

¿SE ACUMULA CAPITAL SOCIAL EN ASIA ORIENTAL CON EL USO DE LAS REDES SOCIALES? INFERENCIA CAUSAL ESTADÍSTICA CON DATOS DEL ASIAN BAROMETER SURVEY

DOES SOCIAL MEDIA USE ACCUMULATE SOCIAL CAPITAL IN EAST ASIA? STATISTICAL CAUSAL INFERENCE USING THE ASIAN BAROMETER SURVEY

TETSURO KOBAYASHI
City University of Hong Kong
tkobayas@cityu.edu.hk
ORCID iD: <http://orcid.org/0000-0003-0162-538X>

DANI MADRID-MORALES
Universidad de Sheffield
d.madrid-morales@sheffield.ac.uk
ORCID iD: <http://orcid.org/0000-0002-1522-5857>

Cómo citar este artículo / Citation: Kobayashi T. y D. Madrid-Morales. 2022. ¿Se acumula capital social en Asia Oriental con el uso de las redes sociales? Inferencia causal estadística con datos del *Asian Barometer Survey*, *Revista Internacional de Sociología* 80 (4): e215. <https://doi.org/10.3989/ris.2022.80.4.M22-002>

Copyright: © 2022 CSIC. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la licencia de uso y distribución Creative Commons Reconocimiento 4.0 Internacional (CC BY 4.0)

Recibido: 21.12.21. **Aceptado:** 19.09.22
Publicado: 28.12.22

RESUMEN

Los primeros estudios experimentales sobre el uso de Internet revelaron un efecto negativo de este sobre la acumulación de capital social. Desde entonces, muchos estudios han identificado efectos positivos. Estos resultados poco concluyentes se deben a la diversidad de usos de Internet, la ambigüedad conceptual del término 'capital social', la falta de estudios sobre diferentes culturas, y las limitaciones metodológicas de la inferencia causal. En este estudio, aplicamos inferencia causal estadística a datos del *Asian Barometer Survey* para estudiar si el uso de las redes sociales para conectar con otras personas incrementa el capital social en cuatro países y territorios de Asia Oriental. Hallamos resultados dispares, sin efectos claramente positivos en el impacto del uso de las redes sociales sobre la participación en asociaciones y la confianza en general. En cambio, vemos que el uso de las redes sociales incrementa el tamaño de la red interpersonal de forma bastante consistente. También analizamos las repercusiones de estos resultados.

ABSTRACT

Early experimental studies showed negative results regarding the potential of Internet use to enhance social capital. Since then, a significant number of studies have reported positive effects. However, the findings are still inconclusive due to the diversity of Internet use, conceptual ambiguity of social capital, lack of cross-cultural studies, and methodological limitations regarding causal inference. In this paper, we use data from the *Asian Barometer Survey* and statistical causal inference to examine whether using social media to connect with other people increases social capital in four East Asian countries and territories. The effects of social media use on participation in voluntary associations and general trust were mixed at best, with no clear and consistent positive effects. In contrast, social media use fairly consistently increased network size in our data. The implications of these findings are discussed.

PALABRAS CLAVE

Asociaciones; Confianza en General; Emparejamiento (*matching*); Tamaño de la Red Interpersonal; Uso de Internet.

KEYWORDS

General Trust; Internet use; Nearest Neighbor Matching; Network Size; Voluntary Associations.

INTRODUCCIÓN

Debido a que Internet suprime las limitaciones geográficas y temporales en la comunicación, tiene el potencial de cambiar significativamente la forma en que las personas se conectan entre sí. Además, por extensión, puede tener repercusiones importantes para el capital social, como el que genera la membresía en asociaciones, la confianza interpersonal y las reglas de reciprocidad (Putnam 2000). Mientras que los primeros estudios experimentales en este campo sugirieron un efecto negativo del uso de Internet sobre el capital social (Kraut *et al.* 1998), desde la década del 2000, las investigaciones se han centrado en el auge de las comunidades en línea (Wellman y Haythornthwaite 2002), indicando que el uso colectivo y comunicativo de Internet puede, de hecho, fomentar el capital social. Además, la rápida expansión del uso de Internet a través del móvil y la proliferación de las redes sociales han hecho crecer el número de estudios centrados en cómo la comunicación en línea puede resultar endógena y homogénea, lo que también es relevante para el capital social (Bakshy, Messing y Adami 2015; Kobayashi y Boase 2014; Valenzuela, Correa y Gil de Zúñiga 2018).

A pesar del aumento de estudios en este campo, todavía no tenemos un conocimiento pleno acerca del impacto del uso de Internet sobre el capital social porque la investigación empírica ha producido resultados dispares (véase, por ejemplo, Boulianne 2015). Hay varias razones que pueden explicarlo: (1) la naturaleza cambiante de la variable independiente, es decir, el uso de Internet; (2) la dificultad para cuantificar la variable dependiente, es decir, el capital social, debido a su vaguedad conceptual; (3) la existencia de diferencias de contexto en entornos culturales diversos, y (4) la dificultad para establecer una relación causal entre el uso de Internet y el capital social a través de los análisis de regresión comúnmente utilizados. A continuación, explicamos cada una de estas limitaciones con más detalle.

En primer lugar, el uso de Internet ha cambiado rápidamente, y eso hace difícil comparar los efectos de esta variable independiente en estudios realizados en diferentes momentos. Muchos de esos estudios iniciales usaron la posibilidad de acceder a Internet o el tiempo dedicado a Internet como variables independientes. Sin embargo, ahora que la brecha de acceso a Internet se ha reducido y los tipos de uso de Internet se han diversificado, estas formas “tradicionales” de medir el uso de Internet ya no pueden considerarse para estimar con precisión su impacto sobre el capital social.

En segundo lugar, la ambigüedad del término ‘capital social’, la variable dependiente, hace difícil comparar resultados entre diferentes estudios. Muchos académicos han destacado la

ambigüedad del concepto (por ejemplo, Fischer 2005), y es probable que algunos de los resultados contradictorios se puedan atribuir a que los estudios hayan medido capital social de forma distinta. Además, los trabajos pioneros se basaron mayoritariamente en datos obtenidos en EE. UU. Y en Europa, pero no se pueden ignorar las diferencias culturales a la hora de estudiar el capital social. Por ejemplo, Putnam argumentó que las asociaciones extienden las redes sociales horizontales, pero en Japón se ha demostrado que las redes verticales en asociaciones promueven la participación política a través de la movilización (Ikeda y Richey 2005). También se ha constatado de forma sistemática que en Japón la confianza generalizada es menor que en América del Norte (Yamagishi 2011).

Esto puede deberse a que en Japón las relaciones de compromiso se basan en una baja movilidad relacional, entendida como “el grado de libertad y el número de oportunidades que una sociedad otorga a los individuos para seleccionar y reemplazar las relaciones interpersonales en función de su preferencia personal” (Yuki y Schug 2020: 129), lo que garantiza la confianza de las personas; mientras que, en Norteamérica, donde la movilidad relacional es mayor, es más común establecer nuevas relaciones cooperativas basadas en niveles elevados de confianza en general. Estudios acerca del *guanxi*, un concepto que se refiere a redes sociales y que es característico de China (Bian 2019), han revelado diferencias culturales tanto en la estructura como en las funciones de las redes sociales. Por lo tanto, cuando se ignoran estas discrepancias culturales con relación al concepto de capital social, no debería sorprender que los resultados descritos en contextos occidentales no se reproduzcan en todo el mundo.

Finalmente, la mayoría de los estudios previos sobre los efectos del uso de Internet en el capital social se han basado en análisis de regresión de datos de encuestas, a excepción de los primeros estudios experimentales y algunos experimentos naturales. Aunque se están publicando estudios que utilizan datos de panel, la dependencia del modelo en los análisis de regresión que usan datos de observación hace difícil la estimación de efectos causales. Es decir, dado que la variable independiente, el uso de Internet, está correlacionada con otras variables de control, el efecto estimado cambiará dependiendo de qué variables se incluyan como variables de control. Tal dependencia del tipo de modelo abre las posibilidades a que se pueda caer en *p-hacking* (la manipulación estadística), y es también una de las razones por las que se han hallado resultados contradictorios con respecto a los efectos del uso de Internet sobre el capital social.

Teniendo todo esto en cuenta, en este estudio realizamos tres contribuciones para superar

las limitaciones metodológicas de algunas investigaciones existentes sobre Internet y capital social, particularmente en Asia Oriental. Primero, limitamos explícitamente la variable independiente, el uso de Internet, al uso de las redes sociales para conectarse con otras personas. Esto evita medidas vagas como 'uso de Internet' o 'tiempo dedicado a las redes sociales' y aumenta la especificidad de los resultados. En los países de Asia Oriental objeto de este estudio, la brecha en el acceso a Internet entre diferentes grupos sociales (es decir, la brecha digital) se ha reducido considerablemente. Actualmente, el principal problema es la brecha que surge de las diversas formas en que diferentes grupos de personas usan Internet. En particular, las redes sociales se utilizan principalmente para mantener y expandir las conexiones con otras personas y, por lo tanto, son especialmente relevantes para el capital social. Por ello, nuestro análisis se centra en la variable de 'uso de Internet' que creemos que tiene el impacto más significativo sobre el capital social en el contexto mediático actual.

En segundo lugar, nuestro análisis se focaliza en Asia oriental. Para comprobar la validez externa de los estudios previos, es necesario investigar diferentes contextos culturales (McDermott 2011). A pesar de que existe esta necesidad, la investigación en comunicación todavía está dominada por los estudios en América del Norte y Europa Occidental, y faltan investigaciones sobre otras regiones. Puesto que los estudios sobre un solo país no pueden confirmar la validez externa de los resultados, es necesario realizar estudios transversales que incluyan varios países para contextualizar los hallazgos. Afortunadamente, existen fuera de Occidente datos representativos a nivel nacional, como los del *Asian Barometer Survey* que usamos en este estudio. Mediante el uso de estos datos, podemos tratar de verificar si los resultados en EE. UU. y en Europa son generalizables.

Por supuesto, al centrarnos en Asia Oriental no podemos decir nada acerca del resto del mundo. Sin embargo, el uso de Internet en Asia Oriental tiene una serie de características importantes y únicas que son relevantes para el capital social y adecuadas para confirmar la validez externa de los hallazgos centrados en Occidente. Por ejemplo, Japón fue uno de los primeros países en utilizar Internet móvil a principios de la década del 2000. Además, las plataformas de redes sociales locales y los servicios de mensajería instantánea como LINE en Japón y Taiwán, Kakao Talk en Corea del Sur y Weibo y WeChat en China, son usados con mucha frecuencia en Asia Oriental, y coexisten con plataformas globales como Facebook y Twitter en la mayoría de los países y territorios. Si examinamos los efectos del uso de las redes sociales sobre el capital social, en comparación con estudios similares hechos en América del Norte y Europa

Occidental, podemos verificar la validez externa de nuestros resultados.

En tercer lugar, este estudio emplea la inferencia causal estadística con el objetivo de superar, al menos de forma parcial, los análisis con base en datos observacionales transversales. En un análisis transversal típico que utiliza datos de encuestas, el efecto del uso de las redes sociales se estima mediante modelos de regresión. Sin embargo, debido a que el uso de las redes sociales no es una variable manipulada exógenamente, se correlaciona con otras variables. Para hacer frente a posibles relaciones espurias, los análisis convencionales han utilizado múltiples variables de control. Sin embargo, este enfoque no permite estimar el efecto causal del uso de las redes sociales porque no se pueden medir todas las relaciones espurias, ni se puede descartar la posibilidad de una causalidad inversa. Además, la suposición en estos análisis de que las variables de control están linealmente relacionadas con la variable dependiente puede o no ser válida. Afortunadamente, a partir la década del 2000 se desarrolla la inferencia causal estadística y se empieza a utilizar en las ciencias sociales para hacer frente a estas limitaciones. Además, este enfoque es especialmente útil para verificar los efectos a largo plazo del uso de las redes sociales que son difíciles de evaluar con experimentos. En este estudio, para estimar el efecto causal del uso de las redes sociales en el capital social utilizamos la técnica del emparejamiento (o *matching*, en inglés), que es uno de los métodos de inferencia causal estadística más utilizados.

USO DE INTERNET Y CAPITAL SOCIAL

Entre las diversas definiciones de capital social, mientras que algunas se enfocan en la estructura de las redes sociales (Lin 2001), otras ponen el énfasis en la participación en asociaciones (Putnam 2000). No obstante, todas estas definiciones tienen elementos en común. El capital social se diferencia del capital financiero y del capital humano en que está integrado por las conexiones entre personas. Por lo tanto, las redes sociales son un elemento central del concepto. La forma en que las personas se conectan entre sí puede ser horizontal o vertical, homogénea o heterogénea. Se esperan diferentes efectos sobre el capital social dependiendo de la forma en que las personas se conectan entre sí, pero los resultados que son importantes para los sistemas sociopolíticos democráticos incluyen la participación política activa, la confianza generalizada y las normas de reciprocidad. Por ejemplo, Putnam define el capital social como "las conexiones entre los individuos: las redes sociales y las normas de reciprocidad y de confianza que surgen de ellas" (Putnam 2000: 19).

Los estudiosos del capital social que se centran en la estructura de las redes sociales, como Lin (2001),

tienden a poner la atención en el flujo de información y el efecto del capital social en los beneficios personales, como la promoción y el acceso a la ayuda social. Otra definición de capital social proporcionada por Bourdieu es “el conjunto de los recursos reales o potenciales que están vinculados a la posesión de una red duradera de relaciones más o menos institucionalizadas de conocimiento y reconocimiento mutuo” (Bourdieu 1986: 248). Bourdieu conceptualizó el capital social no como un bien público que fortalece la democracia, sino como un capital que puede utilizarse para adquirir otros capitales (por ejemplo, cultural, económico...), reproduciendo así las jerarquías sociales.

Siguiendo la mayoría de los trabajos que examinan la relación entre el uso de las redes sociales y el capital social, en este artículo adoptamos la definición de Putnam, dado que nuestro objetivo es examinar el impacto del uso de Internet en la participación en asociaciones, la confianza generalizada y el tamaño de la red social.

Los primeros estudios acerca del capital social sugirieron que el uso de Internet puede tener impactos negativos sobre el mismo. Kraut *et al.* (1998) ofrecieron, de forma gratuita, ordenadores con acceso a Internet a 169 personas en 73 hogares en los EE. UU. y les siguieron durante dos años. Su estudio mostró que pasar más tiempo en Internet se asocia con menos comunicación dentro del hogar y con redes sociales más pequeñas en la comunidad local, lo que provoca una mayor soledad y tendencias depresivas. Sin embargo, algunos autores han señalado que hay problemas con los métodos experimentales de ese estudio, así como con la interpretación de los resultados (por ejemplo, Rierdan 1999; Shapiro 1999). Además, los participantes en ese estudio no tenían experiencia en el uso de ordenadores personales en el ámbito doméstico y, por lo tanto, debemos considerar con cuidado la validez de los resultados. Un tiempo después, Kraut *et al.* (2002) publicaron una versión revisada del estudio que muestra que ciertos individuos, como pueden ser los extrovertidos, pueden reducir sus sentimientos de soledad y depresión a través del uso de Internet.

En otro estudio, Nie, Hillygus y Erbring (2002) distribuyeron WebTV a 4113 personas en 2689 hogares estadounidenses para permitirles navegar por sitios web y usar el correo electrónico. Los resultados indicaron que las personas que usaban Internet durante períodos más largos participaban con menos frecuencia en eventos sociales fuera del hogar y pasaban menos tiempo con amigos y familiares y hablando por teléfono. Además, los mismos autores realizaron un estudio a gran escala usando anotaciones diarias de los participantes (Nie, Hillygus y Erbring 2002), y observaron que el uso de Internet

redujo el contacto cara a cara con amigos y familiares y la comunicación cara a cara con compañeros de trabajo. En conjunto, estos primeros estudios sugirieron que Internet tenía efectos negativos sobre el capital social. Sin embargo, los resultados del estudio que usó WebTV mostraron que la cantidad de contacto social no cambió para la mayoría de los participantes, e incluso aumentó para algunos de ellos (Hampton y Wellman 2003). Otros estudios que utilizan anotaciones diarias de los participantes han descrito efectos negativos limitados e incluso efectos positivos del uso de Internet en el contacto con amigos y familiares (Robinson *et al.* 2002). Los resultados de esos estudios no proporcionan una imagen clara de la relación entre el uso de Internet y el capital social, y se necesita cierta cautela a la hora de evaluar la validez de los hallazgos.

En la década del 2000, nuevos estudios describieron una relación positiva entre el uso de Internet y el capital social (Boulianne 2009; Miyata y Kobayashi 2008; Quan-Haase *et al.* 2002; Quan-Haase y Wellman 2004; Shah, Kwak y Holbert 2001). Algunas de las razones por las que probablemente aparecieron resultados positivos en este período incluyen: tarifas de acceso a Internet más bajas, velocidad de transmisión de datos más elevada y generalización en el uso de dispositivos móviles con capacidad de acceso a Internet, como son los teléfonos móviles. Todo ello condujo a un uso más generalizado de Internet, aumentando su valor como medio de comunicación interpersonal. Por ejemplo, Hampton y Wellman (2003) realizaron un experimento natural para estudiar los efectos del uso de Internet en una comunidad local. Los resultados mostraron que las personas que tenían acceso a Internet conocían a más personas de su comunidad, tenían conocidos más geográficamente dispersos y hablaban con más personas regularmente en persona o por teléfono. Es decir, el uso de Internet tuvo un efecto positivo en el capital social dentro de la comunidad local (Wellman *et al.* 2003).

El uso generalizado de Internet también ha llevado a la formación de varias comunidades en línea, generando interés entre los académicos acerca de si estas nuevas comunidades también generan capital social. Por ejemplo, Kobayashi, Ikeda y Miyata (2006) utilizaron datos de encuestas para mostrar que la comunicación colectiva en línea fomenta la confianza y la reciprocidad, lo que a su vez se extiende a las comunidades *offline*, aumentando la participación en asociaciones fuera de la red y el interés en torno a ciertos temas (*issue involvement*, en inglés). En otro estudio, Kobayashi (2010) se fijó en la posibilidad de que las comunidades de videojuegos en línea sirvan de puente entre personas de diversos orígenes, y demostró que la comunicación colectiva y a largo plazo a través de los videojuegos puede fomentar la tolerancia social. Estos estudios indican que se

puede acumular capital social cuando las personas se liberan de las limitaciones geográficas y temporales propias de las formas tradicionales de comunicación y participan en diversas comunidades en línea en función de sus intereses personales.

En la década de 2010, en el contexto de la rápida expansión de las redes sociales como Facebook y Twitter, surgió una nueva pregunta: ¿qué impacto tiene el uso de las redes sociales en el capital social? Después de realizar un metaanálisis de más de 50 estudios académicos con más de 20 000 participantes, Liu, Ainsworth y Baumeister (2016) concluyeron que el uso de las redes sociales aumentaba el capital social puente (conexiones entre individuos diferentes) y el capital social vínculo (lazos con individuos similares). En ambos casos, el tamaño del efecto fue moderado ($r = 0,32$ y $r = 0,26$, respectivamente). Los estudios que han explorado la relación entre el uso de las redes sociales y el capital social han medido el uso de las redes sociales de muchas formas diferentes. Por ejemplo, Gil de Zúñiga, Jung y Valenzuela (2012) se centraron en la búsqueda de información a través de las redes sociales. En un estudio de usuarios de redes sociales en Taiwán, Lin (2019) midió cómo la gente se presenta a sí misma (*personal grooming*) en las redes sociales. Por su parte, Chen y Li (2017) separaron el uso de las redes sociales a través de teléfonos móviles en tres componentes: el uso comunicativo, la expresión de uno mismo (*self-disclosure*, en inglés) en las redes sociales y entablar amistad. Aunque los dos primeros usos se asociaron positivamente tanto con el capital social puente como con el de vínculo, entablar amistad se asoció solo con el capital social puente.

Otros autores han señalado que la relación entre el uso de las redes sociales y el capital social no es universal. El metaanálisis de Liu, Ainsworth y Baumeister (2016) les llevó a concluir que la relación era más fuerte en los países occidentales e individualistas que en los países orientales y colectivistas. Aunque los estudios entre estudiantes universitarios en los EE. UU. han demostrado de manera relativamente consistente que el uso de las redes sociales puede estar directa o indirectamente relacionado con el capital social (Kim y Kim 2017; Ellison, Steinfield y Lampe 2007), aquellos que se enfocan en los ciudadanos de Asia Oriental han sido menos concluyentes. Li y Chen (2014) compararon el impacto del uso frecuente de dos redes sociales, Facebook (una red social estadounidense) y RenRen (una red social china) por parte de estudiantes chinos en los EE. UU. Llegaron a la conclusión de que el uso de Facebook tiene una relación mucho más fuerte con el capital social puente que el uso de RenRen, sugiriendo la posibilidad de que las personas utilicen diferentes redes sociales para distintos propósitos. Esto significaría que los investigadores no solo deben definir claramente sus

variables independientes y dependientes al realizar investigaciones sobre el uso de las redes sociales, sino que también deben considerar las diferencias de uso en entornos culturales dispares.

En este contexto de expansión de la investigación sobre los efectos del uso de las redes sociales, a partir de 2010 emerge un área de conocimiento particularmente prolija, centrada en los efectos de las redes sociales en la participación cívica y política, como expresión concreta del capital social. Los resultados en este ámbito son algo inconsistentes. Boulianne (2015) realizó un metaanálisis de tres docenas de estudios y concluyó que existe una relación positiva entre el uso de las redes sociales y la participación en la vida cívica y política, pero la conexión causal entre ambos no está clara. Boulianne descubrió que es menos probable que se hallen resultados significativos en aquellos estudios que usan datos longitudinales, como datos de panel, que en aquellos estudios que usan datos transversales.

En resumen, aunque algunos de los primeros estudios hallaron efectos negativos del uso de Internet sobre el capital social, los estudios realizados a partir de la década del 2000 han tendido a señalar que hay una relación positiva entre ambos. No obstante, por lo general, la forma de medir las dos variables ha sido inconsistente: se han realizado pocas pruebas de validez externa usando diseños de investigación transculturales y, metodológicamente, no siempre se han estimado los efectos causales. Teniendo en cuenta todo esto, en este estudio proponemos las siguientes hipótesis:

- H1: El uso de las redes sociales para conectarse con otras personas tiene un efecto positivo sobre la participación en asociaciones.
- H2: El uso de las redes sociales para conectarse con otras personas tiene un efecto positivo sobre la confianza generalizada.
- H3: El uso de las redes sociales para conectarse con otras personas tiene un efecto positivo sobre el tamaño de la red personal.

MÉTODO

En este estudio usamos datos de la quinta ola del *Asian Barometer Survey* de cuatro países y territorios: Japón, Corea del Sur, China y Taiwán. Aunque en la quinta ola existen datos de 14 países, nos enfocamos en estos cuatro países y territorios de Asia Oriental para minimizar el impacto que las diferencias culturales y de desarrollo económico entre diferentes regiones pudieran tener sobre la generación de relaciones espurias en los modelos. A la hora de realizar este estudio, no estaban disponibles los datos de Hong Kong, otro territorio en Asia oriental. Los datos del proyecto *Asian Barometer* se obtuvieron a través de encuestas representativas

a nivel nacional realizadas en 2018 en Taiwán, y en 2019 en los otros tres países.

MEDIDAS

Participación en asociaciones

Se midió la participación en asociaciones pidiendo a los encuestados que seleccionaran hasta tres de las organizaciones o grupos más importantes a los que pertenecían entre 19 tipos de asociaciones, incluyendo partidos políticos, asociaciones residenciales y comunitarias y grupos religiosos. Creamos una variable binaria, codificando como 1 a los encuestados que participaban en al menos una asociación y 0 si no participaban en ninguna.

Confianza generalizada

Se midió la confianza generalizada con la pregunta: “en general, ¿diría que ‘se puede confiar en la mayoría de las personas’ o ‘se debe tener mucho cuidado al tratar con otras personas’?”. Se codificó como 1 la respuesta “se puede confiar en la mayoría de las personas” y se codificó como 0 la respuesta “se debe tener mucho cuidado al tratar con otras personas”.

Tamaño de la red personal

Se midió el tamaño de la red personal con la pregunta: “de promedio, ¿con cuántas personas tiene contacto en un día normal entre semana? Nos interesa saber con cuánta gente tiene usted contacto de forma individual, incluidas todas las personas con las que chatea, habla o trata. Estos contactos pueden ser cara a cara, por teléfono, por correo o en Internet. Incluya solo a las personas que conoce”. Las opciones eran: “de 0 a 4 personas”, “de 5 a 9 personas”, “de 10 a 19 personas”, “de 20 a 49 personas” y “50 personas o más”, que se recodificó de 0 a 1.

Uso de las redes sociales para conectar con otras personas

Se midió el cómo los encuestados usan las redes sociales para conectarse con otras personas con la pregunta: “¿Utiliza las redes sociales principalmente para conectarse con otras personas?”. Se codificó “sí” como 1 y “no” como 0.

VARIABLES DE CONTROL

Las variables de control incluidas son: sexo (mujer), edad, edad al cuadrado, nivel educativo (0: hasta estudios primarios completados, 1: hasta estudios secundarios, 2: hasta estudios terciarios),

clase social subjetiva (medición de 10 puntos reescalada a un rango de 0 a 1) e interés en la política (medida en la encuesta en una escala de 4 puntos, y convertida para el análisis a un rango de 0–1). Incluimos la edad al cuadrado porque la mayor parte de la participación social y política sigue una curva en forma de U invertida, que aumenta desde la juventud hasta la mediana edad y disminuye en la vejez.

ANÁLISIS

Como se mencionó anteriormente, una posible explicación para los resultados contradictorios sobre el efecto del uso de las redes sociales en el capital social es su dependencia del modelo de análisis. En cualquier estudio que incluya muchas variables de control y use análisis de regresión múltiple, el efecto estimado del uso de las redes sociales variará según la lista de variables de control y sus correlaciones individuales con el uso de las redes sociales. Para poder realizar inferencias causales más sólidas, debemos eliminar estadísticamente las correlaciones entre el uso de las redes sociales y dichas variables de control, y luego debemos examinar los efectos del uso de las redes sociales sobre el capital social.

Para ello, usamos la técnica del emparejamiento (*matching*) de Mahalanobis junto al algoritmo del vecino más cercano (*nearest neighbor*). En vez de reducir la información sobre las variables de control a un único valor de propensión unidimensional (*one-dimensional propensity score*), lo que hacen las técnicas de emparejamiento de distancia multivariante (*multivariate distance matching*), como sería el caso del emparejamiento de Mahalanobis, es emparejar las observaciones en función de una métrica de distancia que tiene en cuenta la proximidad entre las observaciones en el espacio multivariante de variables de control. Para cada observación en el grupo de tratamiento, el algoritmo del vecino más cercano encuentra las observaciones k más próximas en el grupo de control para formar parejas. Un único caso en el grupo de control se puede emparejar múltiples veces con casos en el grupo de tratamiento al establecer $k = 1$. El emparejamiento de Mahalanobis crea parejas de encuestados con información de variables de control similares, de tal forma que, en cada pareja, uno de los miembros usa las redes sociales para conectarse con otros, mientras que el otro miembro no. Los efectos causales del tratamiento se estiman examinando la diferencia en las medias de la variable dependiente entre los dos grupos.

En esencia, el emparejamiento sirve para crear una situación cuasi experimental en la que solo uno de los dos grupos homogéneos creados por el emparejamiento recibe el tratamiento (es decir, el uso de las redes sociales para conectarse con la gente). Por lo tanto, una vez que tengamos dos grupos con variables de control homogéneas que difieren solo en términos del uso de las redes

sociales, el valor esperado del efecto estimado del uso de las redes sociales sobre el capital social no cambiará, independientemente de qué variables de control se incluyan en el modelo. Esto nos permite evitar el problema de la dependencia del modelo en los análisis de regresión múltiple. Como referencia, incluimos en el apéndice A1 la estimación de nuestro modelo usando el método convencional de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Es importante tener en cuenta que solo las variables de control observadas y no observadas que están correlacionadas con las variables de control se pueden equilibrar mediante el emparejamiento. Por ejemplo, se sabe que el nivel educativo y el interés en la política están correlacionados con la eficacia política de tal forma que, si se equilibraran las variables de nivel educativo e interés en la política, se reduciría también el desequilibrio en la variable 'eficacia política', incluso si uno no mide esta variable. Por lo tanto, es posible que siga habiendo errores en la estimación cuando otras variables de control no observadas afecten tanto el tratamiento (el uso de las redes sociales) como el resultado (el capital social). Es por eso que la técnica del emparejamiento no proporciona una inferencia causal tan sólida como la que otorgan los experimentos que usan una asignación aleatoria. Además, no se puede evitar el error si el emparejamiento no resuelve suficientemente el desequilibrio de variables de control entre los grupos de tratamiento y control.

A la hora de emparejar observaciones, incluimos como variables de control continuas: edad y edad al cuadrado, nivel educativo, clase social subjetiva, interés en la política y tamaño de la red personal. Para hacer frente al sesgo que aparece cuando se usan dos o más variables continuas como variables de control, utilizamos el método de corrección de sesgo propuesto por Abadie e Imbens (2006; 2011). Por otro lado, tratamos el sexo, la participación en asociaciones y la confianza generalizada como variables de control categóricas binarias, para lo cual usamos coincidencia exacta para asegurar que los valores coincidan perfectamente entre los pares de grupos de tratamiento y control. Debido a que muchas personas mayores no usan las redes sociales, estimamos el efecto promedio del tratamiento en los encuestados tratados (ATT). Es decir, cada encuestado que usa las redes sociales para conectarse con otra gente es emparejado con el "no usuario" cuyas variables de control son más parecidas (es decir, tiene la menor distancia de Mahalanobis). Es por eso que algunos "no usuarios" forman parte de más de una pareja de encuestados.

Cabe señalar que existen varios métodos de emparejamiento distintos al utilizado en este estudio. Para verificar la robustez de nuestro método, también estimamos los efectos del tratamiento con otras dos técnicas: el emparejamiento *kernel* (*kernel matching*) y el emparejamiento por puntuación de propensión

(*propensity score matching*). Ambos métodos de emparejamiento produjeron resultados casi idénticos a los del emparejamiento de Mahalanobis usando el algoritmo del vecino más cercano, lo que indica la solidez de nuestros hallazgos. Se pueden ver los resultados de estas otras dos técnicas en los apéndices A1 y A2.

RESULTADOS

Participación en asociaciones

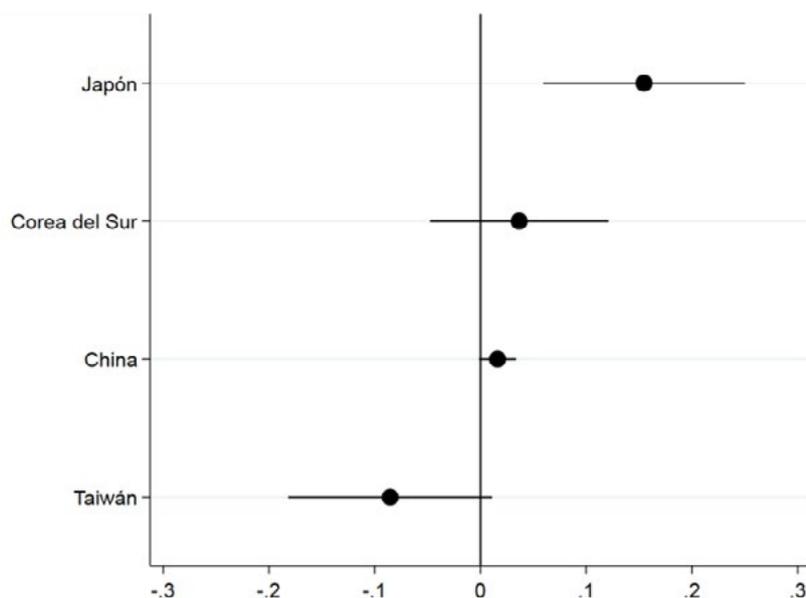
Primero, analizamos la participación en asociaciones como variable dependiente. Además de las variables de control mencionadas anteriormente, incluimos los otros dos indicadores de capital social, es decir, la confianza generalizada y el tamaño de la red como variables de control. Dado que los tres indicadores de capital social están interrelacionados, anticipamos que habrá confusión (*confounding*) en el análisis en función de la medida en que la confianza generalizada y el tamaño de la red afecten el uso de las redes sociales para conectarse con otros. En la tabla 1 mostramos la reducción del desequilibrio usando el emparejamiento por vecinos más cercanos (o NNM, del inglés *nearest neighbor matching*). Se puede ver que se han reducido los desequilibrios al reducirse las diferencias estandarizadas. En todos los países, se pudo hacer un emparejamiento perfecto con base en el sexo y la confianza generalizada: las diferencias estandarizadas se redujeron a cero. Las diferencias estandarizadas deben ser inferiores a 0,1 para cumplir con un criterio de correspondencia estricto (Austin 2011) y menores de 0,25 para satisfacer un criterio relajado (Stuart 2010). Aunque algunas variables tenían diferencias estandarizadas de 0,1 o más después del emparejamiento, los valores se limitaron a 0,25 o menos para todas las variables de control en todos los países. Por ejemplo, las personas con niveles educativos más elevados suelen usar, por lo general, las redes sociales para conectarse con otras personas con más frecuencia que las personas con menor nivel educativo. Por ello, los datos sin procesar mostraron grandes diferencias estandarizadas en el nivel educativo. Sin embargo, después del emparejamiento el valor absoluto de las diferencias estandarizadas disminuyó a menos de 0,1 en todos los países.

El gráfico 1 muestra el ATT estimado por país con base en una muestra emparejada. Detectamos un efecto positivo significativo al nivel del 5 % en Japón ($p = 0,001$), pero no hallamos ningún efecto en Corea del Sur. El efecto fue significativo en China al nivel del 10 % ($p = 0,07$), mientras que, en Taiwán, estimamos un efecto negativo que no fue significativo. En general, en los países de Asia Oriental no hallamos un efecto claro del uso de las redes sociales para conectarse con otras personas en la participación en asociaciones.

Tabla 1.
Comparativa de variables de control para el análisis de la participación en asociaciones

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,000	0,936	1,000	-0,067	0,000	1,003	1,000	0,005	0,000	0,999	1,000	-0,056	0,000	1,003	1,000
Edad	-0,900	-0,129	0,832	1,105	-1,190	-0,129	1,027	1,097	-1,512	-0,174	1,067	0,953	-1,226	-0,174	1,086	1,087
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,114	0,592	1,058	-1,190	-0,109	0,649	1,041	-1,493	-0,171	0,626	0,931	-1,247	-0,162	0,682	1,058
Nivel educativo	0,295	-0,033	0,775	1,045	0,909	0,014	0,756	0,952	1,101	0,068	1,033	1,054	1,155	0,079	0,634	0,920
Clase social subjetiva	0,140	-0,031	0,768	1,492	0,344	0,009	0,742	1,255	0,183	-0,008	0,919	1,255	0,221	0,008	0,618	1,303
Interés en política	-0,084	0,041	0,937	1,170	-0,015	0,038	1,073	1,252	0,250	0,017	0,736	1,148	0,380	0,035	0,995	1,304
Confianza en general	-0,013	0,000	0,994	1,000	-0,064	0,000	0,942	1,000	0,002	0,000	0,999	1,000	0,369	0,000	1,180	1,000
Tamaño de la red personal	0,447	0,107	1,344	1,212	0,376	0,189	1,306	1,306	0,343	0,077	1,214	1,154	0,461	0,189	1,140	1,212
Observaciones tratadas	401				704				2.521				838			
Observaciones de control emparejadas	401				704				2.521				838			

Gráfico 1.
ATT en la participación en asociaciones



CONFIANZA GENERALIZADA

A continuación, analizamos el efecto del uso de las redes sociales para conectarse con otras personas sobre la confianza generalizada. Usamos el mismo marco analítico que en el análisis de la participación en

asociaciones, pero con la participación en asociaciones y el tamaño de la red como variables de control adicionales. Los resultados del emparejamiento NNM se muestran en la tabla 2. Aunque hubo algunas variables con diferencias estandarizadas superiores a 0,25 en Taiwán,

el desequilibrio entre los grupos, en general, mejoró al aplicar un criterio más flexible (Stuart 2010).

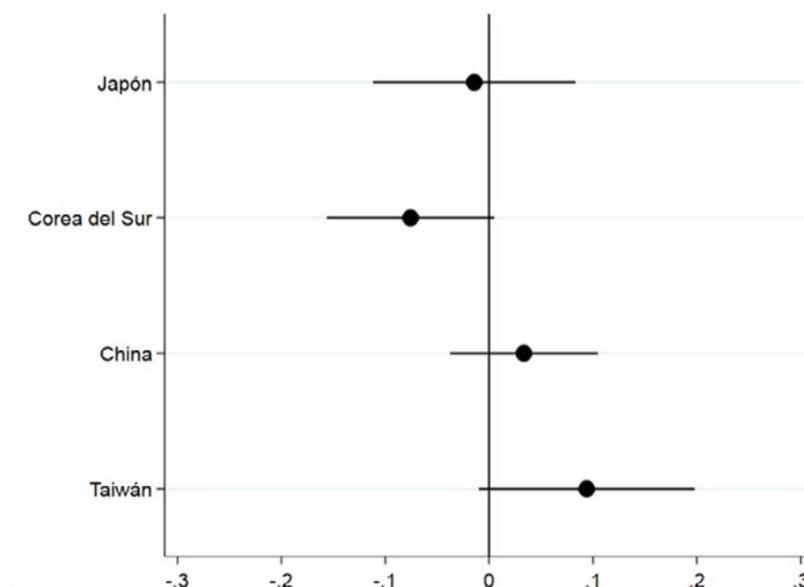
El gráfico 2 muestra las estimaciones ATT para cada país con base en la muestra emparejada. No hubo un efecto significativo en Japón o China. Sí que hubo un efecto positivo significativo en Taiwán

al nivel del 10 %, ($p = 0,076$), y en Corea del Sur hubo un efecto negativo al nivel del 10 % ($p = 0,066$). En general, podemos concluir que el uso de las redes sociales para conectarse con otras personas no aumentó de forma consistente la confianza generalizada en los países de Asia Oriental.

Tabla 2.
Comparativa de variables de control para el análisis de la confianza generalizada

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,000	0,936	1,000	-0,067	0,000	1,003	1,000	0,005	0,000	0,999	1,000	-0,056	0,000	1,003	1,000
Edad	-0,900	-0,114	0,832	1,115	-1,190	-0,152	1,027	1,091	-1,512	-0,145	1,067	0,954	-1,226	-0,251	1,086	1,096
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,097	0,592	1,073	-1,190	-0,133	0,649	1,050	-1,493	-0,143	0,626	0,940	-1,247	-0,238	0,682	1,029
Nivel educativo	0,295	-0,010	0,775	1,053	0,909	0,017	0,756	0,983	1,101	0,047	1,033	1,032	1,155	0,141	0,634	0,879
Clase social subjetiva	0,140	-0,006	0,768	1,657	0,344	0,035	0,742	1,308	0,183	-0,001	0,919	1,247	0,221	0,035	0,618	1,294
Interés en política	-0,084	-0,007	0,937	1,280	-0,015	0,020	1,073	1,250	0,250	0,007	0,736	1,133	0,380	0,030	0,995	1,222
Participación en asociaciones	0,132	0,000	0,905	1,000	0,059	0,000	1,045	1,000	0,099	0,000	1,962	1,000	0,245	0,000	0,928	1,000
Tamaño de la red personal	0,447	0,094	1,344	1,202	0,376	0,152	1,306	1,183	0,343	0,069	1,214	1,103	0,461	0,211	1,140	1,253
Observaciones tratadas	401				704				2.521				838			
Observaciones de control emparejadas	401				704				2.521				838			

Gráfico 2.
ATT en la confianza generalizada



TAMAÑO DE LA RED

Finalmente, examinamos el efecto del uso de las redes sociales para conectarse con otras personas sobre el tamaño de las redes personales. El marco analítico básico es el mismo que para los análisis de participación en asociaciones y confianza generalizada, pero agregamos participación en asociaciones y confianza generalizada como variables de control. Los resultados del emparejamiento a través de la técnica del

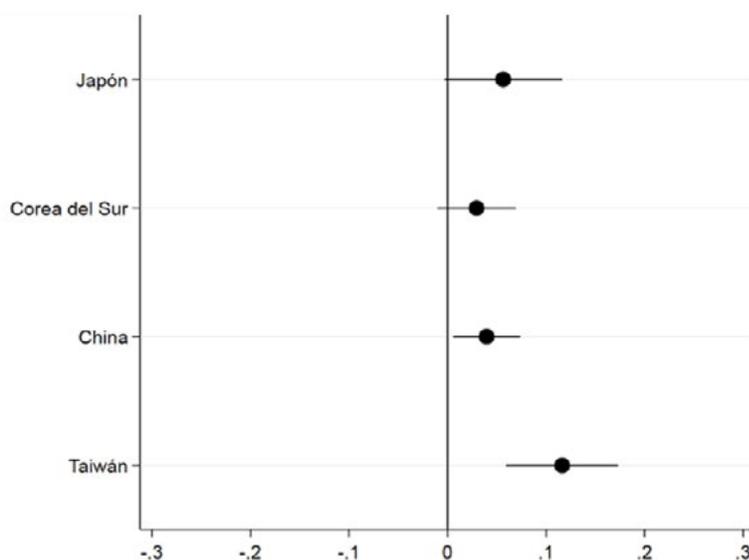
vecino más cercano (NNM) se muestran en la tabla 3. Al igual que en el análisis de la confianza generalizada, hubo un desequilibrio relativamente grande para la variable 'edad' en los datos de Taiwán, pero el equilibrio de las variables de control se redujo, en general, a un nivel aceptable tras el emparejamiento.

El gráfico 3 muestra las estimaciones específicas de ATT basadas en la muestra emparejada para cada país. Los resultados para el tamaño de la red difieren

Tabla 3.
Comparativa de variables de control para el análisis del tamaño de la red

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,000	0,936	1,000	-0,067	0,000	1,003	1,000	0,005	0,000	0,999	1,000	-0,056	0,000	1,003	1,000
Edad	-0,900	-0,097	0,832	1,106	-1,190	-0,155	1,027	1,119	-1,512	-0,116	1,067	0,964	-1,226	-0,220	1,086	1,197
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,082	0,592	1,054	-1,190	-0,132	0,649	1,059	-1,493	-0,114	0,626	0,950	-1,247	-0,193	0,682	1,106
Nivel educativo	0,295	0,000	0,775	1,056	0,909	0,011	0,756	0,974	1,101	0,041	1,033	1,043	1,155	0,066	0,634	0,931
Clase social subjetiva	0,140	0,011	0,768	1,553	0,344	-0,006	0,742	1,251	0,183	-0,004	0,919	1,197	0,221	0,043	0,618	1,394
Interés en política	-0,084	0,014	0,937	1,217	-0,015	-0,014	1,073	1,291	0,250	0,008	0,736	1,122	0,380	0,020	0,995	1,289
Participación en asociaciones	0,132	0,000	0,905	1,000	0,059	0,000	1,045	1,000	0,099	0,000	1,962	1,000	0,245	0,000	0,928	1,000
Confianza en general	-0,013	0,000	0,994	1,000	-0,064	0,000	0,942	1,000	0,002	0,000	0,999	1,000	0,369	0,000	1,180	1,000
Observaciones tratadas	401				704				2.521				838			
Observaciones de control emparejadas	401				704				2.521				838			

Gráfico 3.
ATT en el tamaño de la red personal



de los de la participación en asociaciones y la confianza generalizada en que el ATT resultó en estimaciones positivas para los cuatro países y territorios. Para China y Taiwán, el efecto fue significativo al nivel del 5 % ($p = 0,022$ para China y $p < 0,001$ para Taiwán). En Corea del Sur, el efecto no alcanzó significación estadística, pero en Japón se estimó que el efecto es significativo al nivel del 10 % ($p = 0,064$). En general, los resultados muestran que el uso de las redes sociales para conectarse con otras personas en los cuatro países de Asia Oriental aumenta el tamaño de las redes personales.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En este estudio, usamos datos de la quinta ola del *Asian Barometer Survey* y técnicas de inferencia causal estadística para examinar si el uso de las redes sociales para conectarse con otras personas aumenta el capital social en cuatro países y territorios de Asia Oriental. Los efectos del uso de las redes sociales sobre la participación en asociaciones y la confianza generalizada fueron mixtos en el mejor de los casos, sin efectos positivos claros y consistentes. Por el contrario, según nuestro análisis, el uso de las redes sociales aumentó de manera bastante consistente el tamaño de la red personal.

Si bien el uso de Internet y las redes sociales tiene el potencial de aumentar el capital social al fortalecer y expandir las conexiones, no se han observado tales efectos en todas las variables de capital social aparte del tamaño de la red. Los efectos que describimos aquí, que van de débiles a nulos, contradicen los efectos positivos del uso de Internet sobre el capital social que se describen en estudios anteriores. En la década del 2000, cuando las diferencias socioeconómicas aún influían tanto en el uso de Internet como en el capital social, es posible que hubiera relaciones espurias que no se controlaron adecuadamente en los análisis de regresión de los datos de encuestas. Por ejemplo, como quedó demostrado en los primeros estudios sobre la brecha digital, las personas con un nivel socioeconómico más elevado, con un nivel educativo superior y que vivían en áreas urbanas usaban Internet de manera más activa para mantener y expandir sus conexiones con otros de manera más eficiente (Norris 2001). Si las variables de control utilizadas en dichos estudios no pudieron controlar por completo las relaciones espurias de las características demográficas, entonces los efectos de confusión restantes y la dependencia del modelo pueden haber creado una relación positiva entre el uso de Internet y el capital social que no existía o no era tan fuerte como parecía ser. Es decir, los estudios previos que mostraron un efecto positivo del uso de Internet sobre el capital social pudieron haber descrito falsos positivos porque se basaron en inferencias causales débiles. En este estudio, utilizamos la inferencia causal estadística y técnicas de emparejamiento para hacer frente a este posible problema, al menos parcialmente.

Por otra parte, el efecto del uso de Internet sobre el capital social puede haber variado desde principios de la década del 2000 como consecuencia de los cambios en la forma de usar Internet. Han pasado más de diez años desde el surgimiento generalizado de las redes sociales globales como Facebook y Twitter. Aunque en este tiempo ha existido, sobre todo en Facebook, una eliminación de amigos (*unfriending*, en inglés), las redes de “amigos” de los usuarios han podido seguir creciendo de forma casi monótona, siempre que no se hayan eliminado las cuentas de usuario. No obstante, resulta difícil publicar contenido en las redes sociales de forma regular, por el fenómeno del agregado de contextos sociales o *context collapse* (Marwick y Boyd 2011), que se produce cuando se juntan en una misma red social los miembros de la familia y los amigos reales, así como compañeros de trabajo y personas menos conocidas. Cuando esto ocurre, muchos lazos en Facebook se vuelven inactivos o latentes (Haythornthwaite 2002; Levin, Walter y Murnighan 2011). Por lo tanto, aunque el tamaño de la red nominal puede haber aumentado, la comunicación activa, que es clave para el capital social, puede no haber crecido de manera proporcional.

Por otro lado, la comunicación activa en línea se ha ido desplazando hacia las aplicaciones de mensajería instantánea más populares (Quan-Haase 2007; Valeriani y Vaccari 2017) porque es más fácil formar grupos cerrados y, dentro de estos grupos, tener interacciones íntimas y homogéneas. Esta tendencia es particularmente notable en Asia Oriental. Además, los jóvenes tienden a ser los principales usuarios de las redes sociales y prefieren emplear aplicaciones basadas en imágenes, como Instagram y TikTok, en las que es menos probable que ocurran intercambios de opiniones y discusiones a través de texto. Estos contextos mediáticos pueden hacer que aquellas expectativas que se tenían de Internet al principio sean hoy menos probables. Esto incluiría la supresión de restricciones geográficas y temporales, y el aumento de las interacciones con otras personas diferentes a uno mismo con las que no interactuaría normalmente. También es posible que el uso de Internet con el fin de tomar parte en procesos comunicativos colectivos con gente diversa, así como la formación de relaciones basadas en la confianza generalizada en una esfera pública *online*, fueran procesos exclusivos de los primeros usuarios de Internet. A medida que Internet se ha vuelto más popular, su valor como medio para acumular capital social y como infraestructura de la esfera pública pueden haberse diluido.

Otra contribución de este estudio es su enfoque centrado en los países de Asia Oriental. Debido a que la mayoría de los estudios previos sobre los efectos del uso de Internet en el capital social se realizaron en EE. UU. y en Europa, cabe la posibilidad de que los efectos débiles o nulos que hemos encontrado en este estudio se expliquen por las diferencias culturales. Por ejemplo, se sabe que en Asia Oriental hay menos movilidad en las relaciones personales que en América del Norte (Schug

et al., 2009). En Asia Oriental es menos probable que haya cambios en las relaciones personales por cambios de domicilio o de trabajo. Así mismo, en Asia Oriental también predominan más las relaciones de compromiso de larga duración. En este contexto social, es posible que las oportunidades para que Internet promueva la participación en asociaciones o aumente la confianza generalizada sean menores. También nos parece interesante apuntar que las estimaciones puntuales del efecto promedio del tratamiento en los encuestados tratados (ATT) fueran negativas para algunas de las medidas (véanse los gráficos 1 y 2). Yamagishi (2011) propone que cuando las personas están acostumbradas a un entorno en el que la confianza está asegurada por relaciones de compromiso de larga duración, como en Asia Oriental, puede que sean menos propensas a tener relaciones de cooperación con extraños, lo que conduce a un nivel bajo de confianza generalizada. Siguiendo este razonamiento, si las personas en Asia Oriental usan las redes sociales para fortalecer y consolidar relaciones de compromiso, y no las usan para crear nuevos vínculos con gente diferente, entonces es posible que indicadores de capital social como la confianza generalizada disminuyan a medida que aumenta el uso de las redes sociales.

En conclusión, en este estudio hemos usado la inferencia causal estadística para examinar la relación entre las redes sociales y el capital social en Asia Oriental. Los resultados muestran que el efecto del uso de las redes sociales sobre la participación en asociaciones y la confianza generalizada fue mixto y no concluyente, mientras que el efecto sobre el tamaño de la red fue, en general, positivo. En el futuro, los estudios en este ámbito deberían explorar las diferencias entre las redes sociales semipúblicas y las plataformas de mensajería instantánea, las diferencias entre el capital social vínculo y puente y la posibilidad de generalizar los resultados en diferentes contextos culturales.

AGRADECIMIENTOS

Nos gustaría expresar nuestro más profundo agradecimiento a todos los miembros del proyecto *Asian Barometer Survey* por poner sus datos a nuestra disposición.

BIBLIOGRAFÍA

- Abadie, A. y G. W. Imbens. 2006. "Large sample properties of matching estimators for average treatment effects". *Econometrica* 74(1): 235-267. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00655.x>
- Abadie, A. y G. W. Imbens. 2011. "Bias-corrected matching estimators for average treatment effects". *Journal of Business and Economic Statistics* 29: 1-11. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.07333>
- Austin, P. C. 2011. "An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies". *Multivariate Behavioral Research* 46(3): 399-424. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786>
- Bakshy, E. A., S. A. Messing y L. A. Adamic. 2015. "Exposure to ideologically diverse news and opinion on Facebook". *Science* 348(6239): 1130-1132. <https://doi.org/10.1126/science.aaa1160>
- Bian, Y. 2019. *Guanxi, How China Works*. Cambridge: Polity Press.
- Boulianne, S. 2009. "Does internet use affect engagement? A meta-analysis of research". *Political Communication* 26: 193-211. <https://doi.org/10.1080/10584600902854363>
- Boulianne, S. 2015. "Social media use and participation: A meta-analysis of current research". *Information, Communication & Society* 18(5): 524-538. <https://doi.org/10.1080/1369118X.2015.1008542>
- Bourdieu, P. 1986. "The forms of capital". Pp. 241-258 en *Cultural theory: An anthology*, editado por I. Szeman y T. Kaposy. Chichester, UK: John Wiley.
- Chen, H.-T. y X. Li. 2017. "The contribution of mobile social media to social capital and psychological well-being: Examining the role of communicative use, friending and self-disclosure". *Computers in Human Behavior* 75: 958-965. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.06.011>
- Ellison, N. B., C. Steinfield y C. Lampe. 2007. "The benefits of Facebook "friends": Social capital and college students' use of online social network sites". *Journal of Computer-Mediated Communication* 12: 1143-1168. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2007.00367.x>
- Fischer, C. S. 2005. "Bowling alone: What's the score?" *Social Networks* 27(2): 155-167.
- Gil de Zúñiga, H., N. Jung y S. Valenzuela. 2012. "Social media use for news and individuals' social capital, civic engagement and political participation". *Journal of Computer-Mediated Communication* 17: 319-336. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2012.01574.x>
- Hampton, K. N. y B. Wellman. 2003. "Neighboring in Netville: How the Internet supports community and social capital in a wired suburb". *City & Community* 2: 277-311. <http://dx.doi.org/10.1046/j.1535-6841.2003.00057.x>
- Haythornthwaite, C. 2002. "Strong, weak, and latent ties and the impact of new media". *The Information Society* 18(5): 385-401. <https://doi.org/10.1080/019722402290108195>
- Ikeda, K. I. y S. E. Richey. 2005. "Japanese network capital: The impact of social networks on Japanese political participation". *Political Behavior* 27(3): 239-260. <https://doi.org/10.1007/s11109-005-5512-0>
- Kim, B. e Y. Kim. 2017. "College students' social media use and communication network heterogeneity: Implications for social capital and subjective well-being". *Computers in Human Behavior* 73: 620-628. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.03.033>
- Kobayashi, T. 2010. "Bridging social capital in online communities: Heterogeneity and social tolerance of online game players in Japan". *Human Communication Research* 36(4): 546-569. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.2010.01388.x>
- Kobayashi, T. y J. Boase. 2014. "Tele-cocooning: Mobile texting and social scope". *Journal of Computer-Mediated Communication* 19: 681-694. <https://doi.org/10.1111/jcc4.12064>
- Kobayashi, T., K. I. Ikeda y K. Miyata. 2006. "Social capital online: Collective use of the Internet and reciprocity as lubricants of democracy". *Information, Community & Society* 9(5): 582-611. <https://doi.org/10.1080/13691180600965575>

- Kraut, R., S. Kiesler, B. Bonka, J. Cummings, V. Helgeson y A. Crawford. 2002. "Internet paradox revisited". *Journal of Social Issues* 58: 49-74. <https://doi.org/10.1111/1540-4560.00248>
- Kraut, R., M. Patterson, V. Lundmark, S. Kiesler, T. Mukophadhyay y W. Scherlis. 1998. "Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being?" *American Psychologist* 53(9): 1017-1031. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0003-066X.53.9.1017>
- Levin, D. Z., J. Walter y J. K. Mumighan. 2011. "Dormant ties: The value of reconnecting". *Organization Science* 22(4): 923-939. <https://doi.org/10.1287/orsc.1100.0576>
- Li, X. y W. Chen. 2014. "Facebook or Renren? A comparative study of social networking site use and social capital among Chinese international students in the United States". *Computers in Human Behavior* 35: 116-123. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.02.012>
- Lin, J. H. T. 2019. "Strategic social grooming: Emergent social grooming styles on Facebook, social capital and well-being". *Journal of Computer-Mediated Communication* 24: 90-107. <https://doi.org/10.1093/jcmc/zmx002>
- Lin, N. 2001. "Building a network theory of social capital". Pp. 3-29 en *Social capital: Theory and research*, editado por N. Lin, K. Cook y R. S. Burt. New York: Aldine de Gruyter.
- Liu, D., S. E. Ainsworth y R. F. Baumeister. 2016. "A meta-analysis of social networking online and social capital". *Review of General Psychology* 20: 369-391. <https://doi.org/10.1037/gpr0000091>
- Marwick, A. E. y D. Boyd. 2011. "I tweet honestly, I tweet passionately: Twitter users, context collapse, and the imagined audience". *New Media & Society* 13(1): 114-133. <https://doi.org/10.1177/1461444810365313>
- McDermott, R. 2011. "Internal and external validity". Pp. 27-40 en *Cambridge handbook of experimental political science*, editado por J. Druckman, D. Greene, J. Kuklinski y A. Lupia. Cambridge: Cambridge University Press.
- Miyata, K. y T. Kobayashi. 2008. "Causal relationship between Internet use and social capital in Japan". *Asian Journal of Social Psychology* 11(1): 42-52. <https://doi.org/10.1111/j.1467-839X.2007.00242.x>
- Nie, N. H., D. S. Hillygus y L. Erbring. 2002. "Internet use, interpersonal relations and sociability: A time diary study". Pp. 215-243 en *The Internet in everyday life*, editado por B. Wellman y C. Haythornthwaite. Oxford: Blackwell.
- Norris, P. 2001. *Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty, and the Internet Worldwide*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Putnam, R. D. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.
- Quan-Haase, A. 2007. "University students' local and distant social ties: Using and integrating modes of communication on campus". *Information Communication and Society* 10(5): 671-693. <https://doi.org/10.1080/13691180701658020>
- Quan-Haase, A. y B. Wellman. 2004. "How does the Internet affect social capital?". Pp. 113-135 en *Social capital and information technology*, editado por M. Huysman y V. Wulf. Cambridge: MIT Press.
- Quan-Haase, A., B. Wellman, J. C. Witte y K. N. Hampton. 2002. "Capitalizing on the net: Social contact, civic engagement, and sense of community". Pp. 291-324 en *The Internet in everyday life*, editado por B. Wellman y C. Haythornthwaite. Oxford: Blackwell.
- Rierdan, J. 1999. "Internet-depression link?" *American Psychologist* 54: 781-782. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0003-066X.54.9.781>
- Robinson, J., M. Kestnbaum, A. Neustadt y A. Alvarez. 2002. "The Internet and other uses of time". Pp. 244-262 en *The Internet in everyday life*, editado por B. Wellman y C. Haythornthwaite. Oxford: Blackwell.
- Schug, J., M. Yuki, H. Horikawa y K. Takemura. 2009. "Similarity attraction and actually selecting similar others: How cross-societal differences in relational mobility affect interpersonal similarity in Japan and the USA". *Asian Journal of Social Psychology* 12(2): 95-103. <https://doi.org/10.1111/j.1467-839X.2009.01277.x>
- Shah, D. V., N. Kwak y R. L. Holbert. 2001. "'Connecting' and 'disconnecting' with civic life: Patterns of Internet use and the production of social capital". *Political Communication* 18(2): 141-162. <https://doi.org/10.1080/105846001750322952>
- Shapiro, J. S. 1999. "Loneliness: Paradox or artifact?" *American Psychologist* 54: 782-783. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0003-066X.54.9.782>
- Stuart, E. A. 2010. "Matching methods for causal inference: A review and a look forward". *Statistical Science* 25(1): 1-21. <https://doi.org/10.1214/2F09-STS313>
- Valenzuela, S., T. Correa y H. Gil de Zúñiga. 2018. "Ties, likes, and tweets: Using strong and weak ties to explain differences in protest participation across Facebook and Twitter use". *Political Communication* 35(1): 117-134. <https://doi.org/10.1080/10584609.2017.1334726>
- Valeriani, A. y C. Vaccari. 2017. "Political talk on mobile instant messaging services: A comparative analysis of Germany, Italy, and the U.K.". *Information, Communication & Society* 21: 1715-1731. <https://doi.org/10.1080/1369118X.2017.1350730>
- Wellman, B. y C. Haythornthwaite (eds.). 2002. *The Internet in everyday life*. Malden, MA: Blackwell Publishers.
- Wellman, B., A. Quan-Haase, J. Boase, W. Chen, K. Hampton, I. Díaz y K. Miyata. 2003. "The social affordances of the internet for networked individualism". *Journal of Computer-Mediated Communication*, 8(3). <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2003.tb00216.x>
- Yamagishi, T. 2011. *Trust: The Evolutionary Game of Mind and Society*. New York: Springer.
- Yuki, M. y J. Schug. 2020. "Psychological consequences of relational mobility". *Current Opinion in Psychology* 32: 129-132. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2019.07.029>

TETSURO KOBAYASHI es Profesor en el Departamento de Comunicación de la City University of Hong Kong. Sus intereses en la investigación incluyen la opinión pública, la psicología política y la comunicación política. Ha publicado artículos en revistas como *Communication Research*, *Political Communication*, *Journal of Computer-Mediated Communication* y *New Media & Society*.

DANI MADRID-MORALES es profesor contratado doctor en el Departamento de Periodismo de la Universidad de Sheffield. Su investigación se centra en la comunicación política global y opinión pública con un énfasis en Asia oriental y África subsahariana. Sus trabajos han aparecido en revistas como *Information, Communication and Society*, *International Journal of Communication* y *Journalism Studies*.

APÉNDICES

A1. Estimaciones MCO

Tabla A1.
Estimación MCO sobre participación en asociaciones

VD: Participación en asociaciones	Japón	Corea del Sur	China	Taiwán
	Coef. (B)			
Uso de las redes sociales para conectarse con otras personas	0,105**	0,049	0,013*	0,059
	(0,037)	(0,031)	(0,006)	(0,039)
Sexo (Mujer)	0,083*	-0,048+	0,002	-0,019
	(0,034)	(0,026)	(0,005)	(0,030)
Edad	0,025**	0,027**	-0,000	0,007
	(0,006)	(0,005)	(0,001)	(0,005)
Edad al cuadrado	-0,000**	-0,000**	0,000	-0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Nivel educativo	0,013	0,053+	0,011**	0,042
	(0,030)	(0,032)	(0,004)	(0,026)
Clase social subjetiva	0,103	0,290**	0,012	0,252**
	(0,109)	(0,082)	(0,013)	(0,084)
Interés en la política	0,202**	-0,016	0,027**	0,213**
	(0,068)	(0,058)	(0,008)	(0,055)
Confianza en general	0,069*	0,151**	-0,001	0,001
	(0,034)	(0,029)	(0,005)	(0,030)
Tamaño de la red personal	0,161*	0,391**	0,006	0,094+
	(0,067)	(0,066)	(0,011)	(0,051)
Constante	-0,478**	-0,735**	-0,019	0,059
	(0,166)	(0,119)	(0,023)	(0,138)
Observaciones	944	1.246	4.172	1.175
R ²	0.107	0.109	0.009	0.050

Errores estándares entre paréntesis

** p < 0,01, * p < 0,05, + p < 0,1

Tabla A2.
Estimación MCO sobre confianza generalizada

VD: Confianza generalizada	Japón	Corea del Sur	China	Taiwán
	Coef. (B)			
Uso de las redes sociales para conectarse con otras personas	0,026	-0,048	0,000	0,049
	(0,037)	(0,030)	(0,021)	(0,039)
Sexo (Mujer)	0,015	0,024	0,010	-0,060*
	(0,035)	(0,027)	(0,016)	(0,030)
Edad	0,006	-0,009+	0,004	0,002
	(0,006)	(0,005)	(0,003)	(0,005)
Edad al cuadrado	-0,000	0,000+	-0,000	-0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Nivel educativo	0,016	0,011	0,070**	0,112**
	(0,031)	(0,031)	(0,014)	(0,027)
Clase social subjetiva	0,171	0,031	0,255**	0,316**
	(0,105)	(0,085)	(0,044)	(0,079)
Interés en la política	0,168*	0,126*	0,094**	0,060
	(0,067)	(0,057)	(0,032)	(0,055)
Participación en asociaciones	0,074*	0,153**	-0,010	0,001
	(0,036)	(0,029)	(0,050)	(0,030)
Tamaño de la red personal	0,155*	0,073	0,061+	0,072
	(0,067)	(0,068)	(0,032)	(0,051)
Constante	-0,215	0,356**	0,150*	0,048
	(0,163)	(0,132)	(0,070)	(0,138)
Observaciones	944	1,246	4,172	1,175
R2	0.050	0.035	0.030	0.074

Errores estándares entre paréntesis

** p < 0,01, * p < 0,05, + p < 0,1

Tabla A3.
Estimación MCO sobre el tamaño de la red personal

VD: Tamaño de la red personal	Japón	Corea del Sur	China	Taiwán
	Coef. (B)			
Uso de las redes sociales para conectarse con otras personas	0,030 (0,023)	0,049** (0,014)	0,043** (0,011)	0,107** (0,024)
Sexo (Mujer)	-0,011 (0,021)	-0,033** (0,012)	-0,048** (0,008)	-0,034+ (0,018)
Edad	0,006 (0,004)	-0,002 (0,002)	0,005** (0,001)	0,011** (0,003)
Edad al cuadrado	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
Nivel educativo	0,025 (0,018)	-0,030* (0,014)	0,007 (0,007)	-0,013 (0,016)
Clase social subjetiva	0,046 (0,066)	0,044 (0,036)	0,100** (0,023)	0,166** (0,047)
Interés en la política	-0,030 (0,042)	0,084** (0,026)	0,019 (0,017)	-0,015 (0,033)
Participación en asociaciones	0,055* (0,023)	0,076** (0,013)	0,016 (0,030)	0,033+ (0,018)
Confianza en general	0,050* (0,022)	0,014 (0,013)	0,015+ (0,008)	0,025 (0,018)
Constante	0,217* (0,101)	0,253** (0,060)	0,102** (0,037)	0,031 (0,077)
Observaciones	944	1.246	4.172	1.175
R2	0.146	0.094	0.052	0.067

Errores estándares entre paréntesis

** p < 0,01, * p < 0,05, + p < 0,1

A2. Emparejamiento usando puntuación de propensión (*propensity score matching*)

Como verificación de robustez, estimamos los efectos del tratamiento mediante el emparejamiento por puntuación de propensión. Esta se calcula usando una regresión logística con el tratamiento (es decir, el uso de las redes sociales para conectarse con personas) como variable dependiente y las variables de control como variables independientes. Cuando se estima el efecto del tratamiento sobre la participación en asociaciones, los otros dos índices de capital social (es decir, la confianza generalizada y el tamaño de la red personal) se incluyen como variables de control, lo que hace esta técnica consistente con la estrategia analítica del emparejamiento de Mahalanobis que se usa en el artículo. De manera similar, la participación en asociaciones y el tamaño de la red personal

se incluyen como variables de control cuando se estima el efecto del tratamiento sobre la confianza generalizada, mientras que la participación en asociaciones y la confianza generalizada se incluyen como variables de control cuando se estima el efecto del tratamiento sobre el tamaño de la red personal. Por cada encuestado que usa las redes sociales para conectarse con las personas, creamos una pareja con un no usuario usando la puntuación de propensión más similar y, así, estimamos el efecto promedio del tratamiento en los encuestados tratados (ATT). De esta forma, algunos no usuarios se utilizaron en más de una pareja. Los efectos estimados del tratamiento se presentan en los gráficos A2.1, A2.2 y A2.3, que son razonablemente similares a los gráficos 1, 2 y 3 del artículo principal. La reducción del desequilibrio de las variables de control se muestra en las tablas A2.1, A2.2 y A2.3.

Gráfico A2.1.
ATT en la participación en asociaciones (emparejamiento por puntuación de propensión)

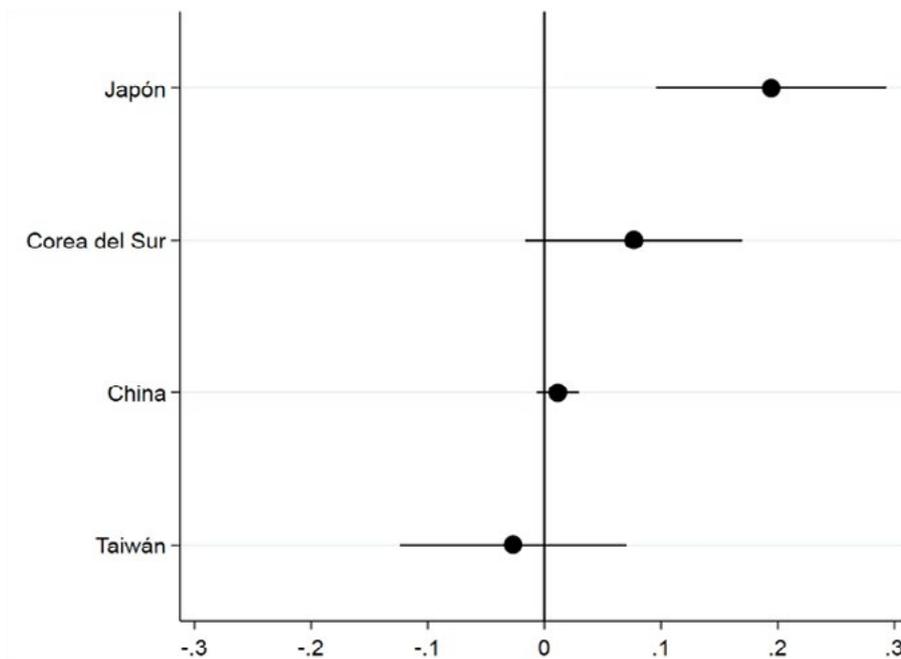


Gráfico A2.2.
ATT en la confianza generalizada (emparejamiento por puntuación de propensión)

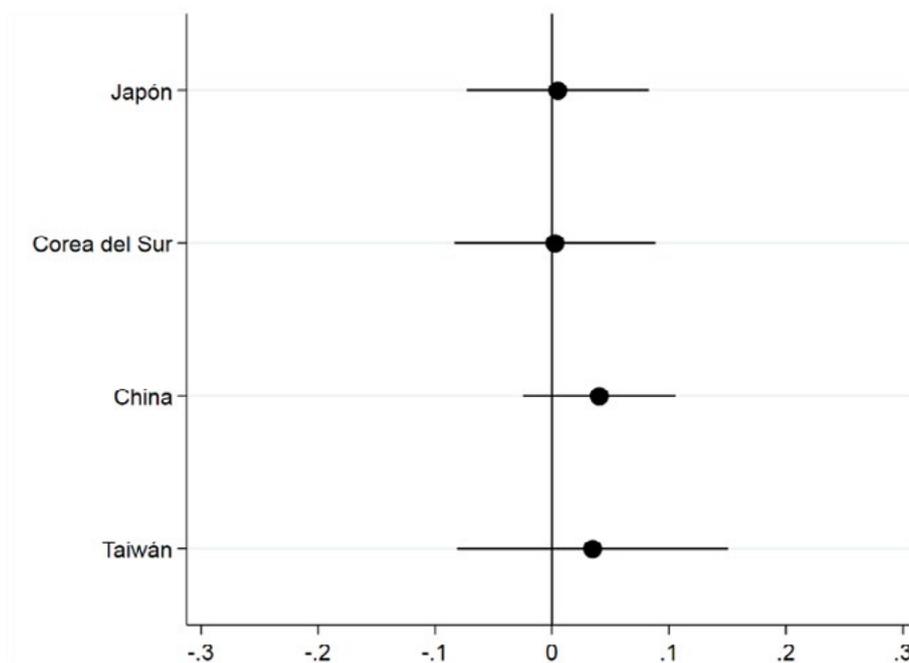
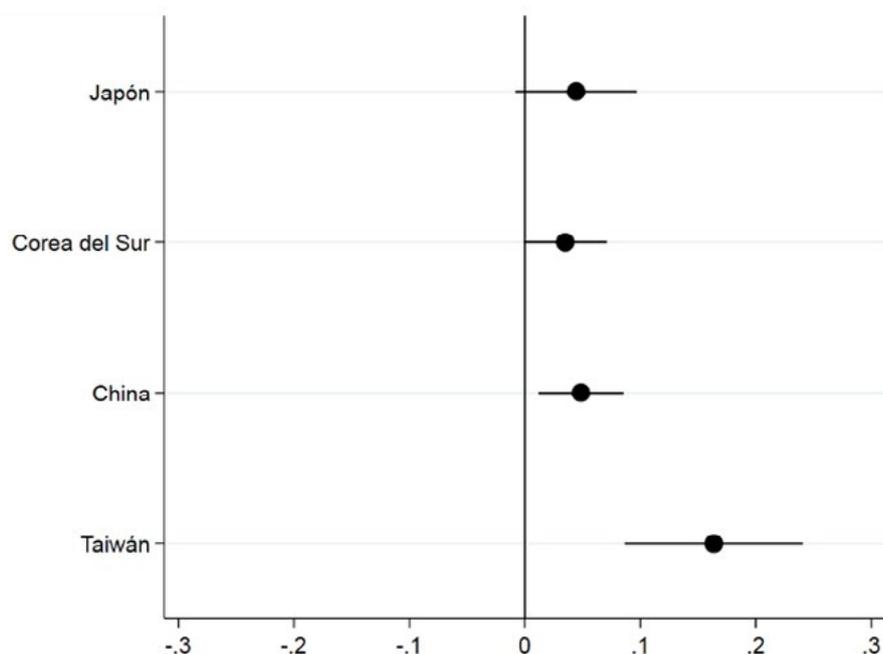


Gráfico A2.3.*ATT en el tamaño de la red personal (emparejamiento por puntuación de propensión)***Tabla A2.1.***Comparativa de variables de control para el análisis de la participación en asociaciones (emparejamiento por puntuación de propensión)*

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,021	0,936	0,990	-0,067	0,154	1,003	1,028	0,005	-0,062	0,999	1,009	-0,056	0,112	1,003	1,010
Edad	-0,900	-0,051	0,832	1,272	-1,190	-0,025	1,027	1,178	-1,512	-0,027	1,067	1,054	-1,226	-0,028	1,086	1,035
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,017	0,592	1,190	-1,190	0,000	0,649	1,131	-1,493	-0,016	0,626	1,085	-1,247	-0,022	0,682	1,023
Nivel educativo	0,295	-0,232	0,775	0,959	0,909	-0,011	0,756	0,982	1,101	-0,039	1,033	0,999	1,155	-0,083	0,634	0,991
Clase social subjetiva	0,140	-0,032	0,768	0,985	0,344	-0,156	0,742	0,836	0,183	-0,048	0,919	0,899	0,221	-0,027	0,618	0,891
Interés en política	-0,084	0,097	0,937	0,939	-0,015	-0,125	1,073	1,009	0,250	0,059	0,736	0,964	0,380	-0,065	0,995	1,036
Confianza en general	-0,013	0,073	0,994	1,048	-0,064	0,026	0,942	1,027	0,002	0,003	0,999	0,999	0,369	0,050	1,180	1,007
Tamaño de la red personal	0,447	0,080	1,344	1,050	0,376	0,136	1,306	1,327	0,343	0,023	1,214	0,886	0,461	0,076	1,140	0,985
Observaciones tratadas	401				704				2.521				838			
Observaciones de control emparejadas	401				704				2.521				838			

Tabla A2.2.

*Comparativa de variables de control para el análisis de la confianza generalizada
(emparejamiento por puntuación de propensión)*

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,072	0,936	0,968	-0,067	0,105	1,003	1,014	0,005	-0,026	0,999	1,003	-0,056	-0,019	1,003	1,001
Edad	-0,900	-0,019	0,832	1,093	-1,190	-0,061	1,027	1,135	-1,512	-0,018	1,067	1,003	-1,226	-0,014	1,086	1,121
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,006	0,592	1,047	-1,190	-0,039	0,649	1,071	-1,493	-0,016	0,626	1,020	-1,247	0,003	0,682	1,088
Nivel educativo	0,295	-0,168	0,775	1,083	0,909	0,031	0,756	0,917	1,101	-0,047	1,033	0,960	1,155	-0,083	0,634	1,018
Clase social subjetiva	0,140	-0,173	0,768	0,818	0,344	-0,187	0,742	0,793	0,183	-0,055	0,919	0,955	0,221	-0,038	0,618	1,143
Interés en política	-0,084	-0,072	0,937	1,173	-0,015	-0,119	1,073	1,132	0,250	0,024	0,736	0,979	0,380	-0,019	0,995	0,983
Participación en asociaciones	0,132	0,043	0,905	0,963	0,059	-0,092	1,045	0,948	0,099	0,074	1,962	1,604	0,245	-0,116	0,928	1,082
Tamaño de la red personal	0,447	0,065	1,344	1,152	0,376	0,004	1,306	1,271	0,343	0,067	1,214	0,933	0,461	0,208	1,140	1,010
Observaciones tratadas	401				704				2.521				838			
Observaciones de control emparejadas	401				704				2.521				838			

Tabla A2.3.

*Comparativa de variables de control para el análisis del tamaño de la red
(emparejamiento por puntuación de propensión)*

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	-0,026	0,936	1,015	-0,067	0,108	1,003	1,014	0,005	-0,133	0,999	1,029	-0,056	0,069	1,003	1,003
Edad	-0,900	-0,082	0,832	1,157	-1,190	-0,025	1,027	1,106	-1,512	0,007	1,067	1,051	-1,226	-0,085	1,086	1,220
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,060	0,592	1,129	-1,190	-0,009	0,649	1,115	-1,493	0,015	0,626	1,070	-1,247	-0,056	0,682	1,206
Nivel educativo	0,295	-0,090	0,775	1,031	0,909	-0,011	0,756	0,960	1,101	-0,026	1,033	0,956	1,155	-0,039	0,634	1,062
Clase social subjetiva	0,140	-0,049	0,768	0,712	0,344	-0,043	0,742	0,890	0,183	0,020	0,919	0,922	0,221	0,085	0,618	1,256
Interés en política	-0,084	-0,039	0,937	0,997	-0,015	-0,020	1,073	1,089	0,250	0,104	0,736	0,971	0,380	-0,061	0,995	1,058
Participación en asociaciones	0,132	0,000	0,905	1,000	0,059	-0,003	1,045	0,998	0,099	0,074	1,962	1,604	0,245	-0,098	0,928	1,067
Confianza en general	-0,013	-0,051	0,994	0,974	-0,064	0,088	0,942	1,102	0,002	0,063	0,999	0,988	0,369	0,072	1,180	1,011
Observaciones tratadas	401				704				2.521				838			
Observaciones de control emparejadas	401				704				2.521				838			

A3. Emparejamiento *kernel*

Estimamos los efectos del tratamiento usando el algoritmo de emparejamiento *kernel* para una verificación de robustez. Usamos la misma métrica de Mahalanobis para crear pares, con el objetivo de ser consistentes con los análisis presentados en el artículo principal. El algoritmo de emparejamiento *kernel* da mayor peso a los casos de control con menores distancias de Mahalanobis. Seleccionamos el ancho de banda utilizando la función *kernel* de Epanechnikov. Cuando se estima el efecto del tratamiento sobre la participación en asociaciones, los otros dos índices de capital social (es decir, la confianza generalizada y el tamaño de la red personal) se incluyen como variables de control, lo

que hace este análisis consistente con la estrategia analítica del emparejamiento de Mahalanobis que presentamos en el artículo. Del mismo modo, la participación en asociaciones y el tamaño de la red personal se incluyen como variables de control cuando se estima el efecto del tratamiento sobre la confianza generalizada, mientras que la participación en asociaciones y la confianza generalizada se incluyen como variables de control cuando se estima el efecto del tratamiento sobre el tamaño de la red personal. Los efectos de tratamiento estimados (ATT) se presentan en los gráficos A3.1, A3.2 y A3.3, que son bastante consistentes con los gráficos 1, 2 y 3 en el artículo. La reducción del desequilibrio en las variables de control se muestra en las tablas A3.1, A3.2 y A3.3.

Gráfico A3.1.

ATT en la participación en asociaciones (emparejamiento kernel)

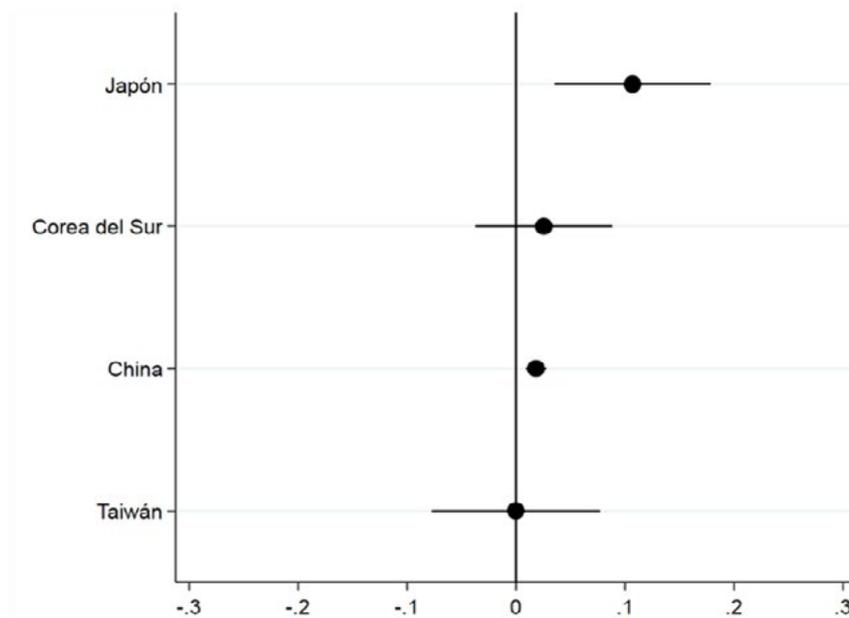


Gráfico A3.2.
ATT en la confianza generalizada (emparejamiento kernel)

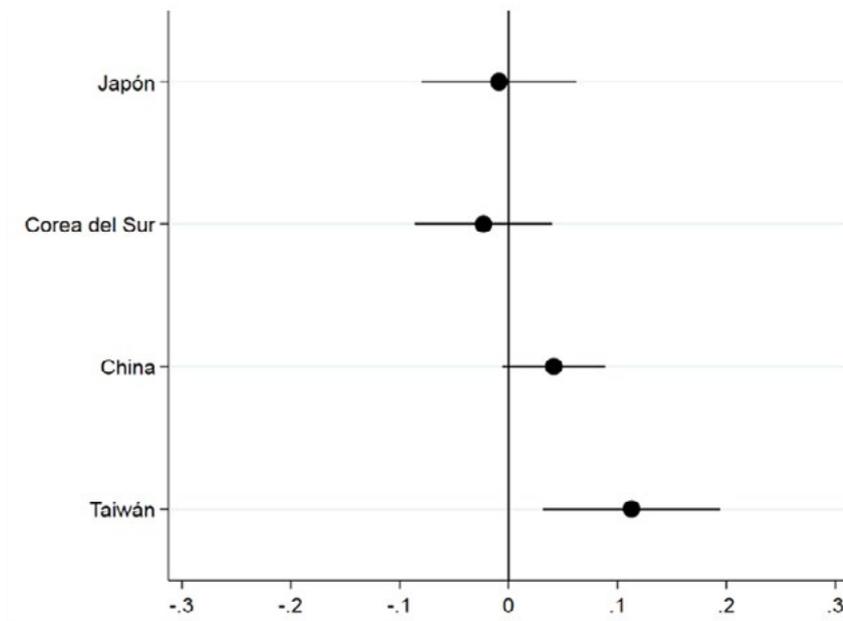


Gráfico A3.3.
ATT sobre el tamaño de la red personal (emparejamiento kernel)

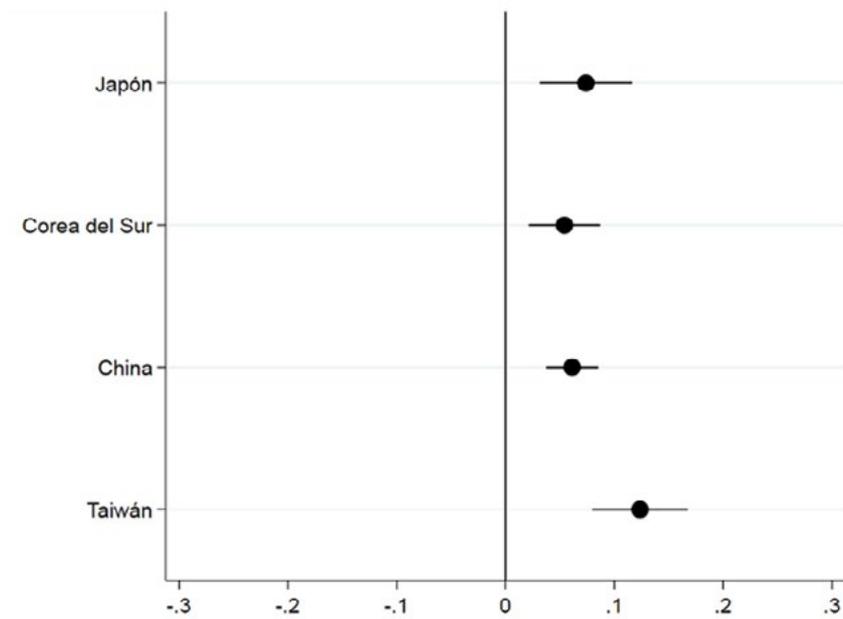


Tabla A3.1.
*Comparativa de variables de control para el análisis de la participación en asociaciones
 (emparejamiento kernel)*

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,067	0,936	0,970	-0,067	0,004	1,003	1,000	0,005	-0,004	0,999	1,000	-0,056	0,050	1,003	0,999
Edad	-0,900	-0,281	0,832	0,930	-1,190	-0,459	1,027	0,952	-1,512	-0,553	1,067	0,835	-1,226	-0,426	1,086	0,999
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,272	0,592	0,848	-1,190	-0,422	0,649	0,847	-1,493	-0,506	0,626	0,772	-1,247	-0,392	0,682	0,924
Nivel educativo	0,295	0,042	0,775	1,074	0,909	0,309	0,756	0,924	1,101	0,507	1,033	0,972	1,155	0,404	0,634	0,787
Clase social subjetiva	0,140	0,052	0,768	1,270	0,344	0,105	0,742	1,051	0,183	0,090	0,919	1,298	0,221	0,112	0,618	1,322
Interés en política	-0,084	-0,034	0,937	1,236	-0,015	0,008	1,073	1,229	0,250	0,181	0,736	1,131	0,380	0,127	0,995	1,362
Confianza en general	-0,013	0,030	0,994	1,019	-0,064	0,040	0,942	1,044	0,002	0,001	0,999	1,000	0,369	0,172	1,180	1,041
Tamaño de la red personal	0,447	0,207	1,344	1,260	0,376	0,247	1,306	1,352	0,343	0,208	1,214	1,187	0,461	0,289	1,140	1,292
Observaciones tratadas	399				701				2.508				836			
Observaciones de control emparejadas	531				532				1.630				334			
Ancho de banda (<i>bandwidth</i>)	2,789				2,972				2,580				3,037			

Tabla A3.2.
*Comparativa de variables de control para el análisis de la confianza generalizada
 (emparejamiento kernel)*

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,080	0,936	0,965	-0,067	0,001	1,003	1,000	0,005	0,000	0,999	1,000	-0,056	0,044	1,003	0,999
Edad	-0,900	-0,314	0,832	0,910	-1,190	-0,439	1,027	0,940	-1,512	-0,467	1,067	0,830	-1,226	-0,452	1,086	1,013
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,307	0,592	0,823	-1,190	-0,404	0,649	0,848	-1,493	-0,427	0,626	0,784	-1,247	-0,415	0,682	0,919
Nivel educativo	0,295	0,061	0,775	1,081	0,909	0,302	0,756	0,931	1,101	0,440	1,033	0,984	1,155	0,418	0,634	0,777
Clase social subjetiva	0,140	0,044	0,768	1,279	0,344	0,105	0,742	1,105	0,183	0,085	0,919	1,315	0,221	0,109	0,618	1,317
Interés en política	-0,084	-0,054	0,937	1,221	-0,015	0,015	1,073	1,207	0,250	0,157	0,736	1,148	0,380	0,133	0,995	1,362
Participación en asociaciones	0,132	0,005	0,905	0,996	0,059	0,063	1,045	1,048	0,099	0,000	1,962	1,000	0,245	-0,020	0,928	1,010
Tamaño de la red personal	0,447	0,210	1,344	1,264	0,376	0,238	1,306	1,324	0,343	0,186	1,214	1,135	0,461	0,292	1,140	1,285
Observaciones tratadas	396				701				2.484				836			
Observaciones de control emparejadas	531				528				1.623				334			
Ancho de banda (<i>bandwidth</i>)	2,862				2,954				2,340				3,136			

Tabla A3.3.
Comparativa de variables de control para el análisis del tamaño de la red (emparejamiento kernel)

	Japón				Corea del Sur				China				Taiwán			
	Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza		Diferencias estandarizadas		Ratio de varianza	
	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar	Sin Emparejar	Tras Emparejar
Sexo (Mujer)	0,297	0,070	0,936	0,968	-0,067	0,007	1,003	1,000	0,005	0,000	0,999	1,000	-0,056	0,042	1,003	0,999
Edad	-0,900	-0,296	0,832	0,915	-1,190	-0,394	1,027	0,938	-1,512	-0,439	1,067	0,834	-1,226	-0,397	1,086	1,012
Edad (al cuadrado)	-0,941	-0,289	0,592	0,828	-1,190	-0,362	0,649	0,856	-1,493	-0,400	0,626	0,791	-1,247	-0,362	0,682	0,933
Nivel educativo	0,295	0,043	0,775	1,070	0,909	0,269	0,756	0,937	1,101	0,409	1,033	0,977	1,155	0,364	0,634	0,783
Clase social subjetiva	0,140	0,041	0,768	1,301	0,344	0,110	0,742	1,091	0,183	0,071	0,919	1,273	0,221	0,102	0,618	1,358
Interés en política	-0,084	-0,053	0,937	1,227	-0,015	0,014	1,073	1,227	0,250	0,148	0,736	1,145	0,380	0,118	0,995	1,360
Participación en asociaciones	0,132	0,008	0,905	0,994	0,059	0,038	1,045	1,027	0,099	0,000	1,962	1,000	0,245	-0,017	0,928	1,008
Confianza en general	-0,013	0,033	0,994	1,021	-0,064	0,034	0,942	1,037	0,002	0,000	0,999	1,000	0,369	0,134	1,180	1,026
Observaciones tratadas	398				698				2.485				836			
Observaciones de control emparejadas	531				522				1.616				329			
Ancho de banda (<i>bandwidth</i>)	2,810				2,703				2,191				2,941			