



Análisis Empírico de la Relación entre Competencia e Inversión en el Servicio de Telefonía Móvil Peruano

Paulo Chahuara*

Dirección de Políticas Regulatorias y Competencia

Sub Dirección de Análisis Regulatorio

Organismo Supervisor de Inversión Privada en Telecomunicaciones - OSIPTEL

Resumen

Este trabajo analiza empíricamente los efectos de la intensidad competitiva entre empresas operadoras del servicio de telefonía móvil sobre la inversión total en dicha industria. Para ello, se utilizó la información disponible de series de tiempo anuales correspondientes al periodo 2000-2018 y cuya fuente de información son los registros administrativos del OSIPTEL, INEI y el MINTRA. A fin de afrontar el problema de series temporales cortas, el análisis se realizó empleando técnicas multivariadas (análisis factorial y componentes principales) y el enfoque de inferencia bayesiana aplicado al modelo de regresión lineal clásico y de Vectores Autorregresivos. Las estimaciones muestran que la inversión total asociada al servicio de telefonía móvil no es afectada por cambios en la intensidad competitiva de los proveedores del servicio. Por lo que, los resultados respaldan la opinión de que la competencia entre operadores de telefonía móvil no desalienta la inversión en esta industria de telecomunicaciones inalámbricas.

© 2020 OSIPTEL. Derechos reservados.

Palabras Clave: Vectores autorregresivos, regresión lineal, inferencia bayesiana, restricciones de signo, variables de control, técnicas multivariadas.

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

* Se agradece los comentarios y sugerencias de Lennin Quiso, así como la participación de Martin Pando y Eliaquim Oncihuay durante la elaboración de este documento. El contenido y las opiniones vertidas en este trabajo son responsabilidad exclusiva del autor, 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

I. Introducción

La relación entre competencia e inversión es un tema de larga discusión, siendo los puntos de vista opuestos de Schumpeter (1942) y Arrow (1962) ubicados en el centro de dicho debate. Al respecto, la visión schumpeteriana destaca que las grandes empresas en mercados altamente concentrados tienen más probabilidades de invertir debido al efecto de eficiencia (Schumpeter, 1942; Gilbert y Newbery, 1982). Esto se refiere a qué un monopolista eficiente siempre obtiene más beneficios que dos duopolistas descoordinados o que un mercado de competencia perfecta. Así, el argumento de Schumpeter se puede plantear de la siguiente manera: debido al efecto de eficiencia, un monopolista perdería más que un participante potencial al no innovar, por lo que el monopolio tiene más incentivos para invertir que una empresa que opera en un mercado competitivo.

Del otro lado, la visión de Arrow enfatiza las virtudes de la competencia, planteando que una empresa de mercado competitivo tiene más incentivos para innovar en comparación a un monopolio debido al efecto de escape de la competencia (Arrow, 1962). Dicho efecto se refiere a la ventaja en beneficios de ser líder tecnológico, ya que la inversión en una tecnología de reducción de costos produce un “salto” en ganancia mayor en competencia en comparación al monopolio (una empresa en un mercado competitivo obtiene beneficios ex ante más bajos en comparación con un monopolio). Asimismo, la visión de Arrow admite una interpretación conocida como el efecto de reemplazo, que se refiere al menor incentivo de un monopolio para invertir en una nueva tecnología por el alto costo de oportunidad de reemplazar su tecnología anterior o antigua (Tirole, 1988).

La dominancia de una de las visiones expuestas no ha podido ser demostrada en los modelos teóricos. Por ejemplo, Sacco y Schmutzler (2011) encuentran una relación en forma de U, en tanto que Belleflamme y Vergari (2011) señalan una relación en forma de U invertida. Boone (2000) argumenta que la relación depende de cómo las ganancias de una empresa se vean afectadas por la competencia de acuerdo con su nivel inicial de eficiencia de costos. Por su parte, Jeanjean (2013) muestra que, para una alta intensidad de competencia, las empresas invierten menos con respecto al nivel que maximizaría las ganancias debido a que su rentabilidad no es suficiente para mantener un nivel de inversión que maximice las ganancias.

En línea con la ambigüedad teórica, los trabajos empíricos desarrollados sobre la relación entre competencia e inversión tampoco son concluyentes y muestran que los resultados dependen de la industria específica bajo análisis (Hashmi y Van Biesebroeck, 2010; Coublucq et al. 2013). En el caso particular de la industria de telefonía móvil, los trabajos disponibles son escasos y muestran que la heterogeneidad de la relación competencia e inversión se mantiene. Por ejemplo, en el ámbito de países de la OCDE, Garrone y Zaccagnino (2015) no encuentran correlación entre la competencia y la inversión en redes inalámbricas, mientras que Kim et al. (2011) si encuentran una relación negativa, en tanto que Genakos et al. (2018) concluyen que la inversión no varía significativamente con la competencia. Por su parte, Kang et al. (2012) destaca una relación positiva entre la concentración del mercado y la inversión en la industria inalámbrica de China y, los resultados de Hounghonon y Jeanjean (2016) muestran que la

relación es en forma de una U invertida analizando datos de 110 operadores inalámbricos de diversos países.

En cuanto a países en desarrollo como el Perú, la evidencia empírica es incluso más escasa o no disponible. Ello, pese a que el estudio de la relación entre competencia e inversión es importante, ya que los mercados de telecomunicaciones están comúnmente sujetos a un marco de políticas regulatorias, donde el impacto de la competencia sobre la inversión puede significar la armonía o conflicto entre los siguientes objetivos de política: promover más competencia para reducir precios, y así expandir el acceso y uso del servicio en un mercado históricamente monopolizado o altamente concentrado versus la necesidad de que las empresas cuenten con rentabilidad para realizar inversiones. Situación que se ve intensificada en la industria de telecomunicaciones inalámbricas donde la frecuencia o requerimiento de nuevas inversiones, dado el avance o cambio tecnológico, es notoriamente mayor que en las industrias de redes de telecomunicaciones fijas o de otras redes en general (e.g. electricidad, gas natural, saneamiento).

Por lo expuesto, el presente trabajo tiene por objetivo analizar empíricamente la relación entre la competencia y la inversión total en la industria del servicio de telefonía móvil peruano. En esta línea y a diferencia de los trabajos disponibles, las estimaciones se realizaron por medio de técnicas multivariadas (análisis factorial y componentes principales) y el enfoque de inferencia bayesiana aplicado al modelo de regresión lineal clásico (BLR) y de Vectores Autorregresivos (BVAR). Ello con el fin de reducir el problema del tamaño de muestra disponible para analizar la dinámica de la relación competencia e inversión y las variables de control o exógenas que también intervienen en dicha interacción (la maldición de la dimensionalidad).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 presenta el marco metodológico utilizado en el análisis empírico. La sección 3 presenta y discute los resultados y la sección 4 resume los principales hallazgos junto con sus implicaciones de política, así como sus limitaciones.

II. Metodología

2.1. Marco conceptual

Bajo el paradigma general de estructura-conducta-desempeño postulado por Bain (1959) la relación entre competencia e inversión puede expresarse en el siguiente marco:

Competencia (C) ⇒ Inversión (I)

Así, puede plantearse el siguiente modelo:

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 C_t + \omega_t, \quad \omega_t \stackrel{iid}{\sim} Normal(0, \sigma_2^2) \quad (1)$$

En (1), I_t es la inversión total en el año t , que es una función de la intensidad competitiva en dicho periodo (C_t). La estimación del parámetro β_1 es el objeto de interés del presente trabajo, ya que determina la

relación empírica entre competencia e inversión. Sin embargo, tal como está planteada la ecuación (1) puede implicar que su estimación tenga problemas de sesgos o inconsistencias por endogeneidad. En particular, el desarrollo teórico de la organización industrial ha demostrado que la relación causal entre estructura, conducta y desempeño no es unidireccional, sino que cada componente se retroalimenta. En otras palabras, puede existir una relación bidireccional entre la competencia e inversión, que se deriva de la simultaneidad del comportamiento estratégico de las empresas y los resultados de dicha interacción estratégica en el mercado.

También pueden existir otras variables que influyen en forma conjunta la relación competencia e inversión como los cambios en la demanda (e.g. ingresos, tamaño de mercado), variaciones en los costos de las empresas, la prospectiva de los cambios tecnológicos de la industria, la entrada o salida de competidores o la implementación de medidas de competencia o regulación. Asimismo, es plausible considerar que la propia relación competencia e inversión también tiene un componente de ajuste en el tiempo que se debería tener en cuenta.

Basándose en las consideraciones señaladas, un modelo más general para (1) y que permitiría una mejor identificación de la relación causal entre competencia e inversión estaría dado por la siguiente estructura:

$$C_t = \delta_{10} + \delta'_{11} \sum_{j=1}^J C_{t-j} + \delta'_{12} \sum_{j=0}^J I_{t-j} + \theta'_1 Z_t + \epsilon_{1t} \quad (2)$$

$$I_t = \delta_{20} + \delta'_{21} \sum_{j=0}^J C_{t-j} + \delta'_{22} \sum_{j=0}^J I_{t-j} + \theta'_2 Z_t + \epsilon_{2t} \quad (3)$$

donde ϵ_{1t} y ϵ_{2t} son procesos ruido blanco con esperanza cero, varianzas $\sigma_{\epsilon_1}^2$, $\sigma_{\epsilon_2}^2$ y covarianza nula.

Así, un *shock* sobre C_t ; en la forma de un valor no nulo de la innovación estructural ϵ_{1t} ; afecta directamente a I_t ; pero también influye sobre C_t a través de la presencia de I_t como variable explicativa en la primera ecuación. Además, este efecto se propaga en el tiempo, debido a la presencia de los valores retardados de ambas variables como variables explicativas. Además, el modelo estructural incorpora un vector de variables explicativas exógenas Z_t en cada ecuación. Un ejemplo de este tipo de variables, serían las variables ficticias que aproximen medidas de política, cambios estructurales del sector, variables de demanda, de costos o de ámbito.

2.2. Fuente de información, selección de variables y datos

La información utilizada forma parte de los registros administrativos periódicos que remiten las empresas operadoras al Organismo Supervisor de Inversión Privada en Telecomunicaciones (OSIPTEL) en el marco de la Resolución N 050-2012-CD/OSIPTEL y sus modificatorias o resoluciones asociadas¹. Además, se utilizó información del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y del Ministerio de Trabajo (MINTRA). En esta línea, de acuerdo a la información disponible que ofrecen los registros administrativos

¹ La resolución 050 entró en vigencia desde fines del año 2012. Adicionalmente, cabe comentar que varios registros administrativos remitidos por las empresas de telecomunicaciones han sido sistematizados y puestos a libre disposición en el portal web PUNKU (El Portal a la Información de las Telecomunicaciones) y en la sección de estadísticas de la página web del OSIPTEL.

y la literatura revisada², las variables consideradas para el estudio de la relación entre competencia e inversión en el servicio de telefonía móvil peruano fueron las detalladas a continuación:

- El índice de concentración de Herfindahl – Hirschman (HHI) definido en el intervalo de 0 a 10000 obtenido a partir del número de líneas móviles por empresa operadora. Al HHI obtenido se le realizó un re escalamiento a logaritmo natural y se le denotó como $lhhitm_t$.
- Un indicador del precio del servicio es el Promedio de Ingresos por Usuario (ARPU), que es la media de ingresos por usuario que se obtiene, dividiendo los ingresos del servicio móvil entre el promedio de líneas móviles del periodo corriente y del periodo inmediato anterior. Luego, la serie de ARPU, fue expresado en S/ del 2007 utilizando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Lima Metropolitana y re escalada a logaritmo natural, etiquetándola como $lptm_t$.
- La inversión asociada al servicio móvil se identificó con base a si la empresa es predominantemente de servicios fijos o móviles. En caso los servicios ofrecidos sean mixtos, se utilizó información específica de estados financieros. La serie de inversiones también fue expresada a S/ del 2007 utilizando el IPC de Lima Metropolitana y luego reescalada a logaritmo natural, poniéndole el nombre de $litm_t$.
- Las variables exógenas o de control consideradas como *proxys* por el lado de la demanda fueron el logaritmo natural del PBI per cápita en S/ del 2007 ($lpbipc_t$) y de la población en edad de trabajar ($lpet_t$). Por el lado de los costos, se consideró el logaritmo natural de la densidad poblacional ($ldensi$) y la influencia de las redes fijas expresada en la tasa de penetración del servicio de telefonía fija (ptf_t)³.

La frecuencia de tiempo de todas las series o indicadores listados es del tipo anual y corresponde al periodo del año 2000 al 2018. El tamaño de la muestra estuvo condicionado por las series de inversión y precios. La evolución de las series en estudio y los indicadores creados durante el periodo muestral se presentan en la Figura N° 1. De dicha figura, se observa como el precio del servicio de telefonía móvil ($lptm_t$) ha experimentado en general una tendencia decreciente. Sin embargo, este descenso no ha sido continuo en el tiempo, observándose cierto estancamiento en el descenso entre el 2011 y 2015. Por su parte, en términos del índice de concentración ($lhhitm_t$), se observó una caída hasta el 2003, que se ralentizó y se revirtió del 2004-2013, para luego nuevamente decrecer desde el 2014.

La serie de inversiones ($litm_t$) muestra una tendencia no constante, siendo su evolución descendente hasta el 2004, luego pasa a ser ascendente hasta el 2009, muestra una caída en el 2010, después una recuperación paulatina hasta el 2015, para después elevarse sustantivamente el 2016 y luego descender en los últimos 2 años.

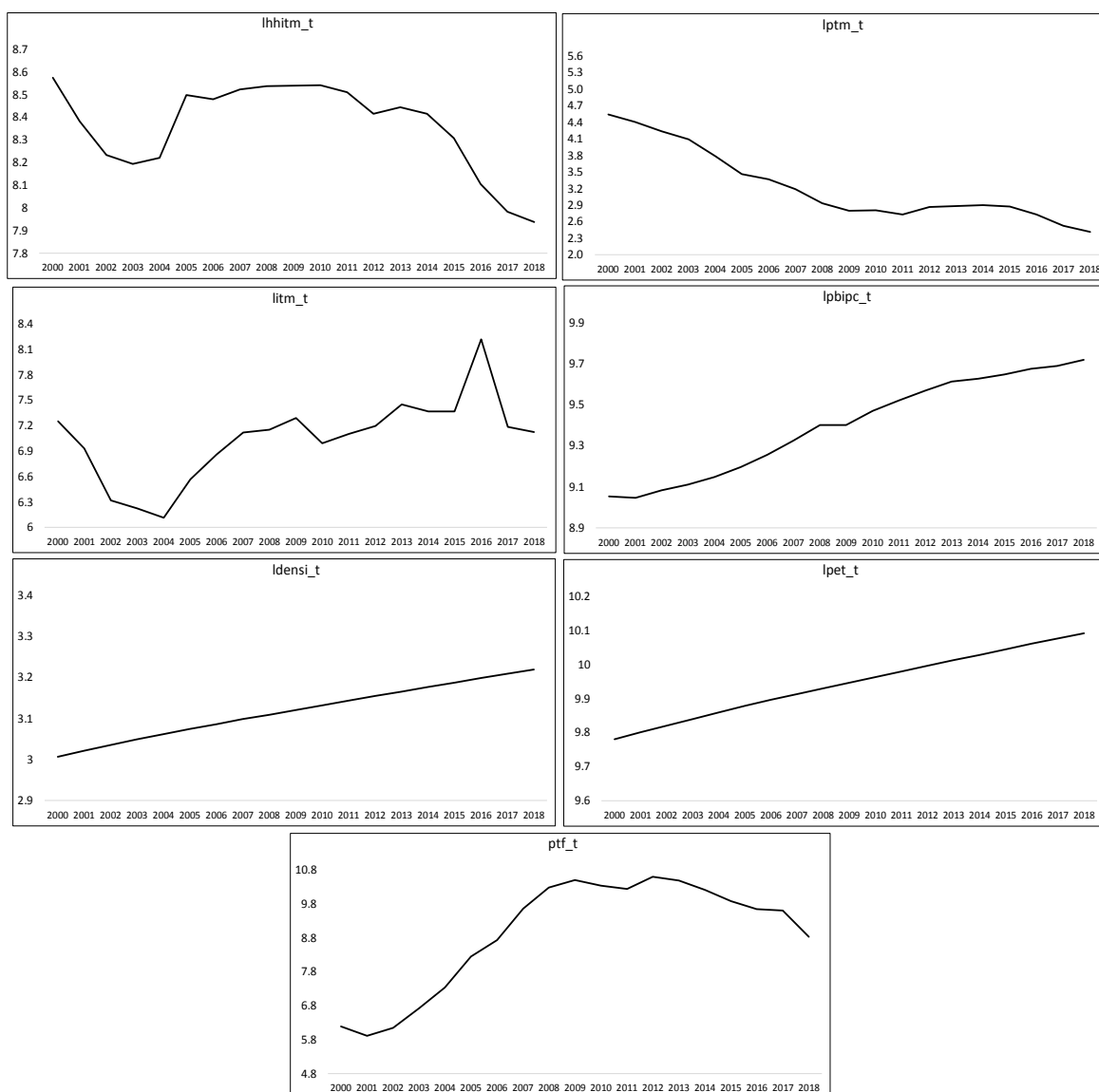
Así pues, la interrelación de la competencia y la inversión en el servicio de telefonía móvil muestra algunos

² Véase Hounghonon y Jeanjean (2016), Lestage, et al. (2013), Kang et al. (2012), Sacco y Schumutzler (2011), Belleflamme y Vergari (2011) y Genakos et al. (2015).

³ Siguiendo a Hounghonon y Jeanjean (2016), la elección de los *proxys* también se basó en minimizar la posibilidad de tener un regresor endógeno. Por ejemplo, si bien se puede obtener información de la inversión en redes fijas o el número de líneas en el mercado de telefonía, se optó por utilizar *ptf* y *lpet* debido a que dichas series tienen menos problemas de endogeneidad con las variables de inversión o competencia.

cambios que podrían considerarse marcados. Ello no es coincidencia, ya que durante el desarrollo de la industria de telefonía móvil, han ocurrido eventos importantes tal como la compra o adquisición entre compañías (Movistar adquiere BellSouth), la salida o entrada de nuevas empresas operadoras (relanzamiento de Nextel como Entel, entrada de Bitel), y la implementación de medidas de política regulatoria (regulación de cargos de terminación móvil, implementación y relanzamiento de la Portabilidad Numérica Móvil, desbloqueo o liberación de equipos terminales, etc). Asimismo, en el año 2016 se produce la compra de bandas de espectro radioeléctrico que habilitan el despliegue de la tecnología 4G, lo que implicó para la serie de inversiones se eleve de forma sustancial y se muestre un pico marcado de la serie para el 2016 (un posible *outlier*).

Figura N°1: evolución de las series presentadas



Fuente: OSIPTEL, INEI, MINTRA.
Elaboración: Sub Dirección de Análisis Regulatorio de DPRC – OSIPTEL.

A fin de tener en consideración los cambios comentados al momento de explorar estadísticamente la relación entre las series, se creó 4 variables dicotómicas, *d1*, *d2*, *d3* y *outlier*, que toman el valor de 1 (y

0 en caso contrario) para los periodos 2000-2004, 2005-2014, 2015-2018 y el año 2016 (posible valor atípico), respectivamente.

Por su parte, las variables de control o regresores exógenos muestran una tendencia acentuadamente creciente a lo largo del periodo de muestra analizado, salvo el caso de la serie ptf_t que, del 2009 al 2012 muestra cierto estancamiento para después descender hasta el 2018.

2.3. Estrategia de estimación

Dado que el número de observaciones disponibles ($n = 19$) podría resultar reducido con relación al conjunto de variables que intervienen en el modelamiento de la relación competencia e inversión, la propuesta clásica para la estimación de parámetros (i.e. el método de mínimos cuadrados o de máxima verosimilitud) está limitado por los grados de libertad que se disponen en el presente estudio, teniendo el riesgo de caer en problemas de sobreajuste, sobreparametrización o la maldición de la dimensionalidad.

Una primera estrategia para acometer la maldición de la dimensionalidad es utilizar técnicas multivariadas con el objetivo de reducir de forma eficiente el número de variables que intervienen en el análisis. En esta línea, se realizó el siguiente procedimiento:

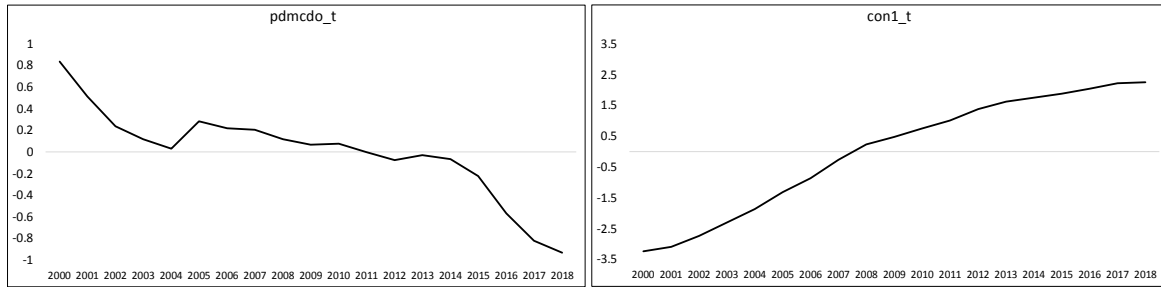
- Utilizando las series $lhhitm_t$ y $lptm_t$ se procedió a construir un *proxy* del constructo de competencia, intensidad competitiva o rivalidad entre compañías telefónicas. Para ello, se resumió la información (variabilidad) común de la concentración de mercado y los precios en una sola serie o indicador que se calculó utilizando la técnica multivariada de análisis factorial exploratorio (AFE). Dicha serie se identifica como $pdmcdot_t$ y corresponde al primer factor obtenido del AFE en función al criterio de importancia *mineigen* (un factor debe tener un valor propio mayor que cero para ser retenido)⁴.
- Con las series $lpbipc_t$, $lpet_t$, $ldensi_t$ y ptf_t se procedió a construir una sola variable de control (exógena) manejando la información (variabilidad) total de las cuatro series en mención mediante la implementación de la técnica multivariada de componentes principales (PCA). La variable creada se etiqueta como $con1_t$ y es el primer componente principal obtenido del PCA, en vista que dicho componente captura el 92% de la variabilidad total de las series $lpbipc_t$, $lpet_t$, $ldensi_t$ y ptf_t ⁵.

La Figura N° 2 muestra la evolución de los nuevos indicadores creados $pdmcdot_t$ y $con1_t$, los cuales remplazarán en el análisis a las series $lhhitm_t$, $lptm_t$, $lpbipc_t$, $lpet_t$, $ldensi_t$ y ptf_t . Para el caso de $pdmcdot_t$, dada la dinámica descendente de las series $lhhitm_t$ y $lptm_t$, el indicador de competencia refleja una tendencia negativa, por lo que $pdmcdot_t$ debe interpretarse como un constructo antónimo de intensidad competitiva (i.e. falta o bajo grado de competencia). En otras palabras, valores más bajos de $pdmcdot_t$ implican que el sector de telefonía móvil ha experimentado un creciente nivel de rivalidad o intensidad competitiva traducido en una menor concentración de mercado y bajos precios.

⁴ Véase anexos.

⁵ Ibid.

Figura N°2: evolución de los constructos $pdmcdot_t$ y $con1_t$



Fuente: OSIPTEL, INEI, MINTRA.

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

Respecto al constructo $con1_t$ se observa una dinámica ascendente que, es consistente con la tendencia positiva de las series $lpbipc_t$, $lpet_t$, $ldensi_t$ y ptf_t . Ello pese al compartamiento progresivamente descendente observado en los últimos valores de la serie ptf_t . Así pues, el uso del AFE y PCA ha reducido el número de variables en estudio sin descartar información importante.

Sin embargo, aún con el reajuste de la dimensionalidad a partir de los constructos creados del análisis multivariado ($pdmcdot_t$ y $con1_t$), también tenemos que considerar la simultaneidad entre las variables, la posible influencia de valores pasados y las variables dicotómicas que aproximan eventos en el sector de telefonía móvil. Todas estas consideraciones hacen que la estimación clásica de parámetros pueda caer en sobreajuste dado el tamaño de muestra disponible.

Ante el último problema comentando, la segunda estrategia de solución consistió en emplear la estimación por inferencia bayesiana que, utiliza supuestos o creencias a priori sobre los parámetros a ser estimados (distribución de probabilidad *prior* o inicial). Luego, a partir de la información disponible de las series de tiempo de los datos (función de verosimilitud), dichas creencias a priori son actualizadas, y se obtiene una estimación final de los parámetros (distribución de probabilidad *posterior* o final). De esta forma, la propuesta bayesiana combina la evidencia de los datos de la muestra con la información a priori, permitiendo relativizar la limitación de disponer un tamaño de muestra bajo o de series temporales cortas (e.g. Salas, 2011 y Jaramillo, 2008).

Además, para autores como Sims (1991, 1988), Sims y Uhlig (1991), Álvarez y Ballabriga (1994) o Ballabriga et al. (1998), otra ventaja relativa del uso del enfoque bayesiano de estimación frente al clásico es que, en la perspectiva bayesiana no hay razón para abordar de forma diferenciada el análisis de las series estacionarias y de las no estacionarias, lo cual en el presente trabajo también es importante, ya que el reducido número de observaciones limita la aplicación de los tests clásicos de raíz unitaria o de cointegración (e.g. test de Dickey – Fuller GLS, test de cointegración de Johansen). Adicionalmente, en trabajos como los de Montes-Rojas y Galvao (2014) se muestra cómo el uso de *priors* ayuda a lidiar con el sesgo derivado de malas aproximaciones en los regresores.

Con base en lo expuesto, la primera aproximación empírica que se utiliza es la estimación de $litm_t$ en función de $pdmcdot_t$ (y otras variables) mediante un modelo de regresión lineal clásico estimado por

inferencia bayesiana (BLR). Ello considerando que la regresión lineal clásica es una estrategia parsimoniosa y flexible que permite explorar las interrelaciones de las variables en estudio a través de diversas especificaciones donde se puede estudiar el rol que juegan las variables ficticias consideradas⁶.

Sin embargo, dado lo expuesto en el marco conceptual, no se debe perder de perspectiva que la implementación del modelo econométrico debe incorporar la dinámica de las series bajo análisis y reducir el problema de endogeneidad asociado a la relación de simultaneidad (doble causalidad). En esta línea, el presente trabajo también estima un modelo de Vectores Autoregresivos Bayesianos (BVAR).

Ahora bien, la implementación de un BLR o BVAR pasa por decidir 3 aspectos importantes: el número de variables (o rezagos) en la estimación, la distribución de probabilidad a priori de los parámetros y el valor de los hiperparámetros asociados a dicha distribución a priori. Estos 3 aspectos en conjunción coadyuvan en determinar la especificación finalmente elegida para un BLR o BVAR. En esta línea, el criterio de información de DIC ayudará a discernir entre las distintas especificaciones.

En el caso del BLR se estimaron distintas especificaciones donde las *priors* elegidas fueron idénticas. Si bien la elección de las distribuciones de probabilidad *priors* para el BLR se puede complejizar, el presente trabajo utilizó la práctica estándar, eligiéndose las siguientes *priors* conjugadas⁷: la distribución normal para los coeficientes (con un valor hiperparámetro de 100 en la media y un valor de 1 en la desviación estándar) y la distribución inversa gama para la varianza (con valores en los hiperparámetros de 0.01).

En las estimaciones BVAR, la distribución de probabilidad prior usualmente utilizada ha sido la propuesta por Litterman (1986), conocida como la *prior* de Minnesota, y la cual ofrece una forma simple de derivar la distribución de probabilidad posterior de los coeficientes VAR. Sin embargo, dicho supuesto implica que las variables que conforman el modelo VAR son a priori paseos aleatorios, depende fundamentalmente de sus propios valores y los periodos recientes de las series son los relevantes. Si bien las marchas aleatorias son convenientes para realizar ejercicios predictivos con series de tiempo (Canova, 2007), este no es el caso del presente trabajo donde lo que se busca es estudiar relaciones estructurales y no se pretende minimizar ex ante la interrelación entre las variables. Además, considerar a priori que la inversión en la industria de telecomunicaciones es un camino aleatorio implicaría que la serie $litm_t$ está “atascada” a la inversión existente o que cualquier choque sobre $litm_t$ es permanente, características que son debatibles.

Por otra parte, el inconveniente principal de la *prior* de Minnesota es considerar ex ante a la matriz de covarianza de los residuos como conocida e igual a una proporción constante. Una distribución de probabilidad *prior* alternativa que relaja dicho supuesto y es adecuada para analizar relaciones

⁶ Por ejemplo, la inclusión de la variable *outlier* en la especificación lineal está sujeta a si su influencia califica como valor atípico en la medida que se incluyen otros regresores. En este sentido, un indicador utilizado antes de realizar la estimación lineal bayesiana fue la distancia de Cook obtenida con los residuos de la regresión lineal clásica. Si dicho indicador fue mayor a $1/n$ (siendo n el tamaño de la muestra) para el año 2016, la variable *outlier* se incluye en la estimación lineal bayesiana. Caso contrario, la variable *outlier* se descarta. Respecto a las variables $d1$, $d2$ y $d3$, dichas variables ficticias pueden incorporarse como cambios en el intercepto de la regresión lineal, en la pendiente de dicha regresión o en ambos casos.

⁷ Una distribución de probabilidad *prior* conjugada permite, en combinación con la función verosimilitud, obtener una distribución de probabilidad *posterior* (final) de la misma familia o clase de la distribución de probabilidad *prior*.

estructurales es la Normal-Wishart. Empero, pese a que la *prior* Normal-Wishart es más flexible con respecto la *prior* de Minnesota, tiene la restricción de imponer una estructura arbitraria en la matriz de covarianzas de los residuos que, crea una dependencia entre la varianza del término residual y la varianza de los coeficientes VAR. En esta línea, las distribuciones de probabilidad *priors* que permiten afrontar las limitaciones de la *prior* Normal-Wishart son la Normal-Wishart independiente y la Normal difusa⁸, por lo que dichas *priors* son las elegidas para el BVAR del presente estudio.

Por su parte, en la elección de los valores de los hiperparámetros de las *priors* elegidas se utilizó como punto de referencia un BVAR de 1 rezago y empleando las *priors* Normal-Wishart y de Minnesota, ya que dichas opciones permiten emplear un procedimiento conocido como *grid search* que, consiste en establecer un dominio de búsqueda donde se eligen el valor de los hiperparámetros que mejor se ajustan al modelo. En el presente estudio, el dominio de búsqueda consideró los valores sugeridos por Dieppe et al. (2018a) pero aplicando como límite inferior y superior la mitad y el doble de dichos valores, respectivamente y con saltos de búsqueda dentro del dominio de 0,1 (salvo en el caso de los parámetros de λ_1 y λ_4 donde los saltos fueron de 0,01 y 50, respectivamente)⁹. Así pues, el *grid search* permite minimizar la subjetividad en la elección de valores de los hiperparámetros y una posible influencia de valores iniciales arbitrarios.

Otro punto a considerar en la estimación de un modelo BVAR es el proceso de identificación de los choques estructurales. Es decir, cómo $pdmcdot_t$ afecta a $litm_t$, si dicho efecto es al revés o viceversa, si este efecto es contemporáneo o no. En esta línea, los procedimientos estándar de identificación de un BVA son la factorización de Choleski y la triangular. Sin embargo, cualquiera de estas formas de identificación implica asumir que una serie del BVAR no es afectada de forma contemporánea por las series que le continúan para completar la especificación del BVAR. En otras palabras, el orden en que se colocan las variables del modelo BVAR afectan las estimaciones bajo la factorización de Choleski o la triangular. Para afrontar dicha limitante, el presente trabajo emplea el procedimiento de identificación mediante restricciones de signo sobre las funciones impulso respuesta de los choques estructurales que, permite al efecto de simultaneidad de la interrelación competencia e inversión, ajustarse libremente en función de los resultados de la simulación en lugar de ser restringida ex ante. Así, la identificación de restricciones de signo permite una identificación adecuada de choques (Canova y De Nicoló, 2002; Uhlig, 2005).

En el presente caso, la identificación de los choques estructurales asume que cualquier innovación propia de una serie sobre la misma serie, tiene el signo (impacto) positivo, mientras que las innovaciones de los efectos cruzados entre las series se deja ambiguo, por lo que dependen de los resultados de la simulación. También, es importante precisar que se asumió que, la duración del efecto de la innovación de $litm_t$ sobre $litm_t$ empieza de forma inmediata y dura 4 periodos, mientras que el choque de $pdmcdot_t$ sobre $pdmcdot_t$ de signo positivo también tiene un impacto inmediato, pero que dura 10 periodos. Todo esto, con base a

⁸ Una distribución *prior* difusa o vaga se utiliza cuando se quiere permanecer agnóstico sobre el valor que se le debe dar a los parámetros (e.g. la matriz de covarianzas de los residuos), ya que considera a todos los valores como equiprobables.

⁹ Mayores detalles en Dieppe et al. (2018a y 2018b).

los resultados observados del BVAR identificado ya sea con la factorización triangular o la de Choleski.

Adicionalmente, es importante precisar que la estimación del BLR y BVAR se realiza por simulaciones de montecarlo mediante el algoritmo de *Gibbs* y donde se especificaron un total de 10 mil iteraciones o valores para la cadena de Markov, de los cuales, las 5 mil primeras observaciones se destinaron para la fase de *burn-in*. Como resultado de esto, se tiene que tanto para el BLR o BVAR se dispone de una cadena de 5 mil extracciones para realizar la inferencia del parámetro de interés, el impacto marginal - ceteris paribus - de $pdmcdot_t$ sobre $litm_t$ ¹⁰.

III. Resultados

El BLR para explicar la serie $litm_t$ exploró diversas especificaciones resultantes de la inclusión o no en los regresores de las variables $pdmcdot_t$, $con1_t$, sus retardos y las variables ficticias ($d1$, $d2$, $d3$, *outlier*). De dichas estimaciones, se destacaron las más importantes en la Tabla N° 1 en función a lo señalado en el marco conceptual y al criterio del DIC. Como puede observarse, la omisión o inclusión de variables, si tiene influencia en el efecto marginal de $pdmcdot_t$ sobre $litm_t$ (la relación objeto de interés), registrándose que el impacto cambia de signo negativo a positivo aunque se mantiene como estadísticamente irrelevante en todas las especificaciones mostradas.

Basándose en el criterio del DIC, la especificación elegida es la (3). Dicha elección también es consistente con el marco conceptual expuesto. Así, se registró que el constructo $con1_t$ tiene un efecto positivo y estadísticamente importante sobre la inversión total del servicio de telefonía móvil, mientras que una competencia menos intensa no tiene un impacto relevante sobre la inversión.

Por su parte, la evaluación de las simulaciones del BLR muestran resultados satisfactorios. En particular, la Figura N° 3 muestra que la cadena simulada del coeficiente de la variable de interés en la Especificación N°(3) muestra que la inferencia bayesiana alcanzó la convergencia deseada¹¹.

¹⁰ Mayores detalles sobre las distribuciones *priors* y la inferencia bayesiana en modelos VAR pueden encontrarse, por ejemplo, en Dieppe et al. (2018a y 2018b), Sevinc y Ergün (2009) o Ciccarelli y Rebucci (2003).

¹¹ La convergencia deseada implica observar que las cadenas de Markov simuladas se comporten de forma aleatoria, sin presencia de autocorrelación entre los valores simulados.

Tabla N°1: el impacto de la competencia en la inversión total asociada al servicio de telefonía móvil según la BLR

| Variable dependiente | $litm_t$ | | | | | | |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Especificación | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| Variable de interés | | | | | | | |
| $pdmcdot_t$ | -0.174 (0.330) | -0.550 (0.450) | 0.531 (0.587) | 0.693 (0.628) | 0.676 (0.445) | | |
| $pdmcdot_t^2$ | | -0.768 (0.632) | | | | | |
| $pdmcdot_{t-1}$ | | | 0.186 (0.682) | 0.059 (0.699) | | | |
| $pdmcdot_t \times d1$ | | | | | | 2.880 (1.585) | 0.336 (1.732) |
| $pdmcdot_t \times d2$ | | | | | | 1.509 (1.311) | 1.628 (1.434) |
| $pdmcdot_t \times d3$ | | | | | | 0.400 (0.473) | 0.341 (0.549) |
| Variables de control | | | | | | | |
| $litm_{t-1}$ | 0.584 ** (0.253) | 0.606 ** (0.246) | 0.295 (0.202) | 0.259 (0.209) | 0.223 (0.281) | | |
| $litm_{t-1} \times d1$ | | | | | | -0.081 (0.340) | 0.804 (0.572) |
| $litm_{t-1} \times d2$ | | | | | | -0.080 (0.337) | 0.813 (0.567) |
| $litm_{t-1} \times d3$ | | | | | | -0.074 (0.335) | 0.154 (0.394) |
| $con1_t$ | | | 0.241 ** (0.072) | -0.093 (0.440) | 0.258 (0.138) | 0.422 ** (0.172) | 0.149 (0.257) |
| $con1_{t-1}$ | | | | 0.329 (0.427) | | | |
| $outlier$ | | | 1.025 ** (0.265) | 1.055 ** (0.275) | | | |
| $intercepto$ | 2.915 (1.773) | 2.849 (1.721) | 4.873 ** (1.372) | 5.232 ** (1.459) | | 7.350 ** (2.289) | |
| $d1$ | | | | | 5.474 ** (2.161) | | 1.291 (3.859) |
| $d2$ | | | | | 5.359 ** (1.916) | | 1.233 (3.834) |
| $d3$ | | | | | 5.596 ** (2.000) | | 6.159 ** (3.073) |
| DIC | 22.391 | 22.340 | -5.208 | -3.586 | 17.538 | 17.856 | 22.109 |

Notas:

- Desviación estándar de los coeficientes entre paréntesis.

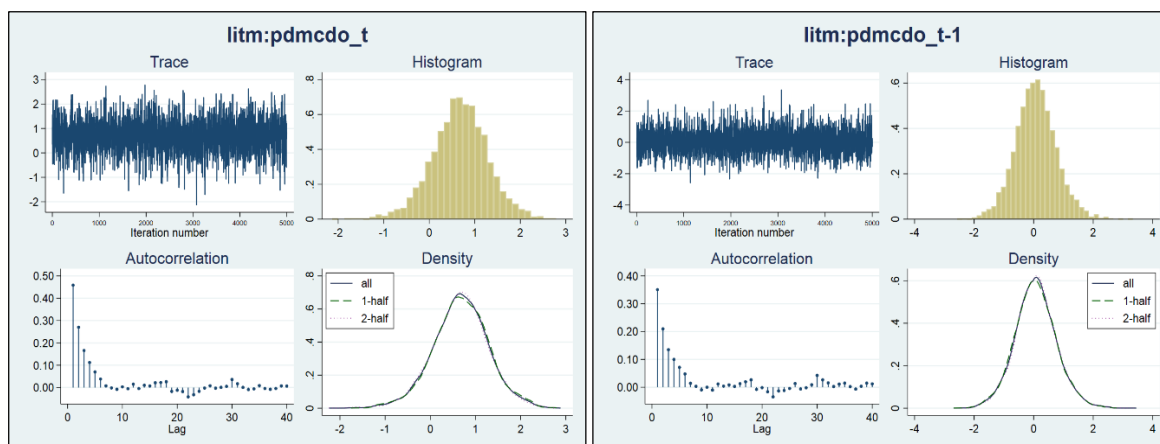
- ** Credibilidad al 95%.

- De acuerdo a la distancia de Cook obtenida con los residuos de la regresión lineal clásica, la variable *outlier* no califica como valor atípico cuando en la especificación se incluyen las variables *d1*, *d2* y *d3* en lugar del intercepto.

Fuente: OSIPTEL, INEI y MINTRA.

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

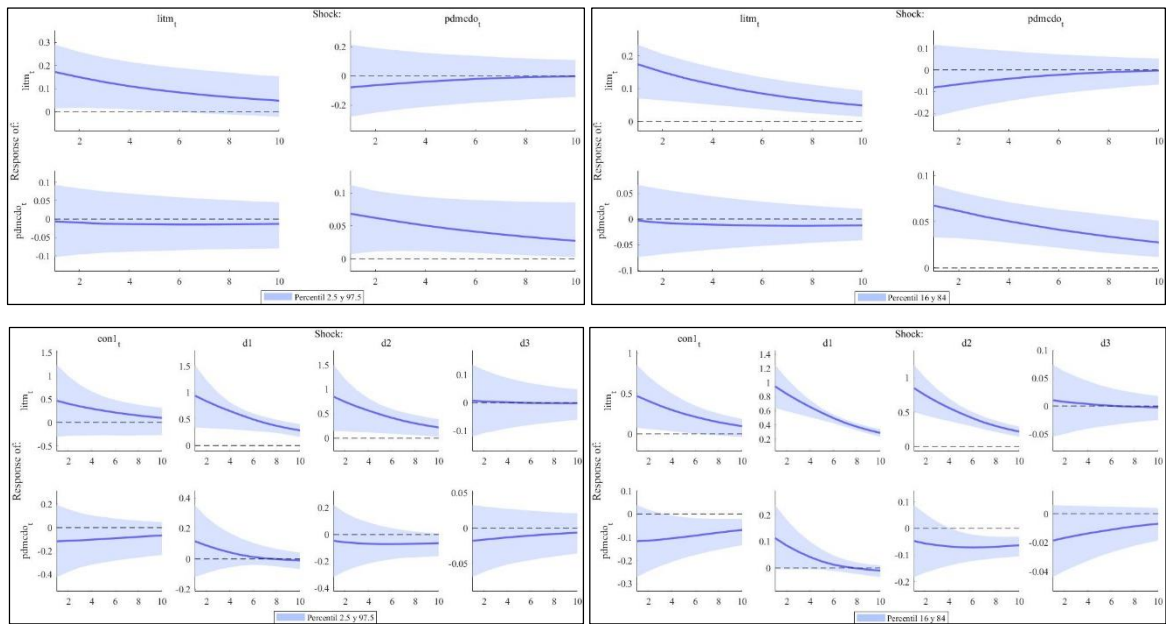
Figura N°3: indicadores de convergencia del coeficiente estimado de la variable $pdmcdot_t$ y $pdmcdot_{t-1}$ en la Especificación N°(3)



Fuente: OSIPTEL, INEI y MINTRA.

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

Figura N°4: función impulso respuesta del BVAR bajo la distribución de probabilidad *prior* Normal-Wishart independiente



Notas:

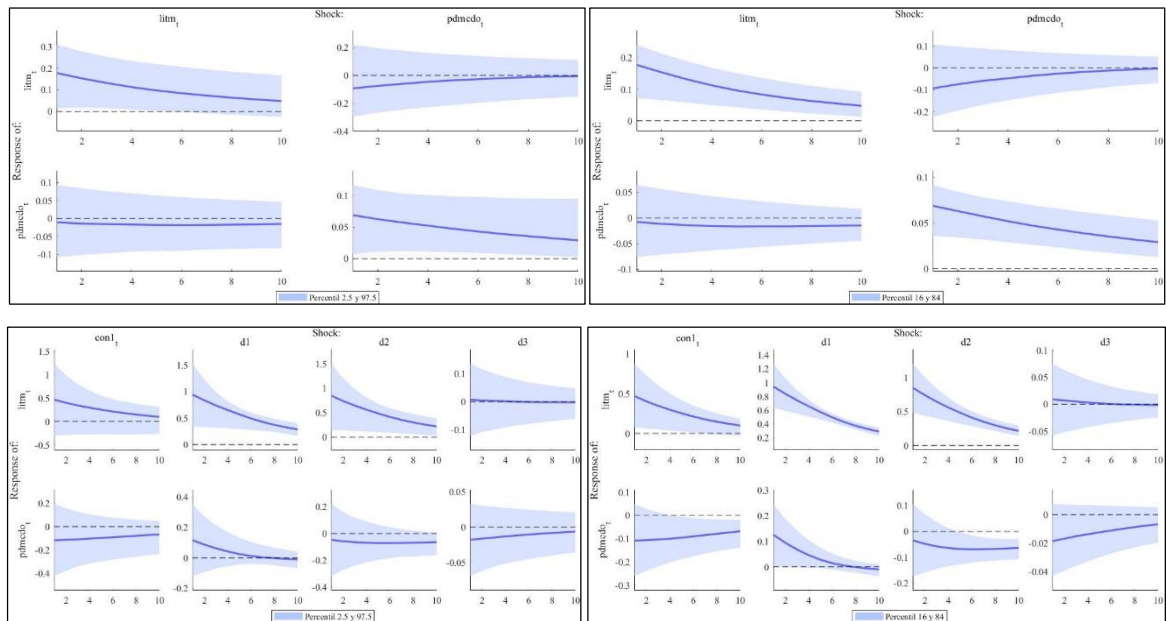
- Función impulso respuesta del lado izquierdo muestra bandas de confianza al 95% (percentiles 2.5 y 97.5 de la distribución *posterior*).

- Función impulso respuesta del lado derecho muestra bandas de confianza al 68% (percentiles 16 y 84 de la distribución *posterior*).

Fuente: OSIPTEL, INEI y MINTRA.

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

Figura N°5: función impulso respuesta del BVAR bajo la distribución de probabilidad *prior* Normal difusa



Notas:

- Función impulso respuesta del lado izquierdo muestra bandas de confianza al 95% (percentiles 2.5 y 97.5 de la distribución *posterior*).

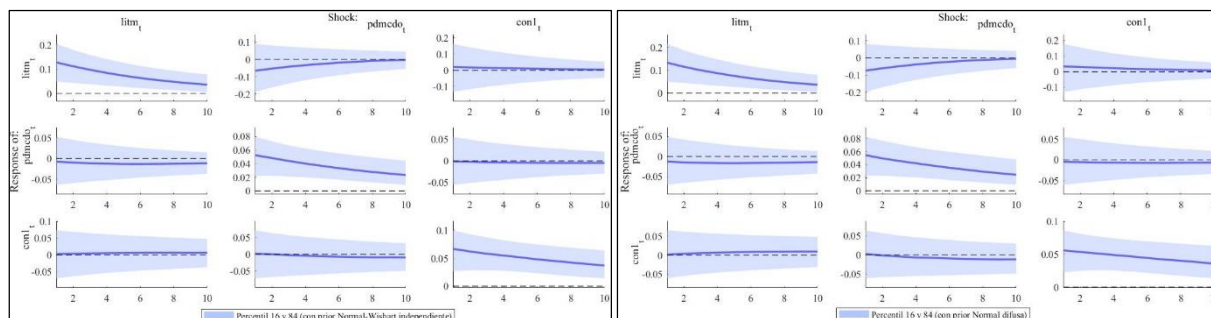
- Función impulso respuesta del lado derecho muestra bandas de confianza al 68% (percentiles 16 y 84 de la distribución *posterior*).

Fuente: OSIPTEL, INEI y MINTRA.

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

Ahora bien, puede argumentarse que, $con1_t$ también tiene influencia dinámica en la relación competencia e inversión, por lo que debería ser incorporada en el modelo VAR como otro regresor en retardos en vez de ser planteado como variable determinística. Sin embargo, tal como se observa en la Figura N° 6, aunque se expande el BVAR con la dinámica del $con1_t$, el efecto negativo, pero no relevante estadísticamente del impacto de $pdmcdo_t$ sobre $litm_t$ no cambia¹⁴. Así pues, la dinámica de $con1_t$ no influiría en la relación competencia e inversión, evidencia también observado en las estimaciones del BLR.

Figura N°6: función impulso respuesta del BVAR incorporando la variable $con1_t$ como regresor no determinístico



Notas:

- Bandas de confianza al 68% (percentiles 16 y 84 de la distribución *posterior*).
- Función impulso respuesta del lado izquierdo tuvo como *prior* la Normal-Wishart independiente.
- Función impulso respuesta del lado derecho tuvo como *prior* la Normal difusa.

Fuente: OSIPTEL, INEI y MINTRA.

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

IV. Conclusiones y limitaciones

La llegada de nuevos retadores y la implementación de un conjunto de políticas regulatorias en el Perú han tenido éxito para inducir competencia en los servicios de telecomunicaciones móviles (telefonía e internet). En este contexto, la rivalidad entre las compañías telefónicas ha llevado a menores precios y mejora de los atributos de los planes comerciales de telefonía móvil que han permitido mejorar las tasas de acceso y uso a dicho servicio en la población peruana. Sin embargo, esta mayor intensidad competitiva podría entrar en conflicto con otra de las características de la industria de redes inalámbricas: la necesidad de desplegar nueva infraestructura de manera regular debido a su inherente dinámica tecnológica que la distingue de otras industrias de red (e.g. energía, saneamiento, transporte). Por ejemplo, a pocos años después del despliegue de las redes 4G, la necesidad de prepararse para un nuevo ciclo de inversión con la tecnología 5G resulta inminente.

Así pues, el estudio de la relación entre competencia e inversión resulta importante. En la medida que la competencia sea el mecanismo de incentivos necesario que induce a las empresas a innovar y volverse un líder en el mercado o lleve a las firmas a ser más eficientes en costos y se eleve su productividad, la mayor intensidad competitiva inducirá, menores precios, más acceso y mayor inversión. Por el contrario, si la competencia tiene el efecto de reducir la rentabilidad de las empresas y mermar las inversiones

¹⁴ Los resultados de la falta de relevancia estadística del efecto de tener bajos niveles de competencia para fomentar la inversión también son robustos al empleo de la *prior* Normal-Wishart o la de Minnesota. Véase anexos.

futuras, se producirá un trade-off entre menores precios y mayores tasas de penetración del servicio en el corto plazo (eficiencia estática) versus expansión o mejora de la infraestructura en el largo plazo (eficiencia dinámica).

El presente trabajo busca proporcionar una primera evaluación empírica sobre la relación competencia e inversión para la industria de telefonía móvil del Perú. En este sentido, condicionado a los datos y la metodología empleada, los resultados muestran que la inversión total en el servicio de telefonía móvil no reacciona de forma estadísticamente relevante ante cambios en la intensidad competitiva de las empresas operadoras. Específicamente, reducir (elevar) los niveles de intensidad de competencia entre las empresas operadoras de telefonía móvil no tiene un efecto significativo en aumentar (reducir) la inversión total de esta industria inalámbrica.

La inversión total asociada al servicio de telefonía móvil respondería más a choques ideosincráticos o factores propios (e.g. decisiones corporativas, cambios en expectativas, prospectiva o “espíritus animales”)¹⁵, a variables asociadas a la demanda de mercado (e.g. mayores ingresos de los consumidores, mejora en las preferencias del servicio, crecimiento de la población objetivo) y de economías de escala o de costos (densidad poblacional).

Por lo expuesto, las estimaciones sugieren que no existe evidencia empírica que corrobore la existencia de un cierto conflicto entre eficiencia estática y eficiencia dinámica. En otras palabras, los resultados respaldan la opinión de que una mayor competencia entre los operadores móviles no ocasiona una reducción en la inversión total del servicio de telefonía móvil.

Lo anterior no implica naturalmente, que las autoridades de política se centren solo en el objetivo de promoción de la competencia y se deje de lado las acciones relacionadas con la reducción de barreras burocráticas o las políticas que fomenten o protejan las inversiones, tales como el establecimiento o mejora de un marco regulatorio adecuado para que las empresas operadoras lleguen a acuerdos de compartición de red, que reduzcan las duplicaciones en costos y permitan economías de escala con las que acometer las nuevas inversiones, sin disminuir la calidad del servicio que los consumidores reciben.

Por último, las limitaciones del presente trabajo están sujetas a los datos (i.e. periodo de observación) y la estrategia metodológica empleada. En esta línea, el uso de series de datos trimestrales obtenidos a través de la revisión histórica de los estados financieros de las empresas operadoras podría ser una alternativa para incrementar artificialmente el tamaño de la muestra e implementar la estimación clásica o explorar otras aproximaciones como el uso de modelos de panel dinámico, VAR panel, modelos factoriales dinámicos, entre otros. También podría explorarse una aproximación al constructo de competencia con la inclusión de otras dimensiones como la calidad o atributos no pecuniarios del servicio. Asimismo, la intensidad de competencia se podría operativizar con otros indicadores o índices (e.g. ratio

¹⁵ La expresión “espíritus animales” (*animal spirits*) fue introducido por John Maynard Keynes en alusión al aspecto conductual o psicológico (e.g. optimismo espontáneo) que influye en las decisiones o el ritmo de la inversión.

EBITDA/ingresos, índice de Lerner). En el caso de la inversión, podría examinarse el uso de otras variables proxy como el gasto de capital, CAPEX o el CAPEX por suscriptor.

Referencias

Álvarez, L. y Ballabriga, F. (1994). "BVAR Models in the Context of Cointegration: A Monte Carlo Experiment". Servicio de Estudios Economicos del Banco de España. Documento de Trabajo N° 9405.

Arrow, K. (1962). "The rate and direction of inventive activity: Economic and social factors. Economic welfare and the allocation of resources for invention". National Bureau of Economic Research, pp. 609-626.

Bain J. (1959). "Organización Industrial". Ediciones Omega, Barcelona, 1963.

Ballabriga, F., Álvarez, L. y Jareño, J. (1998). "Un Modelo Macroeconómico BVAR para La Economía Española: Metodología y Resultados". Servicio de Estudios Economicos del Banco de España. Documento de Trabajo N° 64.

Belleflamme, P. y Vergari, C. (2011). "Incentives to innovate in oligopolies". Manchester School, 79, 6–28.

Boone, J. (2000). "Competitive pressure: The effects on investments in product and process innovation". RAND Journal of Economics, 31, pp. 549–569.

Canova, F. y De Nicoló, G. (2002). "Monetary disturbances matter for business fluctuations in G-7". Journal of Monetary Economics, 42, pp. 1131-1159.

Canova, F. (2007). "Methods for Applied Macroeconomic Research". Princeton, New Jersey, USA. Princeton University Press.

Ciccarelli, M. y Rebucci, A. (2003). "Bayesian VARs: A Survey of The Recent Literature with an Application to the European Monetary System". International Monetary Fund (IMF). Working Paper N° 103.

Coublucq, D., Ivaldi, M., y McCullough, G. (2013). "Static-dynamic efficiency trade-off in an open access policy: Application to the US rail freight industry". Working papers.

Dieppe, A., Legrand, R. y van Roye, B. (2018a). "The Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) Toolbox. Technical guide. Version 4.2 preliminary". European Central Bank (ECB).

Dieppe, A., Legrand, R. y van Roye, B. (2018b). "The Bayesian Estimation, Analysis and Regression (BEAR) Toolbox. User Guide. Version 4.2". European Central Bank (ECB).

Garrone, P., y Zaccagnino, M. (2015). "Seeking the links between competition and telecommunications investments". Telecommunications Policy, 39, pp. 388–405.

Genakos, C., Valletti, T. y Verboven, F. (2015). "Evaluating market consolidation in mobile communications". Report, CERRE.

Gilbert, R., y Newbery, D. (1982). "Preemptive patentive and the persistence of monopoly". American Economic Review, 72, pp. 514–526.

Hashmi, A. R., y Van Biesebroeck, J. (2010). "Market structure and innovation: A dynamic analysis of the

global automobile industry”. National Bureau of Economic Research. Working papers.

Houngbonon, G. V. y Jeanjean, F. (2016). “What level of competition intensity maximises investment in the wireless industry?”. *Telecommunications Policy*.

Jaramillo, P. (2008). “Estimación de VAR Bayesianos para la Economía Chilena”. Banco Central de Chile. Documento de Trabajo N° 508.

Jeanjean, F. (2013). “Incentives to invest in improving quality in the telecommunications industry”. *Chinese Business Review*, 12(4), pp. 223–241.

Kang, F., Hauge, J. A., y Lu, T.-J. (2012). “Competition and mobile network investment in China’s telecommunications industry”. *Telecommunications Policy*, 36 (10), pp. 901–913.

Kim, J., Kim, Y., Gaston, N., Lestage, R., Kim, Y., y Flacher, D. (2011). “Access regulation and infrastructure investment in the mobile telecommunications industry”. *Telecommunications Policy*, 35, pp. 907–919.

Lestage, R., Kim, Y., Kim, J. y Kim, Y. (2013). “Competition and investment in telecommunications: Does competition have the same impact on investment by private and state-owned firms?”. *Information Economics and Policy*, 25, pp. 41–50.

Litterman, R. (1986). “Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience”. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), pp. 25-38.

Montes-Rojas, G. y Galvaoc, A. (2014). “Bayesian endogeneity bias modeling”. *Economics Letters*, 122 (1), pp. 36-39.

Sacco, D., y Schmutzler, A. (2011). “Is there a U-shaped relation between competition and investment?”. *International Journal of Industrial Organization*, 27.

Salas, J. (2011). “Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial”. Banco Central de Reserva del Perú. *Revista de Estudios Económicos* N° 22, pp 41-62.

Sevinc, V. y Ergün, G. (2009). “Usage of Different Prior Distributions in Bayesian Vector Autoregressive Models”. *Journal of Mathematics and Statistics*, 38 (1), pp. 85-93.

Schumpeter, J. (1942). “Capitalism, Socialism and Democracy”. New York: Harper Row.

Sims, C. (1988). “Bayesian skepticism on unit root econometrics”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 463-474.

Sims, C. (1991). “Comment on “Empirical Analysis of Macroeconomic Time Series: VAR and Structural Models by Clements and Mizon””. *European Economic Review*, 35, pp. 922-932.

Sims, C. y Uhug, H. (1991). “Understanding unit rooters: a helicopter tour”. *Econometrica*, 59, pp. 1591-1599.

Tirole, J. (1988). “The theory of industrial organization”. Mit Press, Cambridge, Massachusetts.

Uhlig, H. (2005). “What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure”. *Journal of Monetary Economics*, 52, pp. 381-419.

Anexos

Anexo N° 1: resultados del análisis factorial exploratorio sobre las variables $lhhitm_t$ y $lptm_t$

| Factor | Valor Propio | Proporción |
|--------|--------------|------------|
| N°1 | 0.206 | 3.348 |
| N°2 | -0.145 | -2.348 |

Fuente: OSIPTEL.

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

Anexo N° 2: resultados del análisis de componentes principales sobre las variables $lpbipc_t$, $lpet_t$, $ldensi_t$ y ptf_t

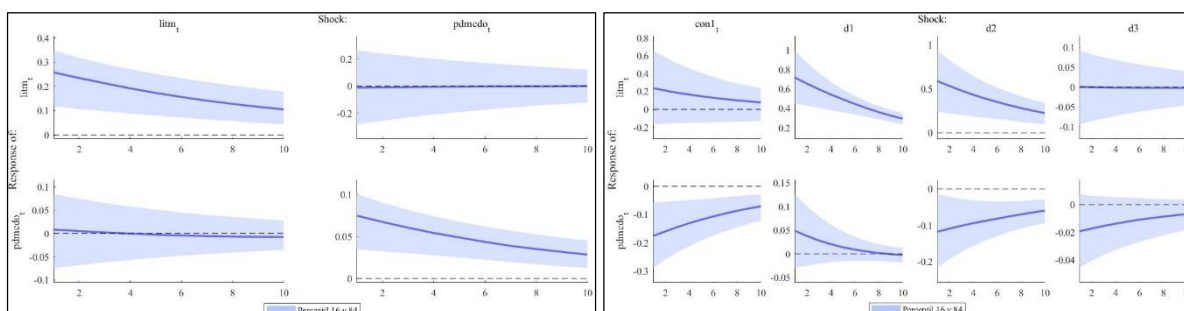
| Componente | Valor Propio | Proporción |
|------------|--------------|------------|
| N°1 | 3.683 | 0.921 |
| N°2 | 0.308 | 0.077 |
| N°3 | 0.010 | 0.002 |
| N°4 | 1E-06 | 0.000 |

| Variable | Coefficiente de correlación con el Componente N° 1 |
|------------|--|
| $lpbipc_t$ | 0.992 |
| $lpet_t$ | 0.985 |
| $ldensi_t$ | 0.985 |
| ptf_t | 0.871 |

Fuente: OSIPTEL, INEI, MINTRA.

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

Anexo N°3: función impulso respuesta del BVAR bajo la distribución de probabilidad *prior* Normal-Wishart



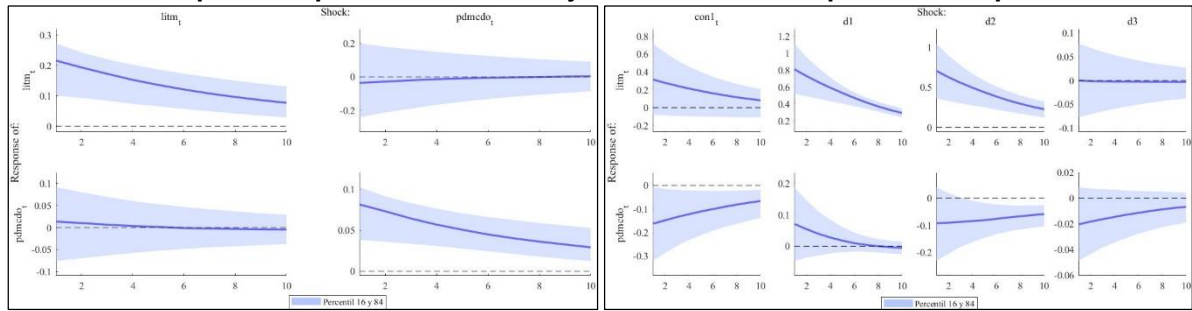
Notas:

- Bandas de confianza al 68% (percentiles 16 y 84 de la distribución *posterior*).

Fuente: OSIPTEL, INEI y MINTRA.

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

Anexo N°4:
función impulso respuesta del BVAR bajo la distribución de probabilidad *prior* Minnesota



Notas:

- Bandas de confianza al 68% (percentiles 16 y 84 de la distribución *posterior*).

Fuente: OSIPTEL, INEI y MINTRA.

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