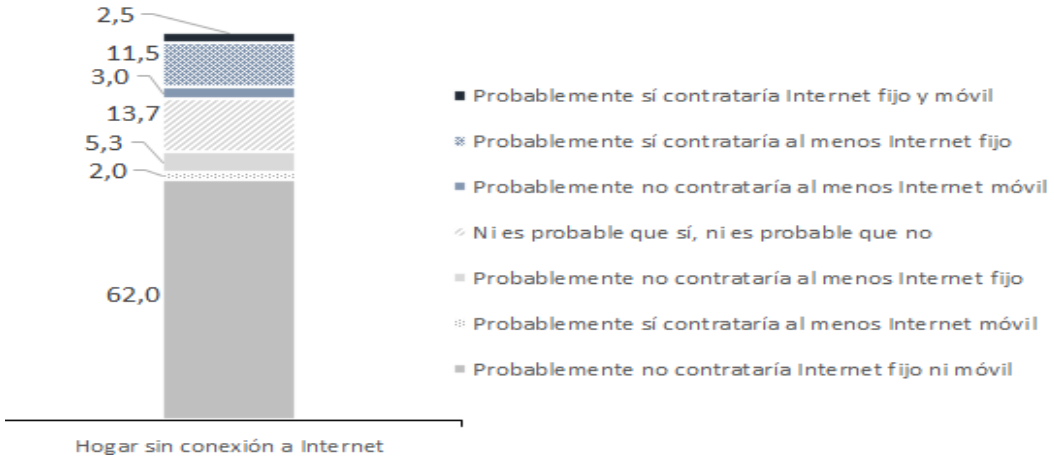
Gráfico N° 5
Perú: Disposición a contratar otra forma de conexión a Internet en hogares con solo Internet fijo o móvil, 2013



Nota: La categoría "probablemente sí" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente sí" y "es probable que sí" a la pregunta "¿piensa tener Internet fijo (móvil) en los próximos seis meses?". De la misma forma, la categoría "probablemente no" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente no" y "es probable que no".
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

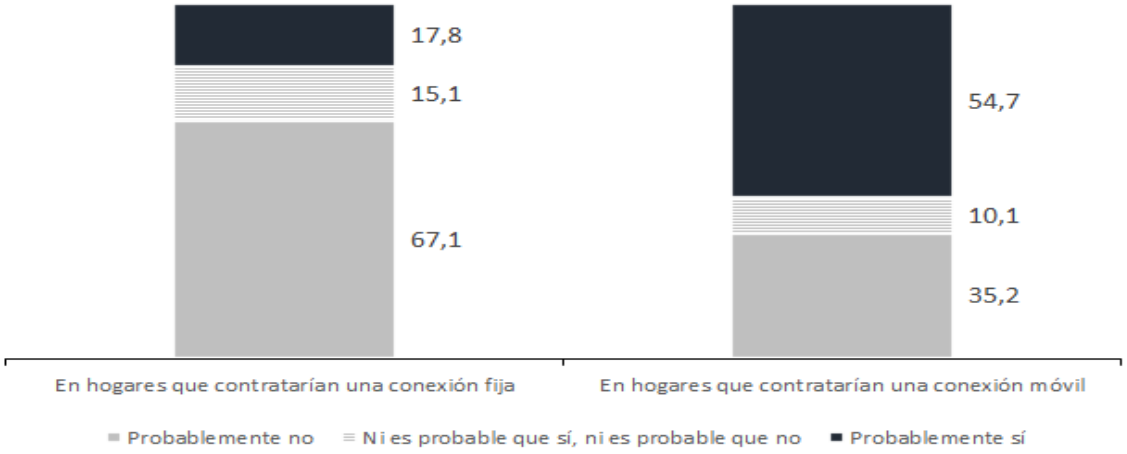
En el caso de los hogares sin ninguna forma de conexión a Internet (véase Gráfico N° 6), también hay una mayor intención de permanecer en el *status quo*, pero destaca la mayor disposición a priorizar la contratación de Internet fijo (11,5%) sobre el móvil (2,0%). Asimismo, un 13,7% tiene una probabilidad alrededor del 50% de contratar alguna forma de acceso a Internet. También, cabe comentar la mayor disposición a contratar Internet fijo entre aquellos que también declararon tener intención de adquirir el servicio de Internet móvil (véase Gráfico N° 7).

Gráfico N° 6
Perú: Disposición a contratar una conexión de Internet en hogares sin Internet, 2013



Nota: La categoría "probablemente sí" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente sí" y "es probable que sí" a la pregunta "¿piensa tener Internet fijo (móvil) en los próximos seis meses?". De la misma forma, la categoría "probablemente no" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente no" y "es probable que no".
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Gráfico N° 7
Perú: Disposición a contratar dos formas de conexión a Internet en hogares sin Internet, 2013



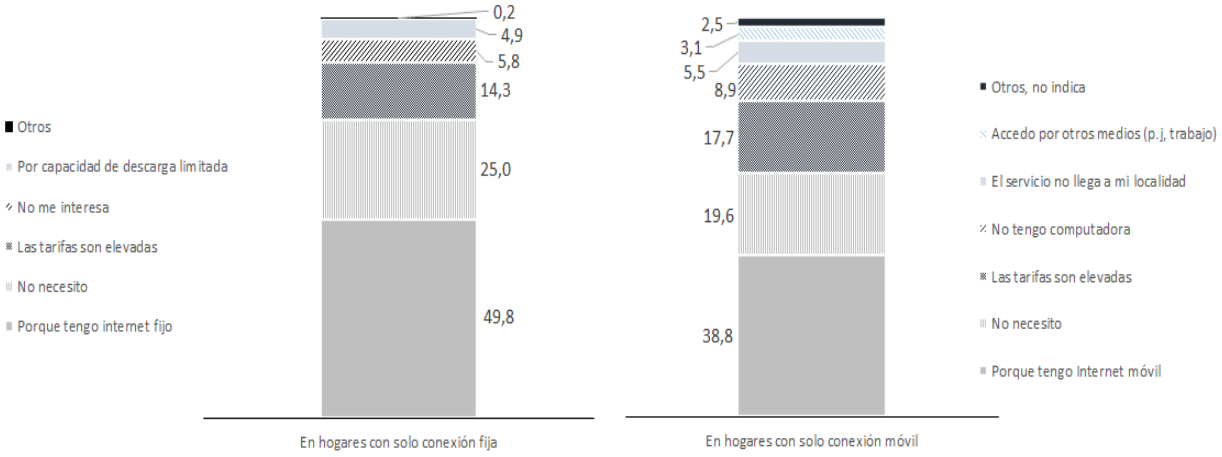
Nota: La categoría "probablemente sí" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente sí" y "es probable que sí" a la pregunta "¿piensa tener Internet fijo (móvil) en los próximos seis meses?". De la misma forma, la categoría "probablemente no" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente no" y "es probable que no".
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

4.2. Razones para no contratar el servicio de Internet fijo y móvil

Como se puede observar en el Gráfico N° 8, el hecho de contar con solo una conexión móvil a Internet es un factor condicionante en la decisión de contratar Internet fijo para algunos consumidores: 38,8% de los hogares con solo conexión móvil a Internet no contrataría el servicio de Internet fijo porque ya tiene Internet móvil. No obstante, este condicionamiento es relativamente menos incidente que el que se registra en la demanda de Internet móvil por parte de los consumidores que tienen solo acceso fijo a Internet, donde casi el 50,0% de los hogares no contratarían el servicio de Internet móvil porque ya tiene Internet fijo. Asimismo, un 19,0% de

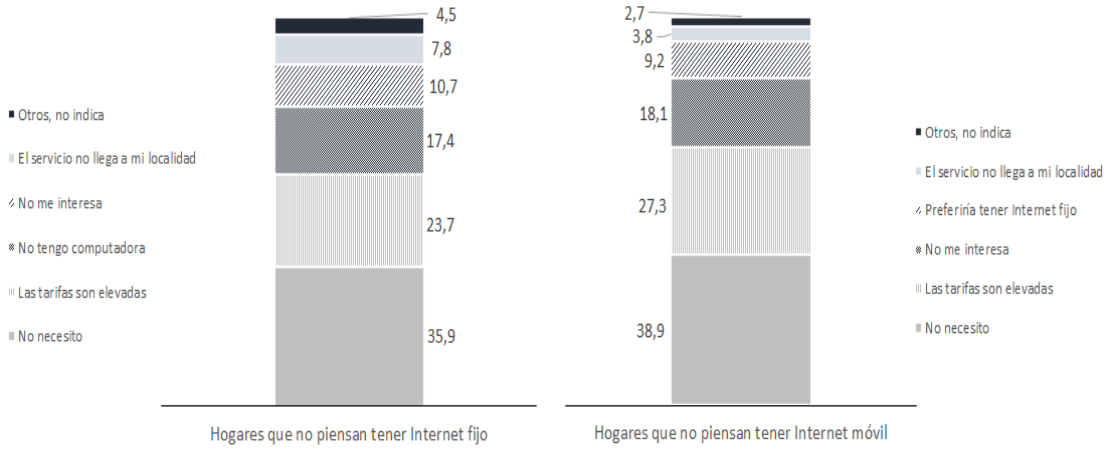
los hogares con solo Internet móvil perciben al Internet fijo como innecesario, mientras que este porcentaje llega a 25,0% en los hogares con solo Internet fijo. Por su parte, para los hogares sin Internet, percibir al servicio de Internet como innecesario representa el motivo principal para no contratar ya sea una conexión fija o móvil. Por último, cabe mencionar que hay un grupo importante de hogares (18,1%) que señalaron no pensar contratar Internet móvil pero manifestaron su disposición a tener Internet fijo (véase Gráfico N° 9).

Gráfico N° 8
Perú: Razones para no contratar otra forma de conexión a Internet en hogares con solo Internet fijo o móvil, 2013



Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Gráfico N° 9
Perú: Razones para no contratar una conexión fija y móvil de Internet en hogares sin Internet, 2013



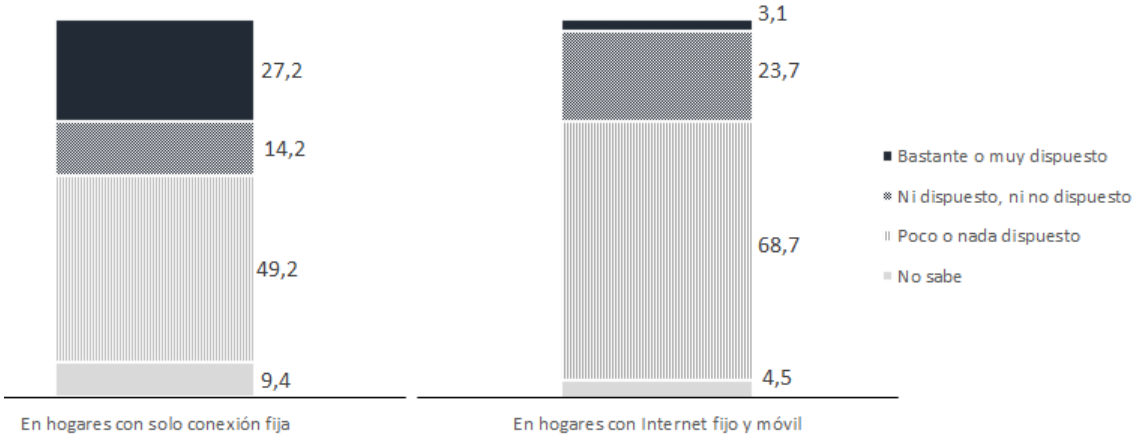
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

4.3. Disposición a sustituir la conexión fija de Internet por la móvil

Las preguntas que miden la intención de sustituir la conexión fija por la móvil (sustitución fuerte o estricta) fueron realizadas solo al grupo de hogares que manifestaron tener una probabilidad

alta de contratar una conexión móvil a Internet en los próximos 6 meses. Así pues, un 27,2% de los hogares con solo Internet fijo, y que manifestaron su intención de contratar el servicio de Internet móvil, se declaraba bastante o muy dispuestos a sustituir el acceso fijo por una conexión móvil (véase Gráfico N° 10). Por su parte, en los hogares que tienen ambas formas de acceso a Internet, el porcentaje de hogares bastante o muy dispuesto a sustituir completamente la conexión fija por la móvil fue de 3,1%. Esta gran disparidad en las intenciones de reemplazar el acceso fijo a Internet por el móvil de los hogares con solo una conexión fija y hogares con ambos tipos de conexión a Internet puede estar asociado a las diferencias en capacidad de gasto familiar.

Gráfico N° 10
Perú: Disposición a sustituir la conexión fija de Internet por la móvil, 2013

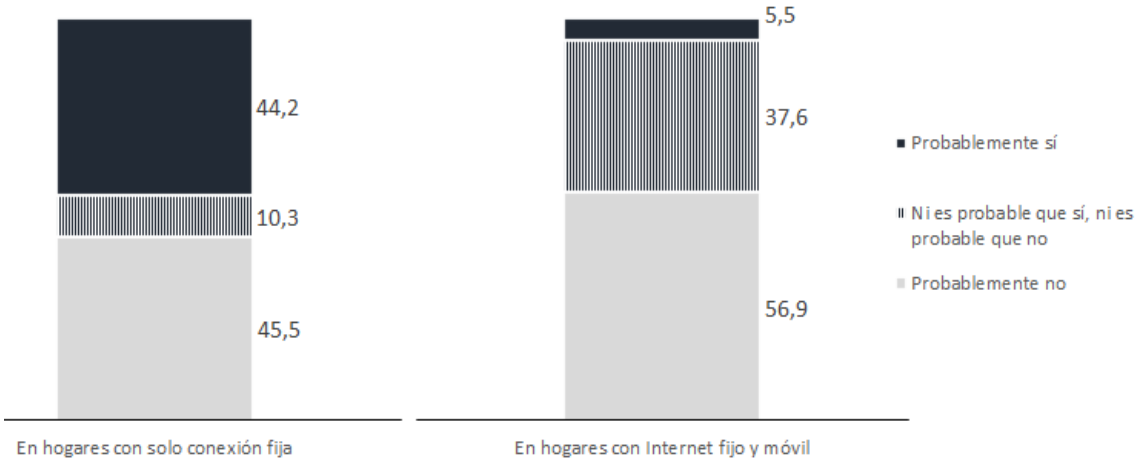


Nota: La categoría "bastante o muy dispuesto" está conformada por los hogares que declararon "muy dispuesto" y "bastante dispuesto" a la pregunta "¿En qué medida estaría dispuesto a dejar el servicio de Internet fijo por el de Internet móvil?". De la misma forma, la categoría "poco o nada dispuesto" está conformada por los hogares que declararon "nada dispuesto" y "poco dispuesto".
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Seguidamente se buscó forzar el escenario de comparación preguntado a los hogares si en un contexto donde ambas formas de acceso a Internet ofrecen igual velocidad de navegación, similar disponibilidad en el consumo de datos, idéntico nivel de cobertura y la misma continuidad (interrupciones) sustituirían su conexión fija por una móvil ante un aumento del 10% de los precios del servicio de Internet fijo. En este escenario hipotético, la participación de hogares que dejaría de contratar conexiones fijas y cambiarían al Internet móvil crece a 44,2% en los hogares que tienen contratado solo Internet fijo (véase Gráfico N° 11), mientras que en el caso de los hogares con Internet fijo y móvil, dicho porcentaje sube a 5,5%[7]. Así pues, inclusive en un escenario donde habría mayor presión competitiva, la disposición a sustituir la conexión fija por la móvil no es contundente.

[7] Naturalmente, los hogares que previamente habían manifestado estar dispuestos a dejar el Internet fijo por el móvil forman parte de estos porcentajes de participación.

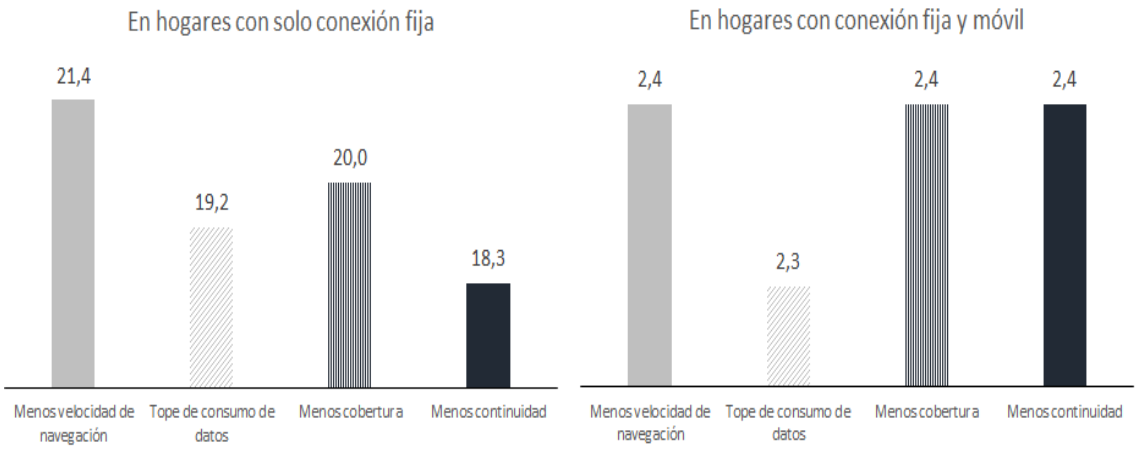
Gráfico N° 11
Perú: Disposición a sustituir la conexión fija de Internet por la móvil ante un incremento del 10% en el precio de suscripción al Internet fijo y similares prestaciones entre las ofertas comerciales de Interne fijo y móvil, 2013



Nota: La categoría "probablemente sí" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente sí" y "es probable que sí" a la pregunta "Si todas las empresas de Internet fijo suben en 10% el precio del Internet fijo y asumiendo que el servicio de Internet fijo y móvil tienen los mismos beneficios en velocidad, datos, cobertura y continuidad, ¿dejaría el servicio de Internet fijo por el móvil?". De la misma forma, la categoría "probablemente no" está conformada por los hogares que declararon "muy probablemente no" y "es probable que no".
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

El Gráfico N° 12, muestra la tasa de hogares que sustituirían la conexión fija por la móvil en un escenario donde se tiene en cuenta las características actuales que tienen los planes comerciales de Internet móvil. Con ello, la intención de reemplazar el Internet fijo por el móvil se relativiza aún más, particularmente cuando se tiene en cuenta la inestabilidad de la red móvil de Internet y los topes en el consumo de datos. En este sentido, la sustitución fijo-móvil no debe suponerse únicamente como un efecto sobre la demanda a consecuencia de un cambio en los precios relativos de los dos servicios (Vogelsang, 2010), sino que también puede estar determinada por otros factores, como la calidad que cada uno de los accesos presta.

Gráfico N° 12
Perú: Disposición a sustituir la conexión fija de Internet por la móvil, ante un incremento del 10% en el precio de suscripción al Internet fijo y menores prestaciones en los planes de Internet móvil, 2013



Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

En síntesis, del análisis realizado, se registró que la mayor parte de hogares tiene una preferencia sustancial a mantener su *status quo* - conservar el acceso fijo y/o móvil a Internet que ya vienen contratando. También se observó interrelación entre las decisiones de acceso a Internet fijo y móvil. Particularmente, se observó que la tenencia de una conexión móvil (fija) es una de las razones que condicionaría la contratación de una conexión fija (móvil) en algunos de los hogares (véase Gráfico N° 8). Asimismo, habría mayor retroalimentación de la demanda de Internet móvil hacia el fijo que en sentido contrario: los hogares con solo acceso a Internet móvil tendrían una propensión relativamente mayor a contratar adicionalmente una conexión fija de Internet, que en el sentido inverso.

En la misma línea, los hogares sin Internet que preferirían contratar Internet móvil también tendrían mayor preferencia a contratar Internet fijo, que en el caso contrarío. Por su parte, la probabilidad de ocurrencia de la sustitución fuerte o estricta, es decir, la intención de sustituir la conexión fija por la móvil es aún menor, inclusive ante un aumento en el precio del servicio de Internet fijo y niveles de prestación similar de las ofertas de conexión móvil a Internet. En este sentido, si se incorpora las restricciones actuales de los planes comerciales de Internet móvil (menor velocidad, tope de consumo de datos, etc.), la disposición a dejar la conexión fija por la móvil se reduce significativamente.

V. Análisis econométrico

5.1. Planteamiento

Para corroborar empíricamente la correlación entre las demandas de acceso a los servicios de Internet fijo y móvil, se realizó un modelo probit bivariado o biprobit. Dicha metodología es una

extensión del modelo probit binario convencional y de las regresiones multiecuacionales clásicas. El supuesto central en este modelo, es que la decisión que adopta el hogar respecto a la adquisición del servicio de Internet fija no es independiente de la decisión de adquirir el servicio de Internet móvil, y viceversa. En este sentido, es mejor analizar la decisión de acceso a los servicios de manera conjunta y simultánea.

Para llevar a cabo la estimación del modelo probit bivariado es indispensable definir la unidad de análisis y las variables tanto dependientes como explicativas. Al respecto, dado que tanto el acceso al servicio de Internet móvil y fijo pueden darse a nivel de toda la vivienda, se define como unidad de análisis al hogar. Con ello, las variables dependientes del modelo quedan definidas de la siguiente forma:

- *Con Acceso al Servicio de Internet fijo (conIF)*: esta variable toma el valor 1 si el hogar tiene al menos una conexión fija a Internet, y 0 en caso contrario.
- *Con Acceso al Servicio de Internet móvil (conIM)*: esta variable toma el valor 1 si el hogar tiene al menos una conexión móvil a Internet, y 0 en caso contrario.

Con ello, la especificación del modelo está compuesta de las siguientes 2 ecuaciones:

- Para la tenencia del servicio de Internet fijo se utilizará la variable dicotómica y_1 que representa a la variable dependiente "*conIF*". Esta variable toma el valor de 1 si el beneficio esperado neto de que el hogar i tenga Internet fijo es positivo $(I_{1i} > 0)$ frente al hecho de no contar con el servicio. De este modo, se busca aproximar la probabilidad de que el hogar i decida acceder al servicio de Internet fijo $(Pr[conIF_i = 1])$. Para I_1, se asume una forma funcional que dependa linealmente de un conjunto de factores (X_{1i}) asociados al hogar i que se consideran relevantes para explicar $Pr[conIF_i = 1]$. En síntesis, la primera ecuación queda expresada del siguiente modo:

$$Pr[conIF_i = 1]_i \approx y_{1i};$$
$$y_{1i} = 1 \text{ si } \mathrm{I}_{1\mathrm{i}} > 0,\ \mathrm{y}_{1\mathrm{i}} = 0 \text{ en otro caso;}$$
$$I_{1i} = f(c_{1i} + \beta_1 X_{1i}) + \varepsilon_{1i} \ldots (1)$$

  donde c_{1i} y ε_{1i} son el intercepto y el término de perturbación de la ecuación (1), respectivamente. ε_{1i} representa todas las variables no observables que afectan los beneficios netos de contar con el servicio de Internet fijo. Por su parte, β_1 es el vector de coeficientes correspondiente a cada variable de X_{1i}.

- Para la tenencia del servicio de Internet móvil se empleará la variable dicotómica y_2 que representa a la variable dependiente "*conIM*". Esta variable toma el valor de 1 si el beneficio esperado neto de que el hogar i tenga al menos una conexión móvil es positivo

$(I_{2i} > 0)$ en comparación al caso contrario. Con ello, se aproxima la probabilidad de que el hogar i decida acceder al servicio de Internet móvil $(Pr[conIM_i = 1])$. Asimismo, también se asumirá una forma funcional para I_2 que se relaciona linealmente con un conjunto de factores (X_{2i}) asociados al hogar i que se consideran importantes para explicar $Pr[conIM_i = 1]$. En resumen, la segunda ecuación queda expresada como sigue:

$$Pr[conIM_i = 1]_i \approx y_{2i};$$
$$y_{2i} = 1 \text{ si } \mathrm{I}_{2\mathrm{i}} > 0,\ \mathrm{y}_{2\mathrm{i}} = 0 \text{ en otro caso;}$$
$$I_{2i} = f(c_{2i} + \beta_2 X_{2i}) + \varepsilon_{2i} \ldots (2)$$

donde c_{2i} y ε_{2i} representan el intercepto y el termino de perturbación de la ecuación (2), respectivamente. ε_{2i} contiene todas las variables no observables que afectan los beneficios netos de contar con el servicio de Internet móvil. Por su parte, β_2 es el vector de coeficientes correspondiente a cada variable de X_{2i}.

El planteamiento probabilístico desarrollado en las líneas anteriores requiere asumir una distribución de probabilidad. Así, se supone que ε_{1i} y ε_{2i} siguen una distribución normal bivariada, tienen un valor esperado de 0, una varianza constante igual a 1 y poseen una correlación no nula. Esto es:

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

Con el planteamiento expuesto, la probabilidad de no demandar Internet fijo dado la tenencia del servicio de Internet móvil en el hogar, queda reflejada en la probabilidad condicional $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$. Dicho indicador servirá para realizar una aproximación a la probabilidad de ocurrencia del fenómeno de sustitución débil entre el acceso de Internet fijo y el acceso de Internet móvil. Ahora, si los eventos $conIF_i$ y $conIM_i$ fueran independientes, se tiene que $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ sería solo $Pr[conIF_i = 0]$. No obstante, como "$conIF_i$" y "$conIM_i$" están vinculadas para $\rho \neq 0$, las dos probabilidades no son independientes, lo que implica que el cálculo de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ debe realizarse utilizando la siguiente expresión:

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

Asumir que las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones (1) y (2) tienen una correlación distinta de cero permite modelar aquellas decisiones que implican entornos comunes obteniéndose estimadores más robustos respecto a los metodologías convencionales de

elección discreta. De esta manera, si las demandas de acceso al servicio de Internet fija y móvil se encuentran estrechamente vinculadas, la correlación entre sus perturbaciones resultaría significativamente diferente de cero. Si sucede esto, los valores estimados que se obtendrían del probit bivariado serían más eficientes de los que se obtendrían si se estimaran las probabilidades por separado, ya que se tendría en cuenta la interdependencia de ambos servicios. En este orden de ideas se debe probar si la correlación entre las perturbaciones de cada ecuación de acceso es estadísticamente igual a cero $(H_0: \rho = 0)$.

Cabe señalar, además, que si la correlación fuera diferente de cero pero negativa, esto sería indicio que las variables no observables que afectan a la probabilidad de tener Internet móvil influyen negativamente sobre la probabilidad de tener Internet fijo. Por el contrario, si la correlación fuera positiva indicaría que las variables no observables que afectan a la probabilidad de contar con Internet móvil, influyen positivamente sobre la probabilidad de contar con Internet fijo.

También es conveniente precisar que el modelo probit bivariado permite que las ecuaciones de acceso (1) y (2) compartan los mismos regresores, ya sea en forma total o parcial. Si ocurre este último caso, el modelo probit bivariado pasa a llamarse un modelo probit bivariado aparentemente no relacionado (*seemingly unrelated bivariate probit model*).

5.2. Variables Explicativas

La metodología del probit bivariado requiere de la especificación de variables que capturen las características demográficas y socioeconómicas de la población objeto de estudio. En función de los datos disponibles, y de la evidencia empírica obtenida en trabajos anteriores, como variables explicativas del modelo (X_{1i}, X_{2i}) se consideran las listadas en el Cuadro N° 1:

Cuadro N° 1
Descripción de las Variables Explicativas del Modelo Probit Bivariado

Nombre de la Variable	Descripción
edad_jh	Edad del jefe de hogar. Medida en años cumplidos.
educa_jh	Cantidad de años de educación del jefe de hogar.
lny	Gasto mensual del hogar. Expresado en logaritmos.
d12a35	Cantidad de miembros del hogar con edad de 12 a 35 años cumplidos.
vvp	Propiedad de la vivienda. Toma el valor de 1 si la vivienda es de propiedad del hogar (totalmente pagada o comprándola a plazos), y 0 en caso contrario.
tf	Tenencia del servicio de telefonía fija en el hogar. Toma el valor de 1 si el hogar tiene teléfono fijo, y 0 en caso contrario.
tm	Tenencia del servicio de telefonía móvil en el hogar. Toma el valor de 1 si al menos un miembro del hogar tiene teléfono móvil, y 0 en caso contrario.
tvp	Tenencia del servicio de TV de paga en el hogar. Toma el valor de 1 si el hogar cuenta con el servicio de TV de paga en el hogar, y 0 en caso contrario.

Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

En general, se espera que tanto la educación como el nivel de gasto familiar se relacionen positivamente con la contratación residencial del Internet fijo y móvil. Así, un aumento del gasto familiar es indicativo de mejoras en la capacidad de gasto del hogar que permitirían mejorar las posibilidades de contratar el servicio de Internet ya sea en su modalidad fija o móvil. Por su parte, mayores niveles de educación pueden incentivar la demanda de internet por parte de los individuos. .

Para las variables que recogen el acceso a otros servicios de telecomunicación como telefonía fija o televisión de paga en el hogar, también se espera una correspondencia positiva entre la tenencia de estos servicios y una mayor probabilidad de demandar Internet. Esto debido a las políticas de empaquetamiento que pueden facilitar la adquisición del servicio de Internet o a la mayor valoración por la tenencia de servicios de telecomunicaciones como resultado de la experiencia en el uso de estos servicios.

Por el contrario, en el caso de la edad del jefe de hogar se espera una relación negativa con la adquisición de Internet fijo o móvil en el hogar. Esto por los menores costos de adaptación a las tecnologías informáticas en estratos de población joven. En el mismo sentido, a mayor cantidad de miembros jóvenes en el hogar, la probabilidad de contratar lo último en tecnologías de información, Internet móvil, crece. Por su parte, la tenencia de una vivienda propia se relacionaría positivamente con la posibilidad de tener Internet fijo.

Además, dado que el acceso al servicio de Internet es factible cuando el hogar tiene una computadora de escritorio o portátil, se pueden presentar diferencias importantes en las características de los hogares que tiene una computadora respecto a los que no tienen, generándose un problema de sesgo de selección (García et al, 2011). Para evitar este problema, se construyó la inversa del ratio de Mills (*lambda*) con la estimación de un modelo *probit* para la tenencia de al menos una computadora de escritorio o portátil en el hogar. Seguidamente, este ratio se incluyó como variable explicativa en el modelo probit bivariado[8].

En relación a la muestra utilizada, en principio se restringió las estimaciones a los hogares que tienen acceso a electricidad, al ser insumo esencial para el uso de computadoras o portátiles[9]. Asimismo, ya que es apropiado modelar la elección del consumidor entre una conexión fija y móvil en un contexto donde no existe restricciones en cuanto a disponibilidad de ambos tipos de acceso a Internet, el análisis restringió la muestra total de hogares a los ubicados en Lima Metropolitana. Dicha zona tendría menos problemas a la hora de medir la cobertura de los proveedores de Internet fijo y móvil[10], además de contar con menores diferencias en los niveles

[8] Los resultados del modelo *probit* se encuentra en los anexos.
[9] Es conveniente señalar que los resultados del modelo se mantienen incluso si se considera a todos los hogares de la muestra. Ver anexos.
[10] De acuerdo con la definición de cobertura estipulada en el Reglamento General de la Ley de Telecomunicaciones vigente a la fecha de realización de la ERESTEL 2013, basta con que se preste el

de calidad entre las prestaciones del servicio de Internet fijo y móvil a comparación de otras zonas del interior del país. También, cabe comentar que Lima Metropolitana fue una de las primeras ciudades donde se lanzaron las ofertas comerciales de Internet fijo y móvil, lo que haría que los hogares limeños cuentan con mayor información en términos de disponibilidad y experiencia con el servicio de Internet fijo y móvil, haciendo más robusta su toma de decisiones.

5.4. Resultados

Los resultados de la estimación del modelo se presentan en el Cuadro N° 2. En principio, con base a la prueba de significancia global de Wald, el modelo resultó con un nivel de significancia global bastante alto. Además, prácticamente todos los coeficientes estimados de las covariables del modelo tiene un nivel de significancia individual por encima del 1% y cuentan con los signos esperados. En cuanto a la bondad de ajuste del modelo, se calculó el pseudo R^2 de McFadden obteniéndose un valor de 0.22, lo que mostraría que el modelo planteado tiene un valor explicativo alto si consideramos que se trabaja con una muestra de corte transversal[11].

En forma adicional, es conveniente mencionar que se realizó un análisis vía bootstrapping que siguió validando la confiabilidad de las estimaciones realizadas[12]. Asimismo, se realizó la prueba de Murphy para verificar el supuesto de normalidad del modelo biprobit, no pudiéndose rechazar la hipótesis nula de normalidad. Los resultados de estos análisis se pueden encontrar en los anexos del presente documento.

En relación a la correlación entre los residuos de la demanda de Internet fijo y móvil, se obtuvo un nivel de correlación positivo con un valor estimado de $\hat{\rho} = 0{,}20$. Dicho signo positivo, implica que las variables no observables (por ejemplo, preferencias) afectan de forma similar el acceso a Internet fijo y móvil. No obstante, el valor de $\hat{\rho}$ no sobrepasa el 0,5, por lo que a fin de analizar qué tan estadísticamente diferente de cero es el valor estimado de la muestra se realizó un test de Wald, que tiene como hipótesis nula que la correlación entre los residuos de cada ecuación sea cero $(H_0: \rho = 0)$. Los resultados muestran que dicha hipótesis puede rechazarse al 1% de nivel de significancia, lo cual constituye evidencia empírica importante de que el modelo probit bivariado es adecuado para la muestra bajo análisis.

---

servicio en una parte del área otorgada en concesión, sin considerar un número mínimo de estaciones ni determinada capacidad de red, para que pueda decirse que dicha área está cubierta por el servicio.

[11] En la estimación de modelos probabilísticos a partir de una muestra de corte transversal, el valor de un pseudo R^2 entre 0,15 y 0,30 es considerado satisfactorio.

[12] El bootstrapping es un procedimiento donde los datos muestrales son tratados como si fuesen los datos de toda la población, sirviendo como universo para extraer muestras con reemplazo. Luego con cada remuestreo se vuelve a realizar la estimación del probit bivariado y se obtienen nuevos valores estimados de los parámetros. Posteriormente, los diferentes valores obtenidos en cada muestra con reemplazo son utilizados para contar con una aproximación de la distribución de los estimadores que permite evaluar los posibles valores que puedan adoptar los parámetros del modelo en el mundo poblacional.

Cuadro N° 2
Lima Metropolitana: Modelo Probit Bivariado sobre el Acceso al Servicio Internet Fijo y Móvil, 2013

Variables Explicativas:	Variable Dependiente: conIF			Variable Dependiente: conIM		
	Coef.	Desv. Std. Robust.	z	Coef.	Desv. Std. Robust.	z
edad_jh	-0,005 *	0,003	-1,83	-0,007 ***	0,002	-3,05
educa_jh	0,107 ***	0,023	4,58	0,104 ***	0,021	4,94
lny	0,709 ***	0,162	4,39	0,387 ***	0,147	2,64
d12a35				0,150 ***	0,030	5,06
vvp	0,218 ***	0,081	2,7			
tf	1,865 ***	0,317	5,88	0,811 ***	0,278	2,91
tm	1,138 ***	0,262	4,35	1,724 ***	0,313	5,50
tvp	0,855 ***	0,158	5,4	0,394 ***	0,143	2,75
lambda	0,756 *	0,421	1,8	0,479	0,374	1,28
Intercepto	-9,951 ***	2,130	-4,67	-7,086 ***	1,920	-3,69
ρ						
Coeficiente	0,2071					
Errores Estándar	0,0434					
Test de Wald para Ho:ρ=0						
chi2(1)	21,4223					
Prob > chi2	0,0000					
Datos Adicionales de la Estimación						
Método de Estimación	Probit bivariado aparentemente no relacionado con errores estándar robustos					
Tamaño de Muesta	2.030					
Logaritmo de la Pseudoverosimilitud	-1.995,664					
Wald chi2(16)	934,83					
Prob > chi2	0,0000					

Nota:
- La descripción de las variables fue realizada en el Cuadro 1.
- * Nivel de significancia al 10%, ** Nivel de significancia al 5%, *** Nivel de significancia al 1%.
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Con el objetivo de profundizar más en el estudio de la relación entre las demandas de acceso al servicio de Internet fijo y móvil, se estimó la disposición de que el hogar no tenga acceso a Internet fijo (móvil) dado que cuenta con Internet móvil (fijo) a través de las siguientes probabilidades: $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$.

El Cuadro N° 3 muestra los estadísticos descriptivos asociados a los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$ para la muestra en estudio. Como puede observarse, el valor medio de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ es 54% con una dispersión de 30,1 pp. En el segundo caso el promedio fue de 60% con dispersión de 18,9 pp. En términos del coeficiente de variación, los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ son más heterogéneos que los de $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$. Estas heterogeneidades también pueden observarse al analizar el histograma y la función de densidad de los estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$ en el Gráfico N° 13.

Así, se observó que en los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ subyace una distribución bimodal con una primera moda en torno a 0.15 y la otra alrededor de 0.87, lo que genera que solo el 55% de la muestra tenga un valor estimado de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ mayor a 50%. Por el contrario, en la distribución de las estimaciones de $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$ se registra una única moda, siendo el 68% de la muestra la que supera una probabilidad condicional del 50%. En este sentido, las estimaciones dan cuenta de que al evaluar la posibilidad de adquirir otro tipo de conexión a Internet diferente al que ya se posee[13], los hogares con Internet móvil tienen relativamente mayor disposición de contratar Internet fijo, que en el caso contrario.

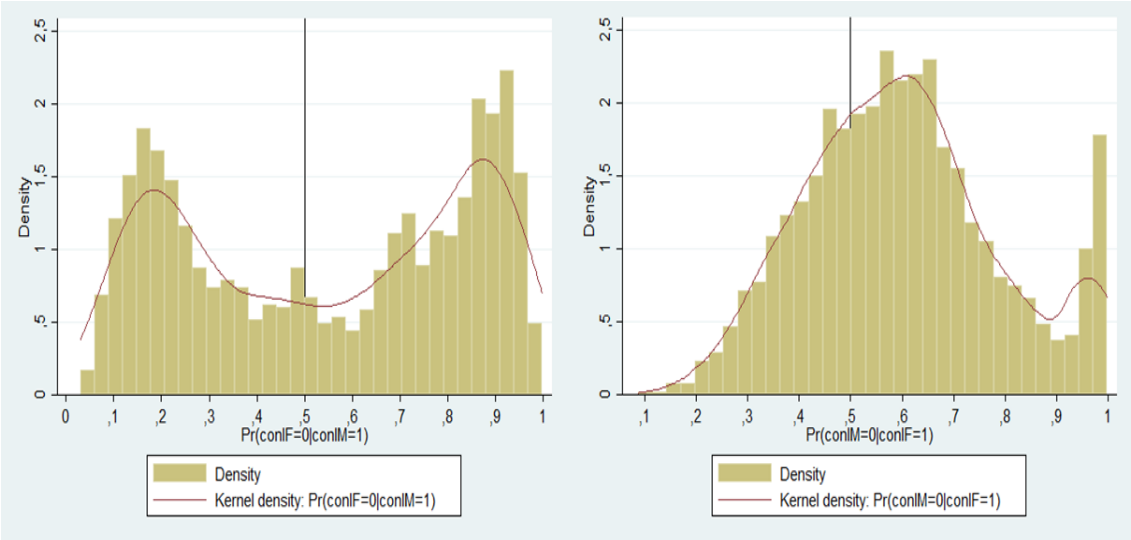
Cuadro N° 3
Lima Metropolitana: Estadísticas Descriptivas de las Estimaciones de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$, 2013

Estadístico	Pr(conIF=0|conIM=1)	Pr(conIM=0|conIF=1)
Media	0,547	0,600
Mediana	0,580	0,589
Desv. Estd.	0,301	0,189
Coef. Varc.	0,551	0,315
Valor min.	0,030	0,087
Valor max.	0,999	0,999

Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

[13] Notar que el complemento de la probabilidad de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$ son $Pr[conIF_i = 1|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 1|conIF_i = 1]$, respectivamente.

Gráfico N° 13
Lima Metropolitana: Histograma de las Estimaciones de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$, 2013



Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Así pues, los hogares limeños tienen una probabilidad de no contratar Internet fijo dada la tenencia de una conexión móvil de Internet en torno a 55%. Ciertamente, es de esperar que estas probabilidades condicionales sean mayores a medida que la regresión incluya a los hogares del interior del país[14], debido a la presencia de ciertas características estructurales en estas zonas como la ausencia de redes fijas que limitan el espacio de elección de los consumidores a la adquisición del Internet móvil. Asimismo, 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 dicha tecnología y más bien incentivan el despliegue de accesos móviles. Adicionalmente, otros factores a destacar en esta línea, son la presencia de la red de transporte de microondas o los posibles emplazamientos con conexiones de cobre defectuosas por depreciación de la infraestructura como resultado de las condiciones climáticas.

A fin identificar los factores coadyuvantes o limitantes en la probabilidad a no tener Internet fijo dado que se tiene Internet móvil, el Gráfico N° 14 muestra los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ en función de diversos valores de las variables explicativas del modelo probit bivariado. Además, esta probabilidad se ha desagregado considerando si la vivienda es propia o no, si el hogar cuenta con teléfono fijo o no, si el hogar accede al servicio de teléfono móvil o no, y si el hogar tiene servicio de televisión de paga o no.

[14] Para cotejar la conjetura sobre los cambios en la magnitud de los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$, se realizó la estimación del modelo probit bivariado considerando la muestra de hogares a nivel nacional. Los resultados asociados a dicha estimación pueden encontrarse en los anexos del presente documento. Como era de esperar, destaca que la gran mayoría de de consumidores tienen una probabilidad condicional $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ por encima del 50%. Lo anterior, se ve reflejado en el cambio que sufre la forma de la distribución de los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$, que pasa de ser bimodal -en Lima Metropolitana- a ser una distribución unimodal asimétrica a la izquierda.

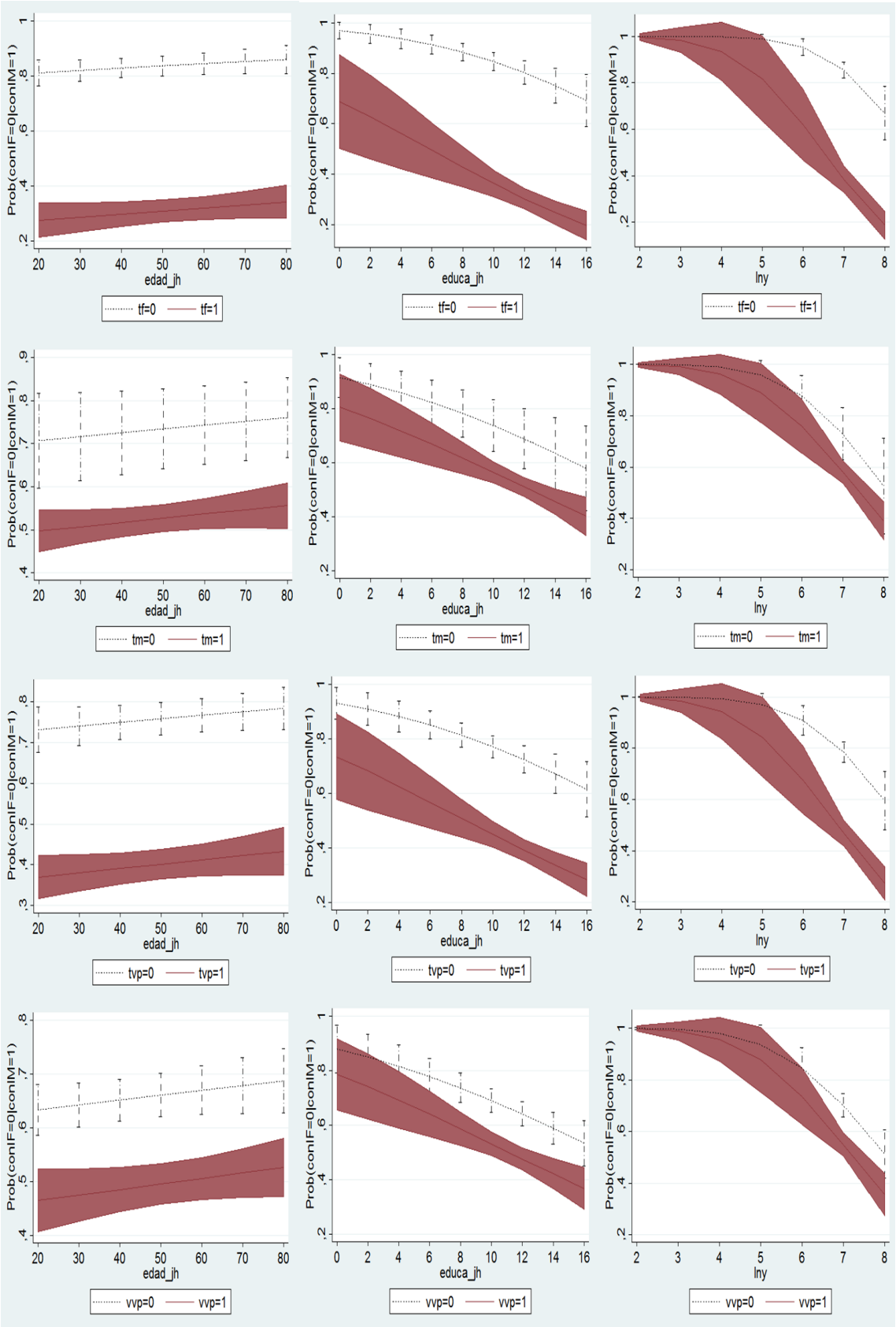
En ese orden de ideas, se observa que la probabilidad condicional de que un hogar limeño no tenga Internet fijo dado que ya tiene acceso móvil crece conforme se incrementa la edad del jefe de hogar. No obstante, los efectos de esta última covariable son de menor magnitud si se comparan con los impactos que resultan de las mejoras en la posibilidades de consumo familiar o los años de educación, que ocasionan que los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ puedan decaer por debajo de 50%. Así pues, estas relaciones plantean que un contexto donde los celulares con acceso a Internet sean más asequibles y fáciles de usar, a priori, que las computadoras, los hogares con menores ingresos y menos habilidades computaciones (baja educación) estará más dispuestos a tener una conexión móvil y no demandar una conexión fija de Internet. Por el contrario, en un entorno donde la capacidad de gasto y el nivel de cualificación de los consumidores en el uso de ordenadores siguán creciendo, la demanda por Internet fijo se verá incentivada.

La disposición de otros servicios de telecomunicación también juega un rol importante para explicar $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$. Al respecto, se tiene que esta probabilidad condicional para hogares sin teléfono fijo se ubica usualmente por encima del 80%, mientras que para los hogares con teléfono fijo los valores estimados están generalmente por debajo del 50%. Dicha brecha tiende a ser significativa en su magnitud a pesar de cambios en la capacidad de gasto en el hogar o mayor educación del jefe de hogar. Situación análoga, ocurre al hacer la distinción entre los hogares con y sin TV de paga, y con y sin telefonía móvil, aunque en este último caso las brechas son menos amplias. Dichas relaciones, posiblemente estén asociadas a la forma en que se ha venido comercializando el servicio de Internet fijo, la cual ha sido principalmente a través de servicios empaquetados (con la telefonía fija y/o la televisión de paga) donde los operadores ofrecen al consumidor realizar un menor pago en la renta mensual del servicio de Internet fijo a comparación de contratar dicho servicio de forma individual. Estas diferencias en gastos en la modalidad de contratación del internet fijo revelarían una mayor preferencia por las plataformas fijas[15]. Por su parte, los hogares con y sin vivienda propia también reportaron diferencias en los valores estimados de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$, pero de menor magnitud que la registrada en la adquisición de otros servicios de telecomunicaciones.

En resumen, la probabilidad de no contratar Internet fijo dado la tenencia de una conexión móvil crece conforme aumenta la edad del jefe de hogar o la falta de una vivienda propia. No obstante, estos cambios son marginales comparado con los cambios en la capacidad de gasto o el nivel de educación. Así, hogares con mayores posibilidades de consumo o mejor nivel de cualificación tienen una probabilidad por encima del 50% de contratar Internet fijo dado la tenencia de una conexión móvil. No obstante, es la tenencia de otros servicios de telecomunicación, la que mejora notablemente la disposición a contratar Internet fijo, sobre todo con la telefonía fija.

[15] Recordar el enfoque de preferencia revelada.

Gráfico N° 14
Lima Metropolitana: Valores Estimados de la $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y Covariables, 2013



Nota: Intervalos de confianza al 95%. La descripción de las variables fue realizada en el Cuadro 1.
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

VI. Conclusiones

El presente artículo ha realizado una primera evaluación empírica sobre el grado de relación entre las demandas de acceso a Internet fijo y móvil para una muestra representativa de hogares peruanos obtenida a partir de la Encuesta Residencial de Demanda y Uso de Servicios de Telecomunicaciones 2013.

Los resultados del estudio muestran evidencia estadística que respalda la hipótesis de una correlación entre la decisión de contratar el servicio de Internet fijo y móvil. Para ello, en principio se hizo uso del módulo de preguntas especializado en medir la sustitución o complementariedad entre ambos tipos de conexión a Internet. Al respecto, se registró que una proporción importante de hogares que acceden solo a un tipo de conexión a Internet prefirieren no demandar otra forma de acceso a Internet por considerar suficiente el servicio de Internet fijo o móvil que ya tienen contratado. No obstante, esta preferencia tiene mayor incidencia entre los hogares con solo Internet fijo que en los hogares con solo Internet móvil. En forma similar, los hogares que no tienen servicio de Internet pero piensan tener una conexión móvil, poseen una mayor disposición a contratar también una conexión fija, a diferencia de la disposición a contratar Internet móvil en hogares que no tienen acceso a Internet pero piensan tener Internet fijo.

Por su parte, los hogares con ambos tipos de acceso a Internet prefieren ampliamente mantener tanto su conexión fija como móvil. Esto a pesar de que se registró que los hogares con acceso fijo tiende a gastar más por el servicio de Internet que los hogares con acceso móvil. **Así, en términos de sustitución en el acceso, los hogares con Internet fijo y móvil tienen una muy baja disposición a dejar la conexión fija por la móvil, mientras que los hogares con solo una conexión móvil a Internet presentan una disposición débil a no contratar el servicio de Internet fijo.**

Los resultados anteriores fueron reforzados con la estimación conjunta de un sistema de ecuaciones de demanda de acceso a Internet mediante un probit bivariado. Esto a pesar de limitar dicha estimación a los hogares ubicados a nivel de Lima Metropolitana, zona que cuenta con cobertura simultánea de Internet fijo y móvil, presenta menores diferencias en la prestación del servicio de Internet en comparación de zonas del interior del país y cuenta con individuos que tendrían mayor experiencia de uso en ambos tipos de conexión a Internet. Así, se encontró que ambas demandas de Internet guardan una correlación positiva en sus factores no observables y dependen de variables comunes como la capacidad de gasto del hogar, el nivel de educación, la edad y la tenencia de otros servicios de telecomunicaciones, además de que los efectos marginales de estas variables afectarían en el mismo sentido a ambas demandas de 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 el móvil. Además, es de destacar 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 sería aún más importante si se implementarán políticas focalizadas en la educación digital.

Respecto a la probabilidad estimada de no demandar una conexión fija dado que ya se cuenta con Internet móvil, se estimó en un valor promedio de 55% a nivel de Lima Metropolitana, en tanto que solo el 55% de la muestra tiene un valor estimado mayor o igual a 50%. Sin embargo, la probabilidad de ocurrencia de una sustitución débil se ve relativizada en un escenario donde ambas modalidades de Internet tengan la misma posibilidad de abastecer la demanda y pueda prestar un servicio con semejantes niveles de calidad. Además, en este punto cabe aclarar que en la medida que la regresión incorpore a los hogares ubicados al interior del país, los valores de dicha probabilidad pueden ser más altos, posiblemente, por la presencia de características estructurales que afectan la oferta comercial del servicio de Internet fijo (dificultadas en la cobertura y nivel de calidad del Internet fijo asociadas a las condiciones geográficas y estado de la tecnología).

En relación a los factores que favorecerían la no demanda de Internet fijo dado la tenencia de una conexión móvil (sustitución débil), destaca como el más importante la ausencia de contratación de otros servicios de telecomunicaciones, particularmente la del teléfono fijo. Esto sería reflejo de la mayor incidencia de ofertas comerciales que empaquetan el servicio de Internet fijo con el teléfono fijo y/o la televisión de paga, donde los operadores ofrecen al consumidor gastar menos por el servicio de internet fijo a diferencia de contratar dicho servicio de forma individual. Dichas diferencias en los pagos por la modalidad de contratación del internet fijo relajan la restricción presupuestaría de los hogares y llevaría a revelar una mayor preferencia por el internet fijo.

Adicionalmente, otros factores coadyuvantes son la capacidad de gasto familiar y el nivel de educación, de modo que la probabilidad de ocurrencia de sustituibilidad débil puede ser alta en algunos grupos de consumidores (hogares de bajos ingresos y bajo nivel educativo), lo cuales han adoptado únicamente servicios móviles para acceso a Internet.

La tenencia del servicio de Internet en la vivienda ha registrado un incremento sustancial entre el 2012 y 2013 como consecuencia de la mayor demanda por conexiones móviles, y -en menor grado- las conexiones fijas. Sin embargo, la penetración del servicio de Internet móvil ha respondido esencialmente a la mayor tenencia de celulares con acceso a Internet, que si bien es el mejor ejemplo de movilidad que ofrecen las tecnologías inalámbricas, aún presenta limitaciones si se quieren equiparar con una conexión fija a Internet (por ejemplo, el tamaño de la pantalla, no aplicación de tarifas planas o cambios en la velocidad nominal de navegación a partir de un determinado volumen de descarga o por temas de cobertura). Asimismo, los accesos

móviles a Internet que han venido contratando los hogares, registran menores velocidades de conexión a Internet frente a los accesos fijos.

Por consiguiente, considerando el análisis realizado en base a la información de la ERESTEL 2013, se concluye que las conexiones móviles de internet actualmente no serían sustitutos de las conexiones fijas. Dicha conclusión es consistente con la evidencia encontrada en otros países como España o Inglaterra. No obstante, dada la importancia de esta relación, se sugiere realizar un seguimiento adecuado y oportuno de la misma.

En segundo lugar, la estimación realizada en el presente trabajo es perfectible en algunos aspectos. Específicamente, si en el futuro se tuviera información sobre variables no observadas en la base de datos empleada, como los precios o parámetros de calidad de ambas modalidades de acceso a Internet, sería conveniente su inclusión en la regresión. Asimismo, las estimaciones realizadas de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ no recogen en términos efectivos el aspecto inherentemente dinámico del fenómeno de sustitución debido al hecho de que solo se dispone de una base de datos de corte transversal y no del tipo panel.

En ese sentido, se considera necesario señalar que el OSIPTEL ya incorporó como parte de la realización de la ERESTEL 2014, el desarrollo de una submuestra panel que permita dar respuesta a diferentes aspectos dinámicos de la demanda residencial de servicios de telecomunicaciones. De este modo, las estimaciones econométricas podrán minimizar el problema de variables no observables y recoger la heterogeneidad temporal de la sustitución débil: probabilidad de que el hogar ya no demanda el servicio de Internet fijo pero sí el móvil en el periodo t dado que en un periodo anterior disponía de una conexión móvil a Internet.

Finalmente, es conveniente señalar que el presente documento no pretende, en ningún caso, sustituir o influir en el análisis del mercado relevante que podría realizarse en un procedimiento correspondiente y con datos más actuales.

VII. Bibliografía

Aguilar, J., L. Bendezu y P. Chahuara (2013). *"Evaluando los Determinantes del Acceso a los Servicios de Telefonía Fija y Móvil, ¿Hay sustitución en el Acceso?".* Organismo Supervisor de la Inversión Privada en Telecomunicaciones (OSIPTEL), *mimeo.*

Analysys Mason. "*The Connected Consumer survey 2: mobile broadband report"*. Disponible en: http://www.analysysmason.com/About-Us/News/Press-releases1/mobile-broadband-should-complement-fixed-not-substitute/

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 residencial"*. Comisión Nacional de los Mercados y La Competencia (CNMC).

CTIA-The Wireless Association. "*Women and Wireless Technology"*. Disponible en: http://www.ctia.org/resource-library/press-releases/archive/survey-moms-women-favoring-wireless-daily-life-activities

Ericsson (2014). *"Ericsson Mobility Report: Junio 2014"*. Disponible en: http://www.ericsson.com/res/docs/2014/ericsson-mobility-report-june-2014.pdf

Flores, E. y J. Mariscal (2012). *"Oportunidades y desafíos de la banda ancha móvil en América Latina"*. Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE). Documento de Trabajo N° 267.

García, J., P. Medina y L. Bendezú. *"Determinantes de la Demanda del Servicio de Internet en la Vivienda y el Rol de la Adquisición de PC´s como Limitante del Acceso".* Organismo Supervisor de la Inversión Privada en Telecomunicaciones (OSIPTEL). Documento de Trabajo N° 11.

ITU (2012). *"Measuring the Information Society"*. International Telecommunication Union (ITU).

Leiner, B., V. Cerf, D. Clark, R. Kahn, L. Kleinrock, D. Lynch, J. Postel, L. Roberts, S. Wolff (2012). "*Brief History of the Internet".* Internet Society.

Nokia Siemens Networks. "*Mobile Broadband Study 2010"*. Disponible en: http://nsn.com/news-events/press-room/press-releases/study-shows-spending-on-mobile-broadband-up-40-year-on-year

OFCOM (2010). *"Review of the wholesale broadband access markets: Consultation on market definition, market power determinations and remedies"*. The Office of Communications (OFCOM).

OSIPTEL (2013). *"Resolución del Tribunal de Controversias Nº 004-2013-TSC/OSIPTE referente al Expediente 005-2011-CCO-ST/LC".* Organismo Supervisor de la Inversión Privada en Telecomunicaciones (OSIPTEL).

Trendsspotting (2009). *"Influencers On Mobile 2009-2020"*. Disponible en: http://www.trendsspotting.com/blog/wp-content/files/influencers-on-mobile-2009-2020-predictions-by-trendsspotting1.pdf

Vogelsang , I. (2010). *"The relationship between mobile and fixed line communications: A survey"*. Information Economics and Policy.

Anexos

Anexo N° 1
Lima Metropolitana: Modelo Probit Binario sobre la Tenencia de un Ordenador (PC y/o Laptop)

Variables Explicativas:	Variable Dependiente: conPC		
	Coef.	Desv. Std. Robust.	z
lny	0,551 ***	0,090	6,1
educa_jh	0,086 ***	0,010	8,53
tf	1,163 ***	0,068	17,04
tm	0,825 ***	0,137	6,01
tvp	0,538 ***	0,069	7,85
Intercepto	-6,729 ***	0,637	-10,57
Datos Adicionales de la Estimación			
Tamaño de Muesta	2.030		
Logaritmo de la Pseudoverosimilitud	-971,84		
Pseudo R2	0,3091		
Wald chi2(5)	677,62		
Prob > chi2	0,0000		

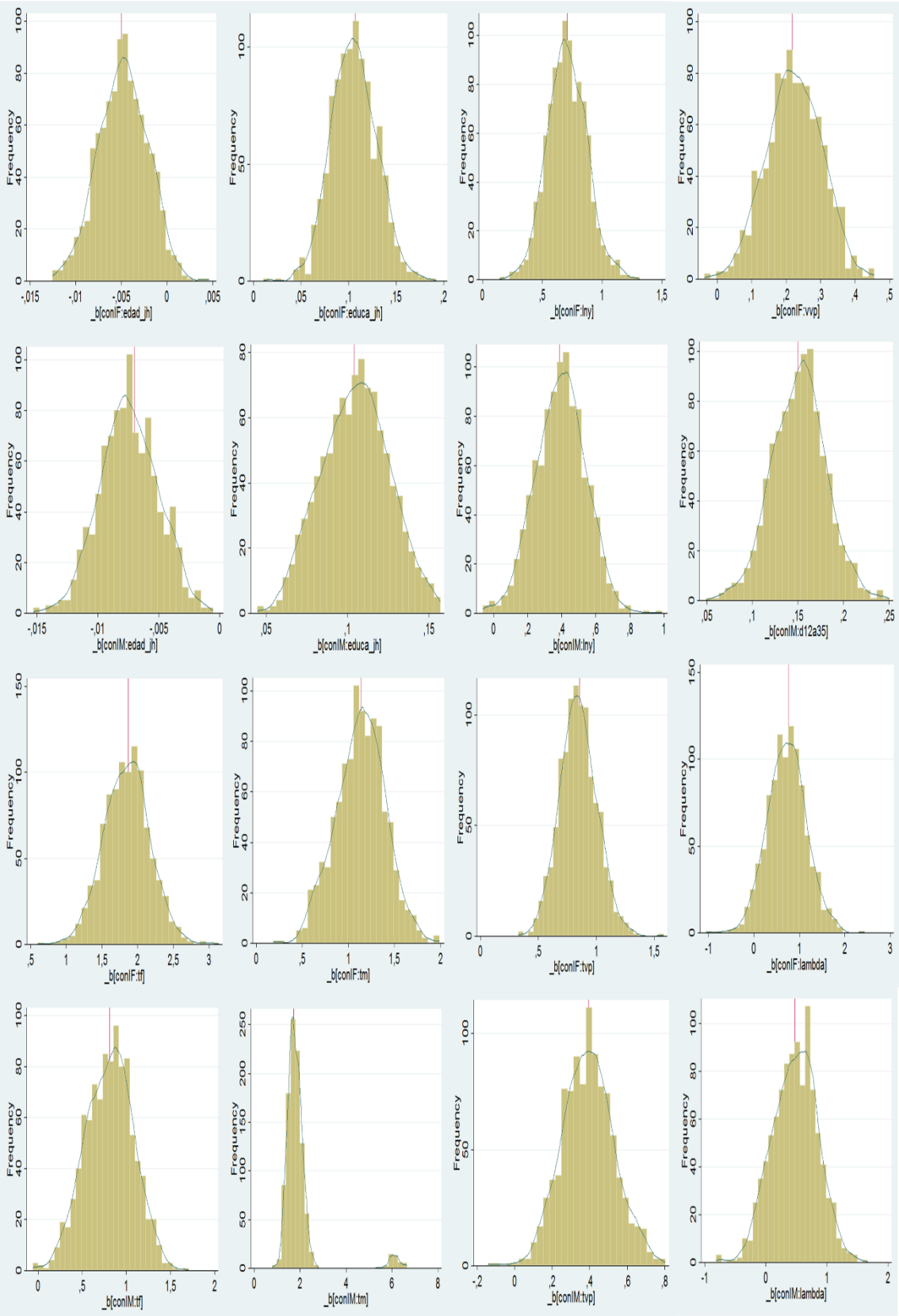
Nota: * Nivel de significancia al 10%, ** Nivel de significancia al 5%, *** Nivel de significancia al 1%.
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Anexo N° 2
Lima Metropolitana: Test de Normalidad de Murphy para el Modelo Probit Bivariado

chi2(9)	=	7,090
Prob > chi2	=	0,628

Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Anexo N° 3
Lima Metropolitana: Bootstrapping sobre los Coeficientes Estimados del Modelo Probit Binario



Nota: Bootstraping realizado con 1.000 repeticiones.
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Anexo N° 4
Perú: Modelo Probit Binario sobre la Tenencia de un Ordenador (PC y/o Laptop)

Variables Explicativas:	Variable Dependiente: conPC		
	Coef.	Desv. Std. Robust.	z
lny	0,514 ***	0,032	16,09
edad_jh	0,003	0,001	3,08
educa_jh	0,099 ***	0,004	23,5
tf	0,824 ***	0,035	23,68
tm	0,920 ***	0,063	14,68
tvp	0,338 ***	0,030	11,25
rural	-0,514	0,043	-12,05
Intercepto	-6,307 ***	0,235	-26,84
Datos Adicionales de la Estimación			
Tamaño de Muesta	12.331		
Logaritmo de la Pseudoverosimilitud	-5.226,37		
Pseudo R2	0,3257		
Wald chi2(7)	3.080,27		
Prob > chi2	0,0000		

Notas:
- La variable "rural" es una dummy que toma el valor de 1 si el hogar se ubica en el ámbito rural y 0 en caso contrario
- * Nivel de significancia al 10%, ** Nivel de significancia al 5%, *** Nivel de significancia al 1%.

Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Anexo N° 5
Perú: Modelo Probit Bivariado sobre el Acceso al Servicio Internet Fijo y Móvil, 2013

Variables Explicativas:	Variable Dependiente: conIF			Variable Dependiente: conIM		
	Coef.	Desv. Std. Robust.	z	Coef.	Desv. Std. Robust.	z
edad_jh	-0,004 **	0,001	-2,41	-0,003 **	0,001	-2,32
educa_jh	0,107 ***	0,014	7,52	0,086 ***	0,014	6,36
lny	0,575 ***	0,082	7,02	0,477 ***	0,077	6,16
d12a35	0,061 ***	0,017	3,62	0,110 ***	0,015	7,45
vvp	0,203 ***	0,043	4,73			
tf	1,715 ***	0,113	15,17	0,330 ***	0,099	3,34
tm	1,184 ***	0,154	7,70	1,548 ***	0,200	7,74
tvp	0,508 ***	0,057	8,85	0,351 ***	0,054	6,54
rural	-1,043 ***	0,128	-8,17	-0,354 ***	0,104	-3,42
lambda	0,657 ***	0,219	3,00	0,211	0,203	1,04
exterl	0,010 ***	0,001	8,10	0,014 ***	0,001	12,02
Intercepto	-9,072 ***	1,082	-8,39	-7,699 ***	1,028	-7,49
ρ						
Coeficiente	0,0707					
Errores Estándar	0,0259					
Test de Wald para Ho:ρ=0						
chi2(1)	7,41768					
Prob > chi2	0,0065					
Datos Adicionales de la Estimación						
Método de Estimación	Probit bivariado aparentemente no relacionado con errores estándar robustos					
Tamaño de Muesta	12.331					
Logaritmo de la Pseudoverosimilitud	-7.035,325					
Wald chi2(21)	4.488,18					
Prob > chi2	0,0000					

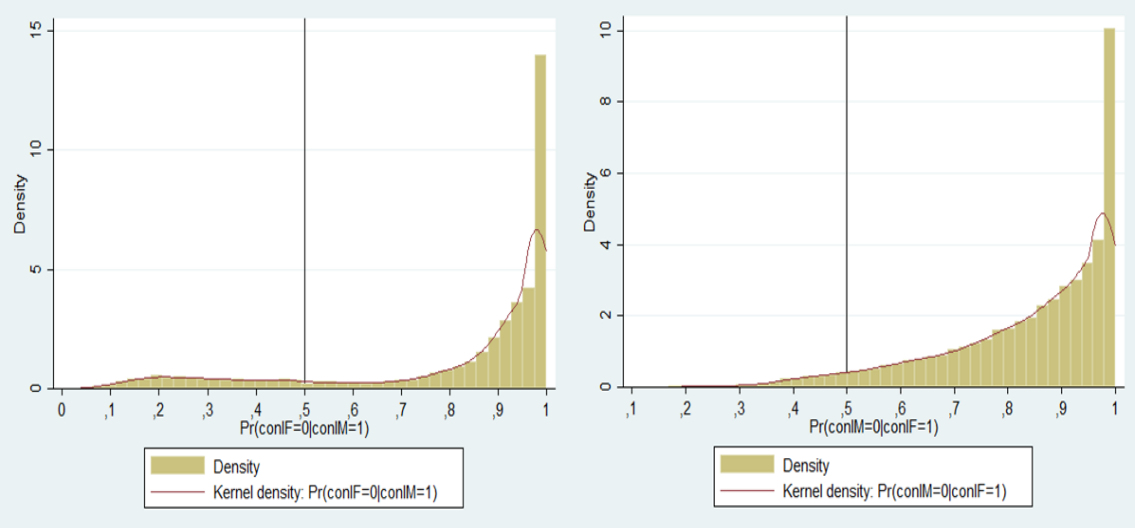
Notas:
- La variable "rural" es una dummy que toma el valor de 1 si el hogar se ubica en el ámbito rural y 0 en caso contrario
- La variable "exterl" es la tasa de acceso al servicio de Internet por departamento. Medido como el ratio entre el total de hogares en la muestra que tienen Internet sobre el total de hogares en cada departamento.
- * Nivel de significancia al 10%, ** Nivel de significancia al 5%, *** Nivel de significancia al 1%.
Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Anexo N° 6
Perú: Test de Normalidad de Murphy para el Modelo Probit Bivariado

chi2(9)	=	12,820
Prob > chi2	=	0,1710

Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Anexo N° 7
Perú: Histograma de las Estimaciones de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$, 2013



Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.

Anexo N° 8
Perú: Estadísticas Descriptivas de las Estimaciones de $Pr[conIF_i = 0|conIM_i = 1]$ y $Pr[conIM_i = 0|conIF_i = 1]$, 2013

Estadístico	Pr(conIF=0|conIM=1)	Pr(conIM=0|conIF=1)
Media	0,816	0,841
Mediana	0,935	0,891
Desv. Estd.	0,253	0,158
Coef. Varc.	0,310	0,188
Valor min.	0,038	0,168
Valor max.	0,999	0,999

Fuente: OSIPTEL – Encuesta Residencial de Servicios de Telecomunicaciones (ERESTEL), 2013.
Elaboración: GPRC – OSIPTEL.