

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATÓLICA DEL PERÚ**

Escuela de Posgrado



Agentes de la Inclusión: Una evaluación de la expansión de
los agentes bancarios sobre la dinámica de remesas en el
Perú

Tesis para obtener el grado académico de Maestro en Economía
que presentan:

José Antonio Mendoza Sánchez

Mario Jonathan Ríos Gaytán

Asesor:

Angelo Cozzubo Chaparro


Lima, 2023

Informe de Similitud

Yo, Angelo Cozzubo, docente de la Escuela de Posgrado de la Pontificia Universidad Católica del Perú, asesor de la tesis titulado “Agentes de la Inclusión: Una evaluación de la expansión de los agentes bancarios sobre la dinámica de remesas en el Perú”, de los autores José Antonio Mendoza Sánchez y Mario Jonathan Ríos Gaytán, dejo constancia de lo siguiente:

- El mencionado documento tiene un índice de puntuación de similitud de 8%. Así lo consigna el reporte de similitud emitido por el software *Turnitin* el 01/09/2023.
- He revisado con detalle dicho reporte y confirmo que cada una de las coincidencias detectadas no constituyen plagio alguno.
- Las citas a otros autores y sus respectivas referencias cumplen con las pautas académicas.

Lima, primero de septiembre del 2023

Cozzubo Chaparro, Angelo	
DNI: 47901197	Firma:
ORCID: https://orcid.org/0000-0002-7838-0256	

Agentes de la Inclusión: Una evaluación de la expansión de los agentes bancarios sobre la dinámica de remesas en el Perú

Resumen

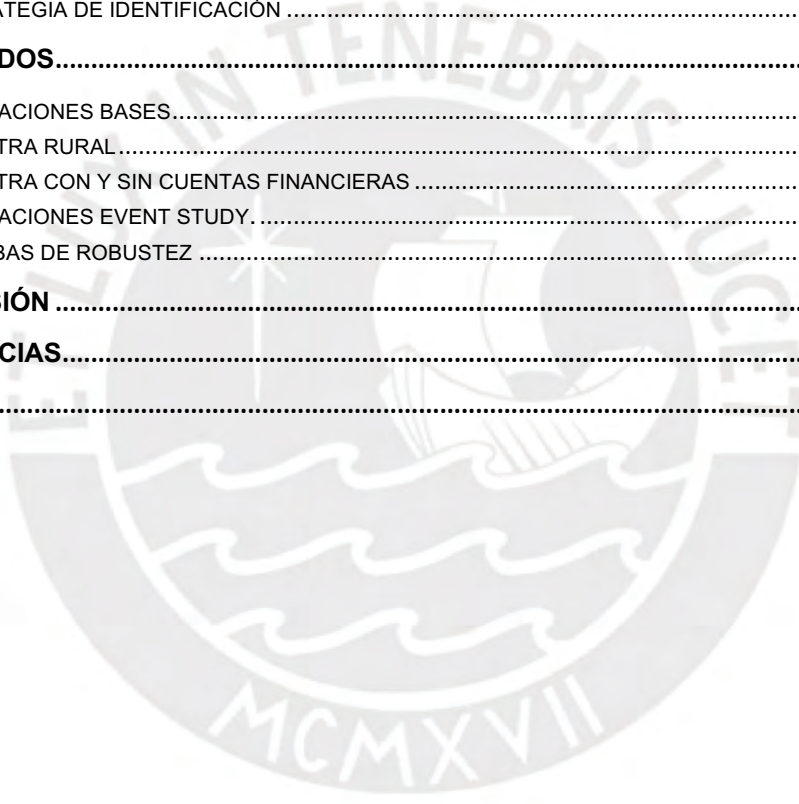
El explosivo incremento de agentes bancarios en el Perú durante los últimos años ha permitido que buena parte de la población fuera de las ciudades pueda acceder, por primera vez, a distintos servicios financieros. La introducción de estos agentes bancarios en áreas con presencia nula de oferta financiera en el Perú se puede asociar a una mejora en las condiciones mínimas de vida de las personas del distrito a través de un aumento en el flujo de remesas privadas.

Para contrastar esto, se explora la variabilidad de la introducción por primera vez de un agente bancario en el distrito a lo largo de 5 años bajo un enfoque de estimación de diferencia en diferencias en múltiples periodos. Adicionalmente, se complementa el análisis inicial con estimaciones de estudios de evento y con pruebas placebos. Como resultado se encuentra que la expansión inicial de un agente bancario en un distrito se asocia con un incremento tanto en la probabilidad de recibir remesas privadas como en el ingreso por remesas privadas, en especial en áreas rurales. Adicionalmente, se encuentra que esta dinámica es particularmente más importante entre la población que no está incluida en el sistema financiero a través de una cuenta.

Palabras claves: Agentes bancarios, Inclusión Financiera, remesas privadas, diferencia en diferencias.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	5
2. REVISIÓN DE LITERATURA	6
3. METODOLOGÍA	8
3.1. BASE DE DATOS	8
3.2. ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN	18
4. RESULTADOS	22
4.1. ESTIMACIONES BASES.....	22
4.2. MUESTRA RURAL.....	24
4.3. MUESTRA CON Y SIN CUENTAS FINANCIERAS	26
4.4. ESTIMACIONES EVENT STUDY.....	29
4.5. PRUEBAS DE ROBUSTEZ	33
5. CONCLUSIÓN	35
6. REFERENCIAS	35
7. ANEXOS	38



1. Introducción

A pesar de que la pandemia impulsó una mayor adopción de servicios financieros, en particular servicios y productos digitales, en el mundo (Demirgüç-Kunt et al , 2022) el escenario peruano pandémico aún exhibe rezagos persistentes en su capacidad de incluir a la población al sector financiero (Trivelli y Mendoza, 2021). Uno de los principales esfuerzos realizados en la última década para cerrar las brechas de acceso a servicios públicos se dió a través del impulso de agentes bancarios. De acuerdo con AFI (2012), el modelo de agentes bancarios se basa en que los bancos permitan que instituciones no bancarias como bodegas, tiendas u otros provean ciertos servicios financieros. Esto resulta particularmente importante en áreas en donde la inversión en una infraestructura bancaria no necesariamente es cubierta por el flujo de montos, como áreas muy alejadas de centros urbanos o áreas rurales (AFI 2012).

Los agentes bancarios ofrecen una nueva infraestructura al sistema financiero que permite reducir costos fijos al expandir servicios financieros en tiendas o negocios de muy pequeña escala (Arraiz, 2020). Esto atiende a ser una alternativa más costo efectiva frente a otras estrategias de expansión de servicios financieros como los cajeros automáticos (ATM's por sus siglas en inglés) (Demirgüç-Kunt et al 2022) u oficinas bancarias (Carabin et al 2016). Incluso frente a estos beneficios es posible pensar en escenarios en donde no se logre expandir el servicio entre usuarios. Mas (2009) propone dos limitantes: dado que se extienden en áreas dispersas, puede que no se logre tener una masa crítica de usuarios que permita sostener el servicio; así, también se requiere que esta masa de usuarios tenga un nivel sostenido de flujos de fondos que permita hacer rentable el negocio para el local en donde se instala.

A pesar de que este servicio se introdujo en el Perú en el 2005 (AFI 2012), no hay evaluaciones cuasi experimentales que den luz acerca de los potenciales efectos en la dinámica de ingresos de los hogares; en particular sobre los flujos de remesas que pueden tener.

El objetivo de esta investigación consiste en evaluar cómo la introducción de un agente bancario en un distrito permite expandir la inclusión financiera en el país a través de un mayor dinamismo en el flujo de remesas privadas. Particularmente se propone investigar cómo la posibilidad de uso de estos agentes bancarios en el distrito afecta ambos lados de la dinámica de remesas privadas; es decir, la probabilidad de recibir y enviar remesas así como sus respectivos montos. Adicionalmente, se plantea evaluar la posibilidad de que un mayor dinamismo en la recepción de transferencias desplace el ingreso laboral, es decir, la posibilidad de algún tipo de *crowd out* entre la disponibilidad del agente bancario y un menor ingreso laboral. Por último, se plantea evaluar posibles heterogeneidades en los resultados a través de la segmentación de la muestra con respecto a individuos en áreas rurales así como para individuos que tienen o no cuentas en el sistema financiero.

Para ello se plantea explotar la expansión escalonada de los agentes bancarios a través de los años 2015-2019 en los distritos del país, particularmente en distritos rurales, mediante el emparejamiento de datos provenientes de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH)

como de datos organizados a partir de los reportes sobre agentes bancarios¹ de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFPs (SBS). Frente al reto de estimar el efecto causal de la introducción de agentes bancarios en los distritos sobre las distintas partes de la dinámica de remesas privadas se propone estimar un modelo de diferencia en diferencias con múltiples periodos (Callaway y Sant'Anna 2021) así como su versión de *event study* enfocada en analizar el supuesto de tendencias paralelas junto con una prueba placebo en donde se aleatoriza la introducción del agente bancario en el distrito.

Los resultados de la investigación indican que la introducción de un agente bancario en el distrito solo afecta un lado de la dinámica de las remesas privadas, el de la recepción de remesas. Esto es más claro para la muestra rural que se beneficia acceder a los servicios brindados por el agente bancario a través de una mayor probabilidad de recibir remesas así como un aumento en el incremento de los fondos transferidos. En contraste, el efecto sobre la probabilidad de enviar una remesa así como en el monto no son significativos en la muestra completa ni en las submuestras evaluadas.

Resalta también que aquellas personas que no poseen cuentas financieras se ven beneficiadas en mayor medida de la disponibilidad de estos servicios a través de un incremento aun mayor en la probabilidad de recibir remesas así como en los montos transferidos. Esto resulta importante para entender que la expansión de servicios financieros no solo permite incluir financieramente a los usuarios que ya cuentan con algún tipo de producto en áreas alejadas, sino, principalmente, a aquellas personas que a pesar de no estar registradas directamente en el sistema a través de un producto se ven beneficiadas del sistema financiero. No solo se extiende los servicios para los usuarios del sistema sino también para personas “no usuarias”. En contraste, los resultados para la muestra que ya posee cuentas financieras resultan no significativos; una hipótesis de explicación es que al ya contar con productos financieros pueden usar otros canales alternativos para movilizar depósitos o transferencias.

En este sentido, el estudio contribuye no solo a aportar evidencia empírica de cómo la inclusión financiera ha logrado expandirse por áreas no esperadas a través de la expansión de un servicio relativamente menos costoso como son los agentes bancarios sino también a promover nuevas innovaciones tecnológicas que ofrezcan servicios a poblaciones que no cuentan con medios tradicionales de enrolamiento en el sistema financiero.

2. Revisión de literatura

Los estudios sobre inclusión financiera tienden a enfocarse o en las características de hogares (demanda) o en las características del sistema financiero (oferta), los casos de interrelación de ambos tienden a enfocarse en unidades agregadas como en Gehrung (2021) a nivel país o Urdy y Rivadeneira (2021) a nivel de distritos. Gehrung (2021) encuentra que el número total de cajeros automáticos, cuentas bancarias y número de oficinas bancarias incrementó el crecimiento económico y reduce la desigualdad económica mientras que Urdy y Rivadeneira (2021) emparejan distritos usando un propensity score

¹ Los reportes de la SBS nombran a los agentes bancarios como agentes corresponsales. Se decidió usar el término agente bancario para estar en sintonía con la literatura económica internacional.

para analizar cómo la presencia del sistema financiero afecta la desigualdad encontrando que solo la presencia del Banco de la Nación logra disminuir la desigualdad.

En el caso de los estudios desde la demanda, Alfageme y Ramírez-Rondán (2018) extienden el estudio del acceso a servicios financieros en los hogares peruanos desde el 2004 usando la ENAHO. Para ello construyen una medida propia de inclusión financiera antes de la implementación de preguntas sobre inclusión en la encuesta en el 2015 y encuentran que la probabilidad de participar en el sistema financiero decrece cada vez más en las áreas rurales, en especial entre los hogares pobres o con condiciones inadecuadas de su vivienda. Usando una encuesta especializada en servicios financieros, Sotomayor et al (2018) encuentran que la cercanía a algún punto de atención financiero aumenta la demanda de uso de cuentas de ahorro en áreas urbanas, mientras que una mayor distancia se correlaciona con un aumento en el uso de créditos informales. También se encontró que un mayor nivel socioeconómico se correlaciona con una mayor probabilidad de acceso al crédito.

Desde el lado de la oferta financiera, resalta el estudio de CGAP (2016) que busca evaluar el efecto de introducir agentes bancarios del Banco de la Nación en distritos focalizados de la sierra sur del Perú en población que recibe transferencias condicionadas. Luego de la intervención se encuentra que la instalación del agente genera un aumento en la probabilidad de usarlo para recibir el dinero de programa social pero no tienen efectos significativos sobre la conducta de ahorro. Bachas et al (2021) también diseñan una intervención para analizar si la entrega de tarjetas de débito activa mejorar la capacidad de ahorro de los hogares encontrando que sí hay un efecto significativo en el ahorro a través de un menor nivel de consumo. El contraste de resultados se entiende a partir de las distintas composiciones de las muestras.

En una línea similar de evaluación de agentes bancarios, Arraíz (2020) evalúa los beneficios comerciales que puede generar los negocios que ofrecen los servicios de agentes bancarios en áreas urbana de Ecuador. Así, se encuentra que proveer este tipo de servicios no solo mejora las condiciones económicas del negocio sino también fomenta que el comerciante acceda y use productos financieros.

Los estudios sobre efectos de agentes bancarios no son ocurrentes en la literatura y, en cambio, se basan en levantamiento de información primaria, como en Arraíz (2020), Galiani et al (2022) o CGAP (2016). Es debido a esto que la presente investigación busca dar una respuesta empírica a uno de los posibles efectos de los agentes bancarios usando tanto información administrativa como información de encuestas.

En términos de la dinámica de las remesas privadas, es posible pensar que los posibles efectos no solo se explican a partir de que el sector financiero expande su oferta a un menor costo; sino que los hogares pueden reducir su costo de búsqueda de servicios financieros a partir de la llegada de un agente bancario. Alvarez y Lippi (2009) desarrollan un modelo para entender la demanda por efectivo y la expansión de cajeros automáticos a partir del parámetro de costo de retiro de dinero en el cajero automático y del parámetro de probabilidad de encontrar un cajero.

En esa línea, es posible adaptar el modelo para racionalizar la introducción de una gente bancario. En ausencia de un agente bancario, en los datos esto también coincide con ausencia de cualquier otro tipo de infraestructura financiera en el área, la persona debe

afrontar un “costo de emparejamiento” para hacer uso de los fondos que pueda tener o, en este caso, de los fondos que le puedan ser transferidos. Por ejemplo, un individuo puede incurrir en un costo fijo para movilizarse al distrito más cercano que cuenta con métodos de acceder a fondos guardados o transferidos. Este costo puede ser incluso prohibitivo en la medida de que no logre cubrir los beneficios de las transferencias. Entonces, un agente bancario atiende directamente a reducir los costos de transacción para toda persona que pueda hacer uso de los servicios que se ofrecen.

3. Metodología

3.1. Base de datos

Para evaluar el efecto de la introducción de un agente bancario en la dinámica de transferencias de los hogares se usan dos fuentes de información. En primer lugar, se usan datos administrativos a nivel distrital y trimestral sobre la disponibilidad de agentes bancarios de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFPs (SBS); y, se usan la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH), en particular los módulos de empleo, características del hogar, así como el módulo de variables calculadas, sumarias.

La SBS genera reportes acerca de la presencia de agentes bancarios en los distritos del país de manera trimestral. Estos informes permiten identificar en qué trimestre un distrito comienza a tener un agente bancario, así como permite identificar a qué tipo de institución financiera pertenece, así como a qué empresa. Las instituciones financieras que son identificadas dentro de las estadísticas de la SBS son: la banca múltiple, las empresas financieras, las cajas de ahorro y crédito, las cajas rurales de ahorro y crédito, las entidades de desarrollo para la pequeña y microempresa; así como a la banca pública a través del Banco de la Nación. Las empresas de cada tipo de institución financiera corresponden a las denominaciones específicas, por ejemplo, en la Banca Múltiple se tiene al BBVA, BCP, Interbank, etc.

A partir de la apilación de todas las publicaciones trimestrales de la SBS se construye una base panel a nivel de empresa financiera en cada trimestre. Esto permite crear una base de datos a nivel de distrito trimestre en donde el distrito que cuenta con al menos un agente bancario en el periodo es identificado como tratado mientras que en caso contrario se identifica al distrito como control. Este procedimiento implica discrecionalizar la presencia de una gente bancario en el distrito, es decir, no estudiar el efecto del número de agentes bancarios y solo limitarse al cambio entre no tener y tener.²

Estas publicaciones se encuentran disponibles desde el 2011 pero el uso se limita a los datos publicados entre el primer trimestre del 2015 y el último trimestre del 2019. La limitación del 2015 corresponde al inicio de las publicaciones del módulo de inclusión

² El marco econométrico para la evaluación de un tratamiento continuo se encuentra en desarrollo, un buen punto de partida se encuentra en el documento de trabajo de Callaway et al (2021) en donde se desarrollo el concepto de *average causal response for the treatment group* (ACRT) como una medida de identificación causal de la dosificación de un tratamiento.

financiera de la ENAHO mientras que se restringe la fecha de evaluación hasta el 2019 para no tomar en cuenta los periodos de pandemia.

La figura 1 muestra la evolución de la presencia de agentes bancarios en el Perú desde el inicio de la publicación de los reportes. En términos extensivos, el número de distritos con agente bancario pasó de 458 para el primer trimestre del 2011 a 1563 distritos para el final del 2019, esto significa pasar de una cobertura de poco menos del 25% del total de distritos a casi 85% del total para fines del periodo de análisis. En términos intensivos, el número de AB para fines del 2019 fue doce veces mayor que el número de agentes bancarios para el primer trimestre delm 2011, esto representa una tasa de crecimiento de alrededor de 1134%, figura 2.

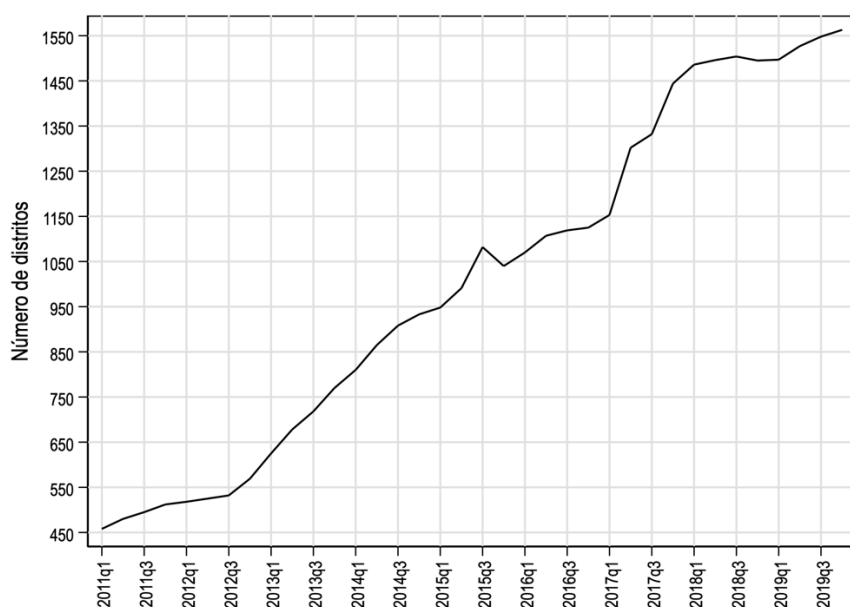


Figura 1: Número de distritos con agentes bancarios por trimestre. Fuente: SBS.

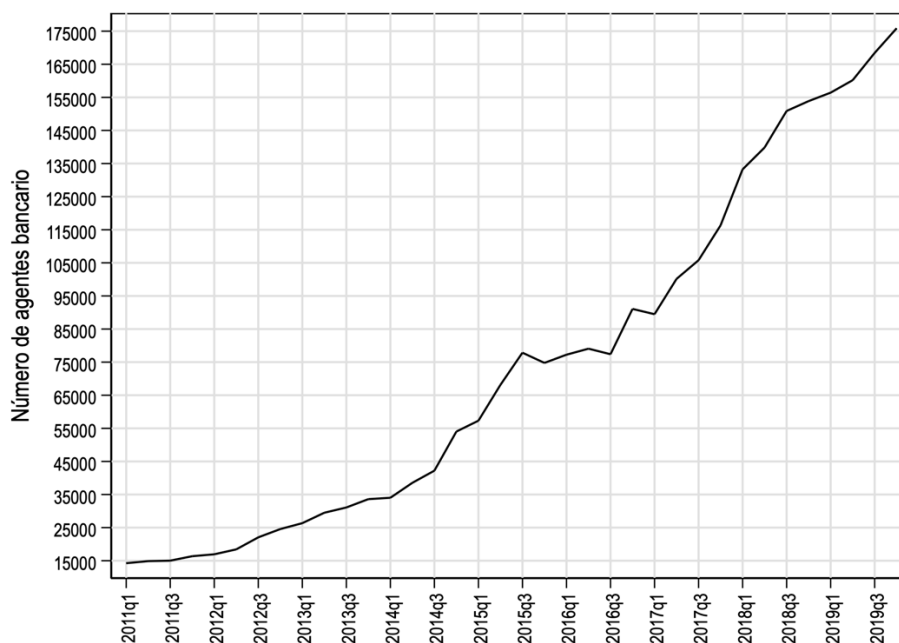
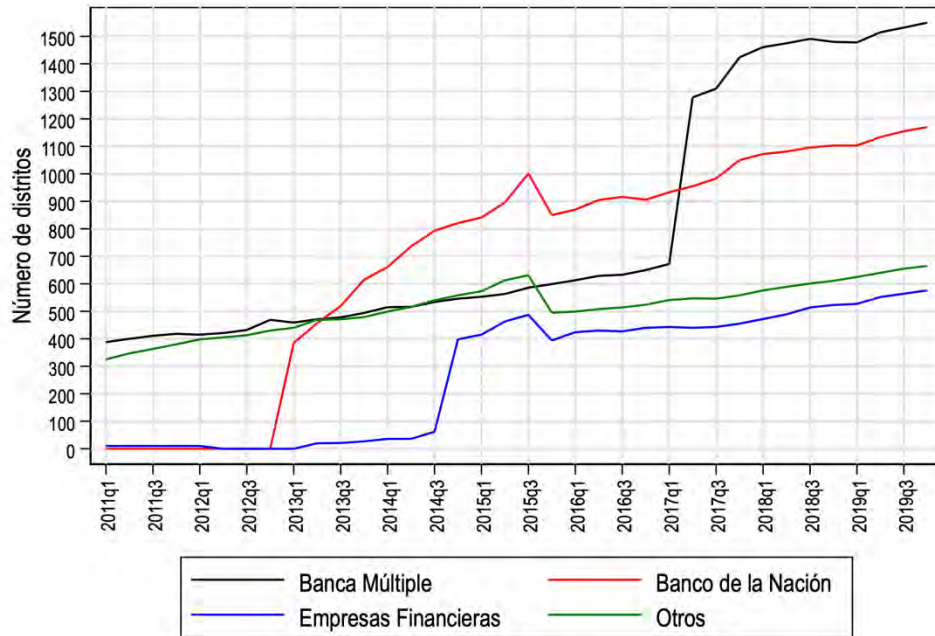


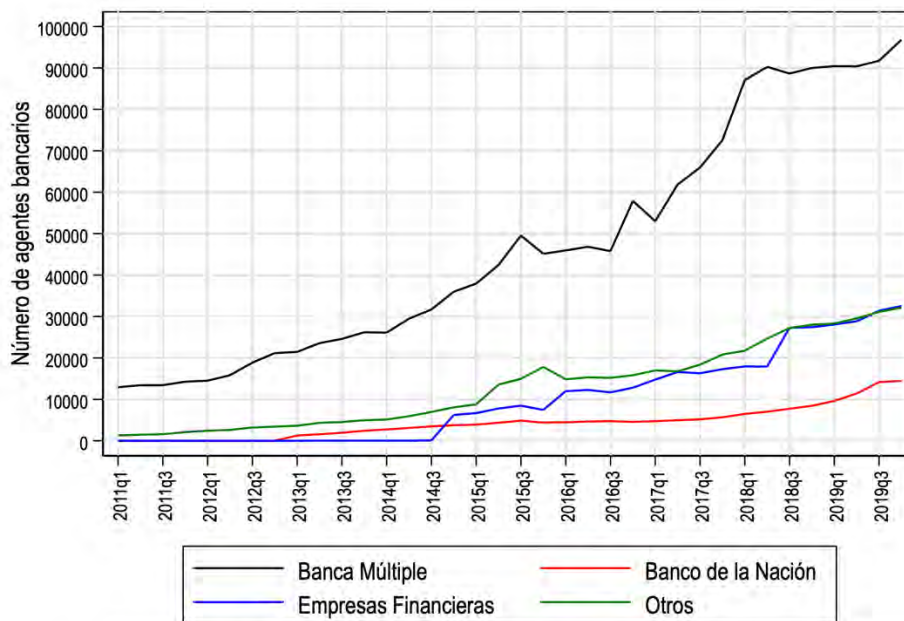
Figura 2: Número total de agente agentes bancarios por trimestre. Fuente: SBS.

La figura 3 presenta la evolución del número de distritos con agentes bancarios por tipo de institución financiera mientras que la figura 4 presenta el número de agentes bancarios por tipo de institución financiera a nivel nacional en cada trimestre. La figura 3 presenta saltos discretos en el número de distritos cubiertos por agentes bancarios. El primer salto corresponde al número de distritos con agente bancario de empresas financieras entre el tercer trimestre del 2014 y el cuarto trimestre del 2014. El segundo salto corresponde a los distritos cubiertos por agentes bancarios de la banca múltiple entre el primer y segundo trimestre del 2017. El primer salto discreto resulta irrelevante para la investigación dado que la muestra final inicia en el año 2015. En cambio, el segundo salto en la expansión de la cobertura de distritos sí resulta importante dado que se encuentra dentro del periodo de datos disponibles. Una hipótesis para entender esto es que se trata de una estrategia de expansión hacia nuevos mercados por parte de la banca privada. A pesar de esto, el número total de agentes bancarios no presenta un cambio brusco, como lo muestra la figura 4 para el mismo periodo. Un cambio discreto en el total nacional haría pensar en la posibilidad de un error de medición debido a que se agregarían unidades de agentes bancarios de manera extraordinaria.



Otros incluye Cajas Municipales, Caja Rurales y Entidades de Desarrollo para la Pequeña y Microempresa (Edpymes).

Figura 3: Número de distritos con agentes bancarios por trimestre por tipo de institución financiera. Fuente: SBS.



Otros incluye Cajas Municipales, Caja Rurales y Entidades de Desarrollo para la Pequeña y Microempresa (Edpymes).

Figura 4: Número total de agente agentes bancarios por trimestre por tipo de institución financiera. Fuente: SBS.

Las variables de resultado se construyen a partir del módulo de empleo de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH). Dentro del módulo se encuentra una sección de transferencias corrientes que permite identificar nueve tipos de transferencias realizada en los últimos 6 meses del encuestado: por pensión de divorsión o separación, por pensión de alimentos, por remesas de otros hogares o personas, por pensión de jubilación, por viudez u orfandad, por transferencias del programa JUNTOS, por transferencias del programa Pensión 65, por otras transferencias de instituciones públicas o privadas; y, por otras transferencias de hogares. Adicionalmente, los casos de transferencias privadas se pueden dividir por el tipo de origen: nacional o extranjero.

A partir de esto se construye la variable de recepción de remesas privadas que toma el valor de 1 cuando el individuo recibe una transferencia de otro hogar y toma el valor de 0 en caso contrario. Adicionalmente, se dividen los casos cuando la transferencia tiene origen nacional y cuando tiene origen extranjero. También se toma como variable de resultado al monto de remesa reportado tanto total como nacional y extranjero.

La siguiente variable de resultado considera el caso de envío de remesas. En este caso solo se tiene información a nivel del hogar por lo que la variable toma el valor de 1 si algún miembro del hogar realizó una transferencia privada³ y 0 en caso contrario. Al igual que en el caso de recepción de remesas se considera el monto de envío de remesas privadas como variable de resultado adicional.

Por último, una de las hipótesis propuestas inicialmente indica que puede existir un *trade-off* entre la recepción de remesas y el ingreso laboral que la persona puede recibir. Para ello se construye una variable adicional igual al ingreso laboral de la persona, esto incluye los ingresos de las ocupaciones principales y secundarias de la persona tanto en su condición de trabajador dependiente como trabajador independiente. La tabla 1 presenta la definición de las variables de resultado presentadas.

Tabla 1. Lista de variables de resultado

Variable	Definición
Recepción de Remesa, cualquier tipo	Igual a 1 si recibe cualquier tipo de remesa, 0 en caso contrario
Recepción de Remesa, nacionales	Igual a 1 si recibe remesas nacionales, 0 en caso contrario
Recepción de Remesa, extranjeras	Igual a 1 si recibe remesas extranjeras, 0 en caso contrario
Monto de Remesa recibido, total	Monto total de remesa recibida en soles del 2021
Monto de Remesa recibido, nacional	Monto total de remesa recibida de origen nacional en soles del 2021

³ Particularmente se usa la opción de “Remesas, donaciones o regalos a miembros del hogar que están fuera de él” y “Remesas periódicas a otros familiares que no residan en la vivienda”.

Monto de Remesa recibido, extranjero	Monto total de remesa recibida de origen extranjero en soles del 2021
Envío de Remesa	Igual a 1 si el hogar envía remesa, 0 en caso contrario
Monto de Remesa enviada	Monto total de remesa enviada por el hogar en soles del 2021
Ingreso Laboral	Ingreso por trabajo dependiente o independiente en las ocupaciones principales o secundarias.

Fuente: ENAHO

Por último, se toma como variables de control al sexo, la edad, la condición laboral, los años de educación, la pertenencia a un área rural⁴ y si tiene algún tipo de cuenta financiera. El módulo de empleo contiene información para personas desde los 14 años pero se restringe la muestra para aquellos mayores de 18 años debido a que se busca analizar a los potenciales usuarios adultos.

La tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos de estas variables para los datos completos de la ENAHO. Esto tiene como objetivo poder comparar qué tan distinta es la muestra final de análisis con respecto a los datos iniciales de la encuesta.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos ENAHO⁵

VARIABLES	Promedio	Desviación Estándar	Min	Max	N
Recepción de Remesa, cualquier tipo	0.05	0.21	0.00	1.00	325,824
Recepción de Remesa, nacionales	0.04	0.20	0.00	1.00	325,824
Recepción de Remesa, extranjeras	0.00	0.06	0.00	1.00	325,824

⁴ Para identificar que una persona vive en un área rural se usa los tipos de estratos dentro del diseño de muestreo de la ENAHO. Particularmente, se considera que una persona vive en un área rural si pertenece a un área de empadronamiento rural o si vive en un área de menos de 401 viviendas.

⁵ Dado que se tiene ceros en las variables de montos de envío y recepción de remesas, tomar el logaritmo de las observaciones reduciría el tamaño de la muestra a solo observaciones con valores positivos. Frente a esto, se propone usar la transformación de seno inverso hiperbólico como sustituto al logaritmo en base a que esta transformación si está definida sobre valores iguales a cero. Adicionalmente, esta transformación permite, plausiblemente, interpretar los resultados como un modelo log-lineal. A esta transformación también se lo conoce como asinh. Bellemare y Wichman (2019) proponen algunas indicaciones para el uso de esta transformación. En el caso en donde se tengan “muchos” (no hay una regla explícita para definir mucho) ceros dentro de la variable se pueden usar transformaciones alternativas como una función Poisson o una función binomial negativa.

asinh(Monto de Remesa recibido, total)	0.24	1.14	0.00	10.15	325,824
asinh(Monto de Remesa recibido, nacional)	0.23	1.09	0.00	10.12	325,824
asinh(Monto de Remesa recibido, extranjero)	0.02	0.36	0.00	9.29	325,824
Envío de Remesa	0.04	0.19	0.00	1.00	322,552
asinh(Monto de Remesa enviada)	0.28	1.48	0.00	11.70	325,824
asinh(Ingreso Laboral)	7.98	3.60	0.00	14.29	325,824
Mujer	0.46	0.50	0.00	1.00	325,824
Edad	43.69	15.85	18.00	98.00	325,824
Rural	0.44	0.50	0.00	1.00	278,854
Ocupado	0.96	0.19	0.00	1.00	325,824
Cuenta Financiera	0.36	0.48	0.00	1.00	325,824

Fuente: ENAHO. El término asihn() indica que se está tomando el seno inverso hiperbólico de la variable.

Para poder emparejar a cada observación dentro de la ENAHO con los datos de su distrito durante su trimestre de encuesta se recuperan las variables de fecha de encuesta, así como el distrito en donde el encuestado completa su información. Entonces, el emparejamiento para la construcción de la muestra final de datos se realiza con el trimestre de encuesta y con el trimestre de información en los reportes de la SBS, así como con el distrito en cuestión (esto a través del uso del código de 6 dígitos que identifica a cada distrito). Así, a una persona se le asigna la condición de vivir en un distrito con o sin al menos un agente bancario en su trimestre. Esto puede conllevar a introducir un error de medición cuando la introducción de un agente bancario en un distrito se realiza en un mes posterior al mes de encuesta dentro del mismo trimestre. Dadas las limitaciones en los datos de la SBS, no es posible identificar el mes específico de introducción del agente bancario por lo que el supuesto clave en este emparejamiento es que todas las personas entrevistadas dentro de un trimestre reciben el agente bancario antes de ser encuestadas.

El universo total de casos se puede dividir en dos grupos de acuerdo al periodo en donde son encuestados. Aquellos que son entrevistados en distritos que nunca reciben un agente bancario dentro del periodo de análisis se clasifican como *nunca tratado* (*never treated*), aquellos entrevistados que viven en distritos que tienen un agente bancario a lo largo del periodo de análisis se clasifican como tratados. A partir de este grupo, es posible definir tres grupos específicos de acuerdo a la comparación entre la fecha de entrevista y la fecha de introducción del agente bancario en el distrito. Aquellos que viven en distritos con agente bancario desde el primer trimestre de análisis se clasifican como *siempre tratados* (*always*

treated), aquellos que son entrevistados en un periodo previo al trimestre de introducción del agente bancario en su distrito son clasificados como *todavía no tratados* (*not yet treated*) y, por último, aquellos que son entrevistados en un periodo posterior al trimestre de introducción del agente bancario en su distrito como *ya tratados* (*treated*). A pesar de que es posible usar la submuestra de nunca tratados como grupo de comparación, la muestra en este caso resulta muy pequeña para poder generar resultado por lo que se descarta. Dada la metodología propuesta por Callaway y Sant’Anna (2021), el grupo de observaciones clasificadas dentro de “Siempre Tratados “no son consideradas en la evaluación. La figura 5 presenta un diagrama de esta segmentación de casos:



Figura 5. Composición de la muestra. Los cuadros en azul representan las muestras usadas en las estimaciones mientras que los cuadros en rojo representan las muestras no consideradas.

La figura 6 presenta la composición final de la muestra en términos de los números de observaciones para los casos *todavía no tratados* (*not yet treated*) así como para los casos *tratados* (*treated*). Mientras que el gráfico 7 presenta el número de distritos en la muestra final para cada trimestre.

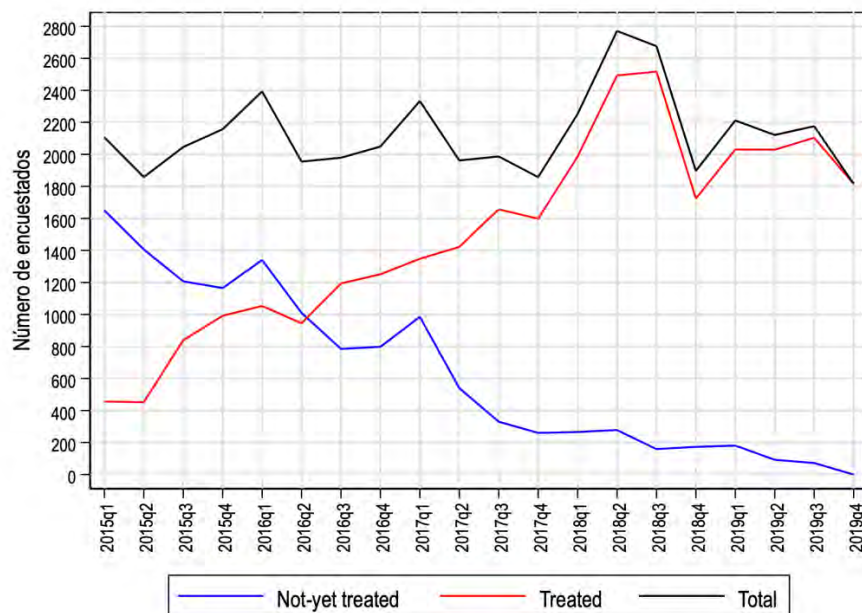


Figura 6. Número de observaciones totales por trimestre. Fuente: ENAHO, SBS.

A lo largo de todos los periodos de análisis se tiene alrededor de 2100 encuestados por trimestre para alrededor de 142 distritos en la muestra por trimestre.

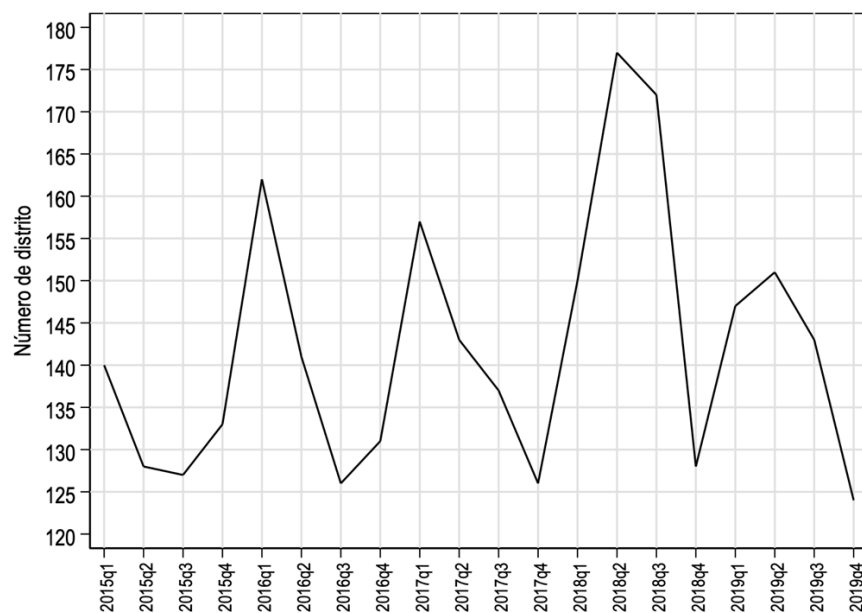


Figura 7. Número total de distritos por trimestre. Fuente: ENAHO, SBS.

En contraste con la tabla 2 de estadísticos descriptivos para la muestra completa de datos de ENAHO, la muestra final de análisis se diferencia principalmente por tener

observaciones principalmente en áreas rurales, alrededor del 91% de casos frente al 44% de la base inicial.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos, muestra final

Variables	Promedio	Desviación Estándar	Min	Max	N
Recepción de Remesa, cualquier tipo	0.04	0.20	0.00	1.00	42,604
Recepción de Remesa, nacionales	0.04	0.20	0.00	1.00	42,604
Recepción de Remesa, extranjeras	0.00	0.03	0.00	1.00	42,604
asinh(Monto de Remesa recibido, total)	0.20	0.98	0.00	8.22	42,604
asinh(Monto de Remesa recibido, nacional)	0.20	0.97	0.00	7.86	42,604
asinh(Monto de Remesa recibido, extranjero)	0.01	0.20	0.00	8.22	42,604
Envío de Remesa	0.05	0.21	0.00	1.00	42,604
asinh(Monto de Remesa enviada)	0.36	1.63	0.00	10.64	42,604
asinh(Ingreso Laboral)	6.42	3.94	0.00	11.97	42,604
Mujer	0.46	0.50	0.00	1.00	42,604
Edad	46.43	16.84	18.00	98.00	42,604
Rural	0.91	0.29	0.00	1.00	42,604
Ocupado	0.98	0.13	0.00	1.00	42,604
Cuenta Financiera	0.24	0.43	0.00	1.00	42,604

Fuente: ENAHO. El término asihn() indica que se está tomando el seno inverso hiperbólico de la variable.

Esta diferencia no resulta sorprendente dado que se está enfocando el análisis a contextos que recién durante el periodo de análisis reciben un agente bancario, lo que excluye en buena medida a las áreas urbanas más grandes del país.

La figura 8 presenta el mapa del Perú con los distritos dentro de la muestra final de análisis. De este total, solo alrededor de 5% de distritos corresponden a distritos capitales de provincia. Adicionalmente, para todo el periodo de análisis, solo el distrito de Constitución en la provincia de Oxapampa en la región de Pasco recibe una oficina bancaria en el segundo trimestre del 2018. El resto de distritos nunca recibe una oficina bancaria de ningún

tipo de institución financiera en todo el periodo de análisis. Esto refuerza la idea de que la muestra se caracteriza por ser particularmente rural y con nula presencia adicional de instituciones financieras.

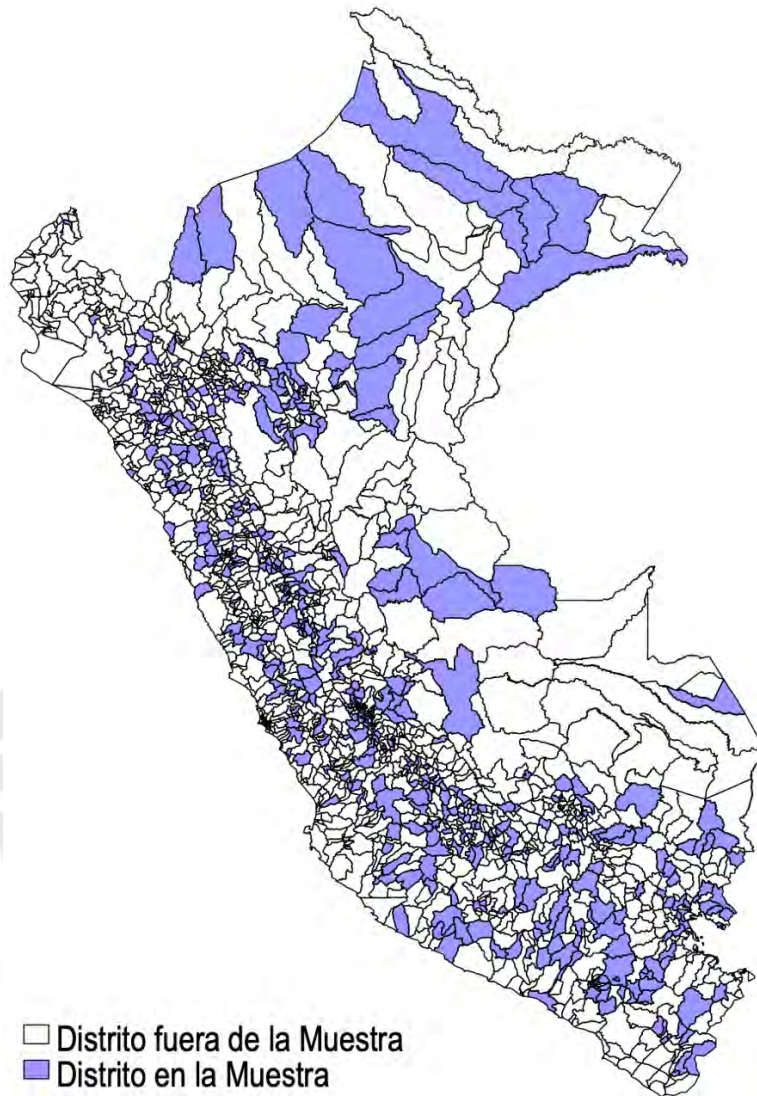


Figura 8. Mapa del Perú con distritos dentro de la muestra final en azul.

3.2. Estrategia de identificación

El método de diferencia en diferencias permite identificar un efecto causal, bajo el cumplimiento de que, ante la ausencia del tratamiento, el resultado en el grupo de tratamiento se compartía de manera idéntica al grupo de control. El esquema inicial en donde se tiene dos periodos y dos grupos se puede complejizar considerando distintos diseños de tratamiento. Roth et al (2023) resume algunas de las extensiones más frecuentes al caso más simple. La flexibilidad del método lo ha vuelto uno de los más populares dentro de la literatura de la economía aplicada (De Chaisemartin y D'Haultfœuille, 2022).

Para entender cómo se construye el estimador del efecto se puede adoptar el esquema de resultados potenciales en base a resultados observados (como en Rubin 1974, Callaway y Sant'Anna 2021, Roth et al 2023, Angrist y Pischke, 2009).

Sean los resultados potenciales:

- Y_{it}^1 el valor potencial de la variable dependiente para la unidad i en el periodo t cuando se es tratado.
- Y_{it}^0 el valor potencial de la variable dependiente para la unidad i en el periodo t cuando se es control.

Es posible identificar el resultado esperado para el caso tratado y no tratado cómo:

$$E[Y_{it}^0] = \alpha_i + \alpha_t$$

$$E[Y_{it}^1] = \alpha_i + \alpha_t + \delta D_{it}$$

En donde α_i y α_t son los efectos fijos a nivel de individuo y periodo mientras que D_{it} es una variable indicadora que toma el valor de 1 cuando i recibe el tratamiento y 0 en caso contrario. Cuando $i = C$, control y para $t = \{0,1\}$ se obtiene:

$$E[Y_{C,1}^0] = \alpha_1 + \alpha_C$$

$$E[Y_{C,0}^0] = \alpha_0 + \alpha_C$$

Por lo que:

$$E[Y_{C,1}^0] - E[Y_{C,0}^0] = \alpha_1 - \alpha_0 \quad (1)$$

Mientras que para $i = T$ se obtiene:

$$E[Y_{T,1}^1] = \alpha_1 + \alpha_T + \delta$$

$$E[Y_{T,0}^1] = \alpha_0 + \alpha_T$$

Por lo que:

$$E[Y_{T,1}^1] - E[Y_{T,0}^1] = \alpha_1 - \alpha_0 + \delta \quad (2)$$

Entonces reemplazando (1) en (2) se identifica que δ es idéntico a:

$$\delta = (E[Y_{T,1}^1] - E[Y_{T,0}^1]) - (E[Y_{C,1}^0] - E[Y_{C,0}^0]) \quad (3)$$

Entonces, el objetivo es recuperar el valor de δ a partir de los resultados observados como medida del tratamiento. En términos de los resultados observados, δ es equivalente a:

$$\delta = (E[Y_{it}|i = T, t = 1] - E[Y_{it}|i = T, t = 0]) - (E[Y_{it}|i = C, t = 1] - E[Y_{it}|i = C, t = 0]) \quad (4)$$

Es decir, el efecto causal de diferencia en diferencias debería ser equivalente a la diferencia entre tratados y control luego de diferenciar los periodos. El principal supuesto para poder tomar (4) como equivalente de (3) es el supuesto de tendencias paralelas. Esto implica que, de no haber recibido el tratamiento, la unidad en el grupo de tratamiento debería comportarse como la unidad de control. Adicionalmente, se requiere que la asignación del

tratamiento no tenga un efecto causal antes de la implementación; esto significa que los individuos no anticipen la puesta en marcha del tratamiento.

Dado que la introducción de un agente bancario en un distrito ocurre en múltiples periodos se requiere adaptar el modelo básico de diferencias en diferencias para que permita evaluar un tratamiento escalonado; es decir, que se extiende por los distritos en diferentes periodos. Para ello se propone estimar el modelo propuesto por Callaway y Sant'Anna (2021) en donde se estima el efecto a nivel de cada cohorte de introducción de un agente bancario en el periodo de tiempo.

La estimación a la Callaway y Sant'Anna (2021) se basa en las críticas de Abraham y Sun (2021) y Goodman-Bacon (2021) acerca de evaluar estos “despliegues escalonados” con modelos basados sólo en la introducción de efectos fijos. Particularmente, Goodman-Bacon (2021) señala que en una estimación sólo basada en efectos fijos ante un tratamiento escalonado en múltiples periodos:

- El coeficiente obtenido es un promedio ponderado de todos los posibles estimadores 2x2 de diferencia en diferencias. Esto hace referencia a todos los coeficientes estimables para cada combinación cohorte de dos grupos y dos periodos. La ponderación de cada coeficiente depende del tamaño de la muestra en esa cohorte y del tamaño de la varianza de la variable categórica de asignación del tratamiento.
- La ponderación de los coeficientes puede generar que se sub pondere los resultados cercanos al centro del periodo de evaluación dado que usualmente hay menos varianza en las colas.

Esto tiene implicancia al momento de definir los grupos de control, dado que una ponderación puede, incluso incluir pesos negativos y generar sesgos cambian el signo (Goodman-Bacon 2021). En casos de evaluación de paneles en donde la unidad de asignación del tratamiento y la unidad de análisis son los mismos se pueden estimar una descomposición de Bacon (Goodman-Bacon 2019) que permita medir la presencia de los sesgos por estimación basada solo en efectos fijos. En el presente caso, la unidad de asignación del tratamiento está a un nivel de agregación superior (distrito) a la unidad de análisis (individuo) (esto se llama panel de cortes repetidos).

Bajo el método de Callaway y Sant'Anna (2021) se define el efecto causal de la variable de interés como un efecto promedio del tratamiento para un grupo-periodo (*group-time average treatment effect* o $ATT(g,t)$). En donde un grupo se define como los tratados y control para cada periodo. Bajo este esquema, se tienen τ periodo ($t = 1, \dots, \tau$) en donde: en cada periodo la variable categórica D_{it} toma el valor de 1 si i es tratado y 0 en caso contrario; también, se define una variable G_{ig} que toma el valor de 1 si el individuo es tratado por primera vez en el periodo g y toma valor 0 en caso contrario; y, por último, se define C como una variable que toma el valor de 1 si el individuo nunca es tratado y 0 en caso contrario.

Entonces, se puede construir una probabilidad de que un individuo sea tratado condicional al conjunto de covariables X y condicional a pertenecer al grupo g o a un grupo de control C :

$$p_g(X) = P(G_g = 1 | X, G_g + C = 1) \quad (5)$$

Dada esta propensión, los autores proponen estimar el efecto promedio del tratamiento para el grupo-periodo ($ATT(g,t)$) a partir de una estimación no paramétrica:

$$ATT(g,t) = E \left[\left(\frac{G_g}{E[G_g]} - \frac{\frac{P_g(X)C}{1-p_g(X)}}{E \left[\frac{p_g(X)C}{1-p_g(x)} \right]} \right) \right] \quad (6)$$

Bajo esta identificación se pondera explícitamente el efecto de acuerdo a la propensión estimada previamente. Siguiendo a Baker (2019), la intuición detrás de este método reside en tomar observaciones solo del grupo de control y del grupo g para luego darle más pesos a los casos que son similares en el grupo de control y en el grupo g mientras que se da un menor peso a aquellos casos en donde el grupo de control y el grupo g no comparten similitudes, a partir de la propensión estimada inicialmente.

Callaway y Sant'Anna (2021) proponen distintas opciones de agregación de los $ATT(g,t)$. En general, estas agregaciones siguen la siguiente forma:

$$\theta = \sum_{g \in G} \sum_{t=2}^{\tau} \omega(g,t) ATT(g,t)$$

En donde θ representa la medida agregada de efecto y ω representa una función de ponderación para todo $g \in G$ y $t \in \tau$. En este caso se tomarán dos formas. En el primer caso se estima la agregación total de todos los $ATT(g,t)$ de la siguiente manera:

$$\theta_W^0 = \frac{1}{\kappa} \sum_{g \in G} \sum_{t=2}^{\tau} \mathbf{1}\{t \geq g\} ATT(g,t) P(G = g | G \leq \tau) \quad (7)$$

$$\kappa = \sum_{g \in G} \sum_{t=2}^{\tau} \mathbf{1}\{t \geq g\} P(G = g | G \leq \tau)$$

La segunda forma de agregación descompone el efecto más agregado de acuerdo al periodo de evento, e . El periodo de evento se define como los periodos con respecto al inicio del tratamiento en cada persona. De esta manera el efecto del tratamiento se puede definir como:

$$\theta_{es}(e) = \sum_{g \in G} \mathbf{1}\{g + e \leq \tau\} P(G = g | G + e \leq \tau) ATT(g, g + e) \quad (8)$$

La ecuación (8) también se puede llamar como estimación *event study*. Esta estimación busca descomponer el efecto agregado total en cada uno de los periodos con respecto al evento, e . Es decir, responde a dos objetivos. En primer lugar, puede servir como evidencia para identificar la presencia o ausencia de cambios significativos en las variables de resultados antes del inicio del tratamiento. También permite entender la dinámica del tratamiento en los periodos posteriores del inicio.

4. Resultados

4.1. Estimaciones bases

Dado que no es posible saber si una observación dentro de la muestra efectivamente usa el agente bancario luego de que entra en su distrito no es posible estimar un efecto promedio del tratamiento (*average treatment effect* o ATE) en cambio se estima una intención del tratamiento (*intent to treat effect* o ITT). El ITT estima el efecto de ser asignado al grupo de control y no de efectivamente usar el tratamiento (Angrist y Pischke, 2009). Dada esta limitación, se usa la muestra final para estimar las ecuaciones (7) y (8).

Cabe aclarar que las variaciones en las muestras usadas en las estimaciones difieren de la muestral final descrita previamente debido a que el método de Callaway y Sant’Anna (2021) requiere que se tenga un panel balanceado a nivel de la unidad de asignación, en este caso el distrito, para cada cohorte. Es decir, en cada cohorte se debe tener datos disponibles tanto para el grupo de control como para el grupo de tratamiento en el periodo previo y posterior. Los casos que no logran tener estos datos no son considerados en la estimación final.

La tabla 4 presenta los resultados para la probabilidad de recibir remesas en tres escenarios, cualquier tipo de remesa privada, remesas privadas nacionales y remesas privadas extranjeras; tanto agregando un vector de controles como no. Los resultados indican que recibir un agente bancario por primera vez en el distrito se asocia con un aumento de poco más del 1% en la probabilidad de recibir remesas privadas de cualquier tipo, al 10% de significancia.

Tabla 4: Resultados para recepción de remesas

	Recibe Remesas		Recibe Remesas Nacionales		Recibe Remesas Extranjeras	
	No	Sí	No	Sí	No	Sí
ITT	0.0103 (0.00646)	0.0133* (0.00709)	0.00893 (0.00644)	0.0121* (0.00707)	0.0103 (0.00646)	0.0133* (0.00709)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	33,318	31,505	33,318	31,505	33,318	31,505

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant’Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral, tenencia de cuenta e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

A pesar de tener un efecto pequeño en la probabilidad de recibir remesas, se encuentra que hay un aumento de alrededor del 6% en el ingreso por remesas de cualquier origen. Este es explicado particularmente por las remesas de origen extranjero. A pesar de tener

un resultado que indique que el canal de transferencias es a través de fondos extranjeros resulta poco creíble que efectivamente los agentes bancarios sean los receptores debido a que se requiere que alguien dentro del país efectivamente use el canal para efectuar la transferencia. Una hipótesis detrás es que los montos sean transfereidos desde el extranjero a familiares o conocidos en ciudades más grandes y que desde allí sean enviados a los hogares de las zonas de estudio. Los datos no permiten identificar un canal tan específico como este, pero dado que las zonas de análisis no tienen infraestructuras financieras que permita recibir fondos de afuera es esperable que estos lleguen a los hogares a través de los agentes bancarios, ya sea dentro del distrito o en las zonas más cercanas.

Tabla 5: Resultados para montos de recepción de remesas

	asinh(Monto Remesas)		asinh(Monto Remesas Nacionales)		asinh(Monto Remesas Extranjeras)	
ITT	0.0422	0.0611*	0.0341	0.0536	0.0140**	0.0123**
	(0.0320)	(0.0349)	(0.0318)	(0.0347)	(0.00587)	(0.00586)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	33,318	31,505	33,318	31,505	33,318	31,505

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral, tenencia de cuenta e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

Con respecto al otro lado de la dinámica de remesas, no se encuentra algún efecto significativo en la probabilidad de enviar remesas ni tampoco en los montos enviados de remesas. Al respecto a la hipótesis de alguna potencial sustitución de remesas por ingreso laboral, se encuentra que el coeficiente indica una relación negativa pero que no logra ser significativa. Esto puede significar que puede haber cierto nivel de sustitución pero que no tiene el suficiente poder para ser significativo.

Tabla 6: Resultados para envío y monto de envío de remesas

	Envía Remesas		asinh(Monto Remesas Enviadas)		asinh(Ingreso Laboral)	
ITT	0.0079	-0.0049	0.0598	-0.0418	-0.264	-0.245
	(0.00995)	(0.0119)	(0.0828)	(0.0988)	(0.174)	(0.175)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí

N 33,318 31,505 33,318 31,505 33,318 31,505

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant’Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral, tenencia de cuenta e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

4.2. Muestra rural

Como se mencionó en los estadísticos descriptivos de la muestra final, más del 90% de observaciones residen en áreas rurales. El porcentaje adicional de la muestra, urbana, puede que cambie los resultados generales debido a que pueden tener otro tipo de dinámica económica; por ejemplo, con un mayor acceso a áreas urbanas grandes. En base a esto, se toma la submuestra de observaciones rurales para la estimación del modelo.

La tabla 7 replica los resultados de la tabla 4 para los casos rurales. Esta segmentación permite entender de mejor manera cómo se beneficia el hogar. En este caso se encuentra un efecto similar de poco más de 1% en la probabilidad de recibir remesas, pero ahora básicamente a partir de remesas de origen nacional. Incluso cuando hay un aumento significativo en la probabilidad de recibir remesas de origen extranjero, la magnitud del efecto es bastante pequeña frente al caso de remesas de origen nacional, 0.19% frente a 1.26%.

Tabla 7: Resultados para recepción de remesas, muestra de casos rurales

	Recibe Remesas		Recibe Remesas Nacionales		Recibe Remesas Extranjeras	
	No	Sí	No	Sí	No	Sí
ITT	0.0115** (0.00561)	0.0137** (0.00575)	0.0105* (0.00559)	0.0126** (0.00573)	0.00163* (0.00089)	0.0019** (0.00095)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	31,000	30,383	31,000	30,383	31,000	30,383

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant’Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, años de educación, estado laboral, tenencia de cuenta e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

Segmentar a las observaciones rurales también genera que se obtenga un resultado significativo para los cambios porcentuales en los montos de remesas recibidas. Específicamente, se obtiene un aumento de 5.8% en el ingreso de remesas nacionales y de 6.4% en remesas de cualquier origen. Los aumentos en los montos de remesas extranjeras van alrededor del 1% pero solo bajo una significancia del 10%.

Tabla 8: Resultados para montos de recepción de remesas, muestra de casos rurales

	asinh(Monto Remesas)		asinh(Monto Remesas Nacionales)		asinh(Monto Remesas Extranjeras)	
ITT	0.0503*	0.0646**	0.0449*	0.0582**	0.00981	0.0120*
	(0.0260)	(0.0267)	(0.0258)	(0.0264)	(0.00599)	(0.00650)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	31,000	30,383	31,000	30,383	31,000	30,383

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, años de educación, estado laboral, tenencia de cuenta e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

Al igual que en el caso general, el resultado para los casos de envío de remesas, montos enviados de remesas, así como para el efecto sobre el ingreso laboral resulta nulo. Dado que se tienen hogares en áreas rurales de bajos ingresos no resulta sorprendente que esta dirección en la dinámica de remesas resulte nula; es más probable que reciban transferencias frente a que envíen condicional a sus condiciones socioeconómicas. De igual manera, a pesar de que se tiene un efecto negativo sobre el ingreso laboral, haciendo referencia a una posible sustitución de ingresos, no resulta lo suficientemente significativo como para rechazar que no exista un efecto de *crowd-out*.

Tabla 9: Resultados para envío y monto de envío de remesas, muestra de casos rurales

	Envía Remesas		asinh(Monto Remesas Enviadas)		asinh(Ingreso Laboral)	
ITT	-0.00236	-0.00569	-0.0134	-0.0424	-0.227	-0.187
	(0.00951)	(0.00967)	(0.0745)	(0.0762)	(0.175)	(0.150)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	31,000	30,383	31,000	30,383	31,000	30,383

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, años de educación, estado laboral, tenencia de cuenta e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

4.3. Muestra con y sin cuentas financieras

A pesar de que no hay una medición exacta en la ENAHO sobre uso de canales o plataformas de atención de servicios financieros, la tenencia de cuenta puede aproximar la disponibilidad y el uso de las herramientas financieras. Esto significa que la disponibilidad de un agente bancario no necesariamente expande el conjunto de opciones financieras debido a que la tenencia de cuenta ya permite realizar las principales operaciones del agente bancario. En ese sentido, se debería tener un resultado diferenciado entre la población que ya cuenta con alguna cuenta financieras y aquellos que no.

Las tablas 10, 11 y 12 replican los principales resultados previos para la muestra de observaciones con cuenta financiera. La muestra se reduce mucho más debido a la poca inclusión financiera experimentada por la población dentro de las áreas de estudios. En todos los casos no se encuentra un efecto significativo luego de incluir el vector de controles.

Tabla 10: Resultados para recepción de remesas, muestra de casos con cuenta financiera

	Recibe Remesas		Recibe Remesas Nacionales		Recibe Remesas Extranjeras	
ITT	-0.0111	-0.00857	-0.0139	-0.00988	0.00756*	0.00201
	(0.0184)	(0.0225)	(0.0183)	(0.0224)	(0.00436)	(0.00585)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	8006	7134	8006	7134	8006	7134

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

Tabla 11: Resultados para montos de recepción de remesas, muestra de casos con cuenta financiera

	asinh(Monto Remesas)		asinh(Monto Remesas Nacionales)		asinh(Monto Remesas Extranjeras)	
ITT	-0.0538	-0.0198	-0.0710	-0.0317	0.0516*	0.0280
	(0.0909)	(0.110)	(0.0905)	(0.110)	(0.0300)	(0.0311)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	8006	7134	8006	7134	8006	7134

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

Tabla 12: Resultados para envío y monto de envío de remesas, muestra de casos con cuenta financiera

	Envía Remesas		asinh(Monto Remesas Enviadas)		asinh(Ingreso Laboral)	
ITT	-0.0113	-0.0316	-0.105	-0.263	0.311	0.448
	(0.0253)	(0.0295)	(0.219)	(0.235)	(0.433)	(0.393)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	8006	7134	8006	7134	8006	7134

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral, e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

En contraste, los resultados para la muestra sin cuenta financiera resultan significativos e incluso ligeramente mayores a los resultados generales o a los resultados para la muestra rural. En esta sub muestra se encuentra un aumento significativo al 1% en la probabilidad de recibir remesas, alrededor de 1.9% para remesas de cualquier origen y alrededor de 1.82% para remesas de origen nacional.

Tabla 13: Resultados para recepción de remesas, muestra de casos sin cuenta financiera

	Recibe Remesas		Recibe Remesas Nacionales		Recibe Remesas Extranjeras	
	No	Sí	No	Sí	No	Sí
ITT	0.0153**	0.0190***	0.0143**	0.0182***	0.00211*	0.00160
	(0.00643)	(0.00638)	(0.00640)	(0.00635)	(0.00110)	(0.00110)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	25,312	23,964	25,312	23,964	25,312	23,964

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

Los resultados para los montos de recepción de remesas de cualquier origen indican un aumento de poco más de dos puntos porcentuales más que en el caso inicial, 8.27% frente a 6.11%. Adicionalmente, el canal sobre remesas extranjeras no resulta significativo. Esto da una señal fuerte de los resultados iniciales sobre los montos de remesas extranjeras no son muy robustos a variaciones de la muestra y que, en consecuencia, sería un efecto relativamente espúreo. En contraste, el efecto sobre el ingreso por remesas nacionales parece ser el único conductor significativo que permite entender cómo se benefician a partir de la introducción de un agente bancario en el distrito.

Tabla 14: Resultados para montos de recepción de remesas, muestra de casos sin cuenta financiera

	asinh(Monto Remesas)		asinh(Monto Remesas Nacionales)		asinh(Monto Remesas Extranjeras)	
	No	Sí	No	Sí	No	Sí
ITT	0.0649**	0.0827***	0.0587*	0.0779**	0.0121*	0.00941
	(0.0319)	(0.0311)	(0.0317)	(0.0309)	(0.00710)	(0.00699)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	25,312	23,964	25,312	23,964	25,312	23,964

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural,

años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

Por último, al igual que en los casos previos no se encuentra un efecto significativo en la probabilidad de enviar remesas ni en el monto. También, el canal del *crowd-out* no resulta significativo luego de tomar en cuenta el vector de controles.

Tabla 15: Resultados para envío y monto de envío de remesas, muestra de casos sin cuenta financiera

	Envía Remesas		asinh(Monto Remesas Enviadas)		asinh(Ingreso Laboral)	
ITT	0.00914	0.00231	0.0689	0.0240	-0.344*	-0.469
	(0.0106)	(0.0125)	(0.0874)	(0.104)	(0.185)	(0.592)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
N	25,312	23,964	25,312	23,964	25,312	23,964

Error estándar en paréntesis

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Estimaciones basadas en la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.

4.4. Estimaciones event study.

El modeo de *event study* (ES), ecuación (8), permite descomponer y presentar de manera visual los efectos de tratamiento (Miller, 2023). Las representaciones visuales de modelos ES presentan en el eje X el índice e de la ecuación (8). Esto es, el número de periodos de diferencia entre el trimestre de encuesta y el inicio del tratamiento, la introducción de un agente bancario en el distrito⁶. El eje Y de los gráficos de ES identifican al coeficiente de interés en cada periodo de evento, e . Este tipo de modelos permite construir mayor evidencia alrededor de uno de los supuestos claves de las estimaciones por diferencia en diferencias, las tendencias paralelas. Cuando un *event study* identifica que los coeficientes previos al inicio del evento no son significativos entonces hay cierta evidencia para corroborar el supuesto de tendencias paralelas.

La figura 9 presenta los resultados del modelo ES para la muestra rural restringiendo los periodos de evento desde menos cuatro trimestres antes del inicio del evento hasta cuatro trimestres después del evento. Restringir los periodos de eventos visualmente permite

⁶ Por ejemplo, -1 indicaría un periodo, trimestre en este caso, antes del inicio del evento, introducción de un agente bancario en el distrito. De la misma manera, 4 indicaría 4 trimestres luego del inicio del evento.

hacer enfocarse en los potenciales efectos de corto plazo que puede tener el evento en cuestión. Se encuentra que el efecto significativo sobre la probabilidad de recibir remesas de cualquier origen y remesas de origen nacional se concentra principalmente en el tercer trimestre posterior al inicio del evento en el distrito.

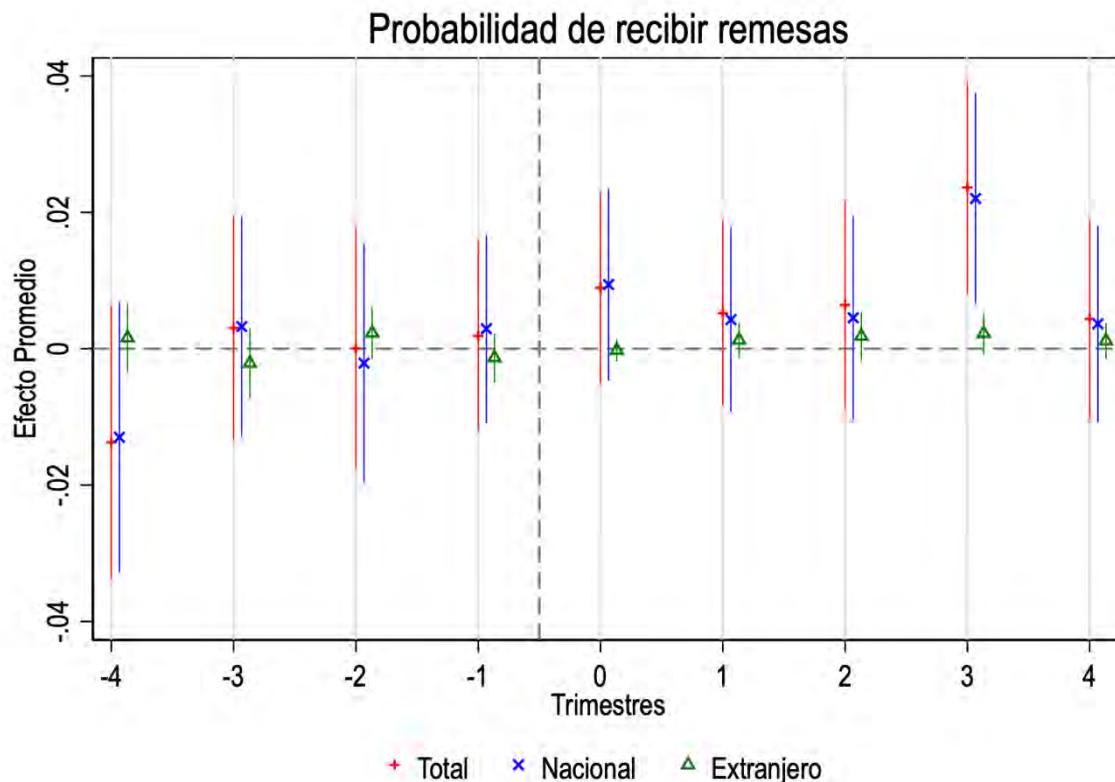


Figura 9. Estimación *event study* para muestra rural

Estimaciones basadas en la ecuación (8). Variables dependientes: probabilidad de recibir remesas de cualquier origen, de origen nacional y de origen extranjero. Las barras indican los intervalos de confianza al 95%. Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

De manera similar, el efecto sobre el monto recibido de remesas se concentra también en el tercer trimestre del inicio del tratamiento en el distrito. Ambos resultados para la muestra rural también resultan importantes porque permiten identificar que no hay efectos significativos en los periodos previos al inicio del evento. Esto permite reforzar la idea de que las personas no logran, plausiblemente, anticipar la introducción del agente bancario en el distrito. De igual manera, ante la ausencia de efectos pre tratamiento se robustece el supuesto de tendencias paralelas para los resultados de esta muestra.

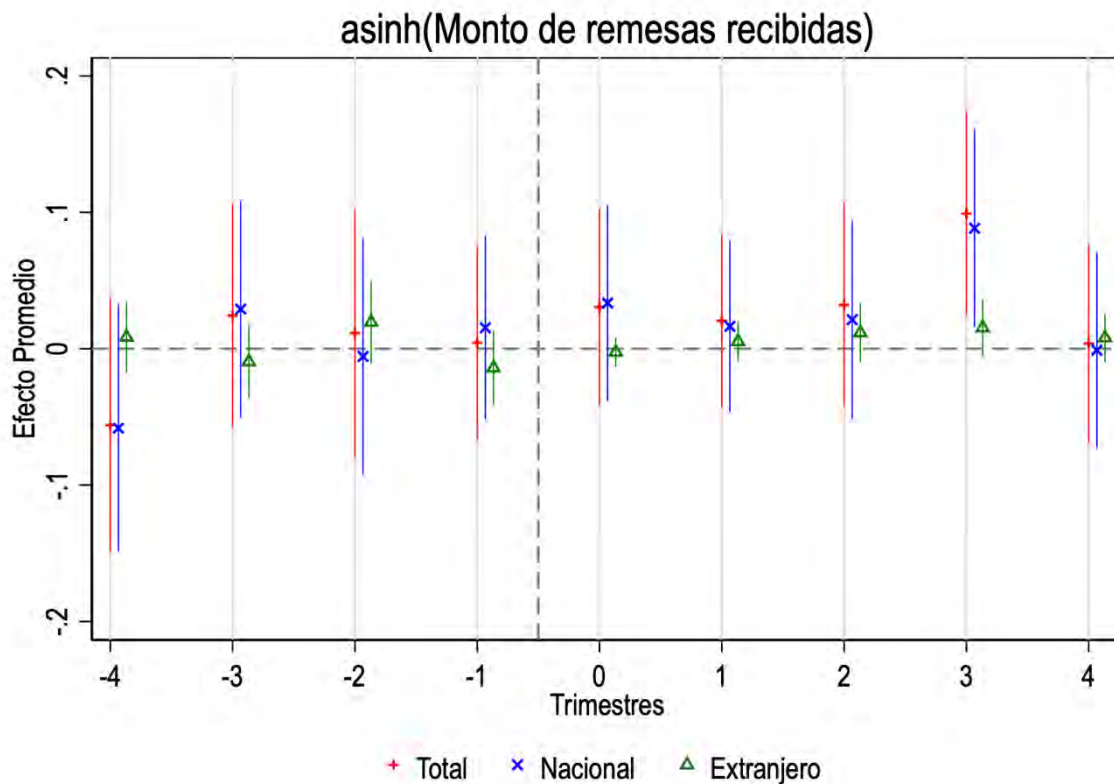


Figura 10. Estimación *event study* para muestra rural

Estimaciones basadas en la ecuación (8). Variables dependientes: probabilidad de recibir remesas de cualquier origen, de origen nacional y de origen extranjero. Las barras indican los intervalos de confianza al 95%. Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

En el caso de las estimaciones para la muestra de individuos sin cuenta financiera se encuentra que el efecto resulta significativo recién dos trimestres después del inicio del tratamiento para los casos de recepción de remesas de cualquier origen y recepción de remesas nacionales, Figura 11. A diferencia de las estimaciones previas, se encuentra que los coeficientes del periodo previo al inicio del evento, 0, se tiene un coeficiente negativo, pero sin logran ser significativo. Esto puede llamar la atención debido a que puede ser un pequeño efecto de anticipación entre los encuestados que no logra rechazar la hipótesis nula de no significancia. Al igual que en los casos anteriores, los efectos significativos se desactivan para el cuarto trimestre posterior al inicio del tratamiento. Incluso, el efecto durante el tercer y cuarto trimestre más que duplica el efecto general encontrado.

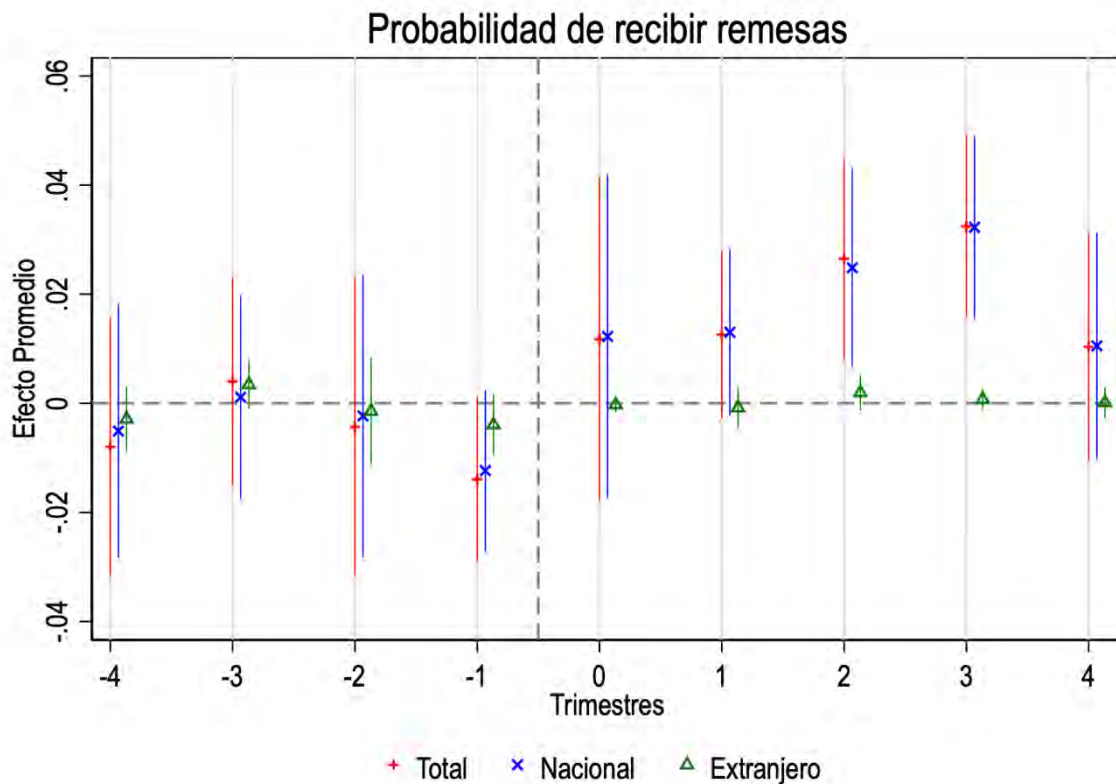


Figura 11. Estimación *event study* para muestra sin cuenta financiera

Estimaciones basadas en la ecuación (8). Variables dependientes: probabilidad de recibir remesas de cualquier origen, de origen nacional y de origen extranjero. Las barras indican los intervalos de confianza al 95%. Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

El gráfico 12 presenta los resultados para la muestra sin cuenta financiera con respecto al efecto sobre el cambio porcentual en el monto de remesas recibidas. El resultado general señala un que va alrededor del 8% en el incremento de los montos de remesas recibidas. Cuando se considera la dinámica en el tiempo, los coeficientes tres y cuatro trimestres luego del evento superan el 10% e incluso redondean el 15% de incremento.

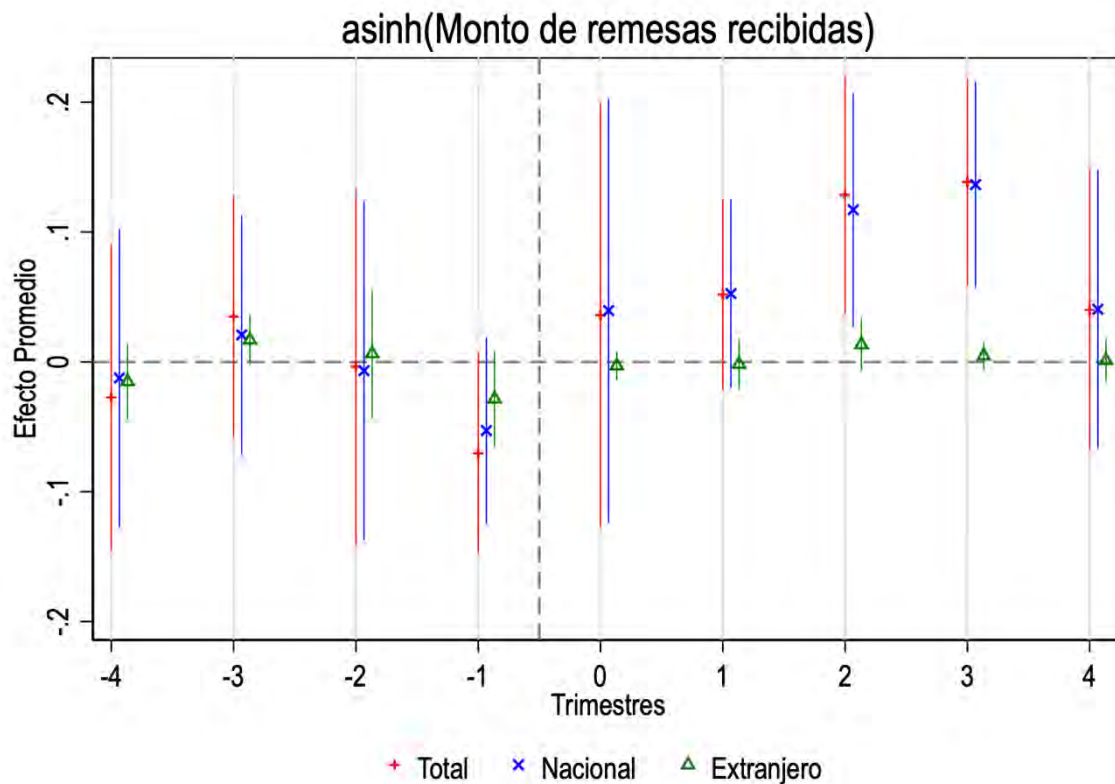


Figura 12. Estimación *event study* para muestra sin cuenta financiera

Estimaciones basadas en la ecuación (8). Variables dependientes: probabilidad de recibir remesas de cualquier origen, de origen nacional y de origen extranjero. Las barras indican los intervalos de confianza al 95%. Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

Este tipo de análisis permite no solo identificar cómo el efecto no es homogéneo en todos los periodos posteriores, también permite verificar cuándo es posible esperar que ya no se tenga algún efecto significativo.

4.5. Pruebas de robustez

Para dar mayor robustez al supuesto de tendencias paralelas en las estimaciones se plantea un ejercicio de prueba de placebo. De acuerdo con Huntington-Klein (2021), una prueba placebo en un modelo base de diferencia en diferencia se puede realizar bajo los siguientes pasos:

- Tomar solo datos previos al tratamiento
- Seleccionar una fecha falsa para el inicio del tratamiento

- Estimar el modelo de diferencias en diferencias usando el nuevo inicio del tratamiento
- Identificar que el “efecto” debería ser nulo. Un efecto significativo sería evidencia de que no se cumple con el supuesto de tendencias paralelas.

A diferencia del caso base, en esta evaluación no es posible aleatorizar un solo inicio de evento, frente a ello se adapta la propuesta del autor de la siguiente manera:

- Mantener solo las observaciones previas a los inicios de tratamiento de cada distrito
- Generar una fecha de inicio aleatoria a nivel de cada distrito en la muestra
- Estimar el modelo de diferencia en diferencia en múltiples periodos *á la* Callaway y Sant’Anna (2021) usando el nuevo inicio de tratamiento para cada distrito.
- Identificar si el “efecto” es nulo.

Se sigue el procedimiento detallado por el algoritmo aleatorizando las respectivas fechas 100 veces. Este ejercicio puede interpretarse como una forma de medición del número de veces que se rechaza la hipótesis de no significancia asumiendo que la hipótesis nula es verdadera (error tipo II). Es decir, dado el algoritmo no se debería encontrar un número considerable de efectos significativos. En diseños experimentales, este parámetro se asume con un nivel de al menos 80% (Gupta y Kopper 2021), por lo que tener un porcentaje menor de errores sería aceptable en la simulación.

La tabla 16 presenta el resultado de la prueba placebo realizada para un total de nueve variables de interés. El porcentaje en la tercera columna indica el número de casos en donde el coeficiente estimado por diferencia en diferencias es significativo. Todos, a excepción de los resultados para probabilidad de enviar remesas y para el monto de envío de remesas, tienen un porcentaje por debajo del 20%. Es decir, de aleatorizar el inicio del tratamiento se obtendría, con mayor probabilidad, un efecto no significativo. Esto puede interpretarse como un argumento a favor de que la posible presencia de un efecto se deba, efectivamente, al inicio del evento y no a algún componente espúreo. El anexo 1 contiene las estimaciones de todas las iteraciones realizadas para los coeficientes presentados en la tabla 16.

Tabla 16. Porcentaje de casos significativos en la prueba placebo por variable de resultado

Variable de resultado		% de estimaciones significativas
Probabilidad de recibir remesas	De cualquier origen	13%
	De origen nacional	15%
	De orignal extranjero	4%
Ingreso por remesas	De cualquier origen	12%
	De origen nacional	13%
	De orignal extranjero	4%

El porcentaje indica el número de casos en donde el coeficiente estimado es significativo del total de 100 pruebas. Se estima la ecuación (7). Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse*

probability weight propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Fuente: ENAHO y SBS.

5. Conclusión

La expansión de servicios financieros a través de estrategias menos costosas que las tradicionales, por ejemplo, a través de inversión en oficinas bancarias, resulta en una mejora en la eficiencia de la oferta financiera, en especial en áreas rurales (Cotler 2017). El presente estudio aporta a esta evidencia a través de una evaluación de la introducción de agentes bancarios sobre la dinámica de remesas privadas en el Perú. A partir del uso de datos de encuestas junto con datos administrativos sobre presencia de oferta financiera a nivel distrital se encontró que los agentes bancarios promueven el flujo de remesas privadas principalmente a hogares rurales como a personas que no se encuentran oficialmente incluidas en el sistema financiero mediante algún producto bancario. Esto resulta clave para entender cómo los marcos de evaluación de nuevas innovaciones financieras enfocadas a poblaciones en condiciones geográficas específicas como la rural, debido a la lejanía geográfico o a la disponibilidad de servicios, debe tomar en cuenta como posibles beneficiarios a personas que no se encuentran oficialmente en el sistema pero que de igual manera se ven beneficiadas.

También, se abre la discusión de evaluar el rol de características no desarrolladas en la investigación. Principalmente, el rol del género en la dinámica de remesas en áreas rurales, así como el rol de la banca pública en la expansión del sistema financiero en contraste con la expansión de las instituciones financieras privadas. Así, la agenda de investigación puede enfocarse en estas interseccionalidades que complejizan la relación económica de la persona con el sistema financiero. Incluso evaluando el efecto que puede tener una expansión de la oferta financiera en la percepción de la confianza en el sistema financiero, dado que este permite generar, a su vez, un ciclo de mayor inclusión financiera (Xu 2020, Galiani et al 2022).

6. Referencias

Abraham, S. y Sun, L. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous effects. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 175-199.

AFI (2012). Agent banking in Latin America. Alliance for Financial Inclusion Discussion Paper.

Angris, J. y Pischke, J. (2009). *Mostly harmless econometrics: an empiricist guide*. Princeton: Princeton University Press.

Alvarez, F. y Lippi, F. (2009). Financial innovation and the transactions demand for cash. *Econometrica*, 77(2).

Alfageme, A. y Ramírez-Rondán, N. (2018). Household Access to Financial Services in Peru, en Roa, M. y Mejía, D. (Eds). *Financial Decisions of Households and Financial*

Inclusion: Evidence for Latin America and the Caribbean, Vol (1), 245-277- Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

Arráiz, I. (2020). Retail stores and Financial Inclusion: Quantifying the benefits of being a non-bank correspondent. *Development through the Private Sector*, TN NO.22.

Bachas, P., Gertler, P., Higgins, S. y Seira, E. (2021). How debit cards enable the poor to save more. *The Journal of Finance*, Vol. 76 (4), 1913-1957.

Bellemare, M. y Wichman, C. (2019). Elasticities and the Inverse Hyperbolic Sine Transformation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 82 (1)

Callaway, B., Goodman-Bacon, A. y Sant'Anna, P. (2021) Difference-in-Difference with a Continuous Treatment. arXiv:2107.02637.

Callaway, B. y Sant'Anna, P. (2021) Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 200-230.

Carabin, M., de la Garza, A., Gonzales, J. y Pompa, A. (2016). Banking correspondents and financial inclusion in Mexico. CEMLA.

CGAP (2016). Financial Inclusion for the Rural Poor using Agent Networks in Peru.

Cotler, P. (2017). Financial Inclusion in Latin America. En Villarreal, F. (Ed). *Financial inclusion of small rural producers*. ECLAC.

De Chaisemartin, C. y D'Haultfœuille, X. (2022). Two-way fixed effects and difference-in-differences with heterogeneous treatment effects: A Survey. NBER Working Paper N°29691.

Demirgüç-Kunt, A., Klapper, J., Singer, D. y Ansar, S. The Global Finex Database 2021. *Financial Inclusion, Digital Payments, and Resilience in the Age of COVID-19*. World Bank Group.

Galiani, S., Gertler, P. y Navajas-Ahumada, C. (2020). Trust and saving in financial institutions by the poor. *Journal of Development Economics*, Vol. 159.

Gehring, M. (2021). The ATM Around the Corner: How financial development, access, and integration influence economic growth and inequality.

Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-Differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 254-277.

Goodman-Bacon, A. (2019). So you've told to do my difference-in-differences thing.

Gupta, S. y Kopper, S. (2021) Power Calculations. JPAL.

Mas, I. (2009). The Economics of Branchless Bankings. *Innovations*, Vol. 4 (2).

Roth, J., Sant'Anna, P., Bilinski, A. y Poe, J. (2023). What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics' literature. *Journal of Econometrics*, 253 (2).

Rubin, D. (1974). Estimating causal effects of treatment in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66 (5).

Sotomayor, N., Talledo, J. y Wong, S. (2018). Determinants of financial inclusion in Peru: Recent Evidence from the Demand Side. DY/06/2018.

Trivelli, C. y Mendoza, J. (2021) Inclusión financiera en el 2020. Persistentes brechas de género. Documento de trabajo N°1205, Instituto de Estudios Peruanos.

Urday, S. y Rivadeneira, C. (2021). Efectos de la mayor presencia bancaria en el Perú. Un análisis usando diferencia en diferencias a nivel distrital. Tesis Maestría PUCP.

Xu, X. (2020). Trust and financial inclusion: A cross-country study. Finance Research Letters, Vol. 35.



7. Anexos

Anexo 1.

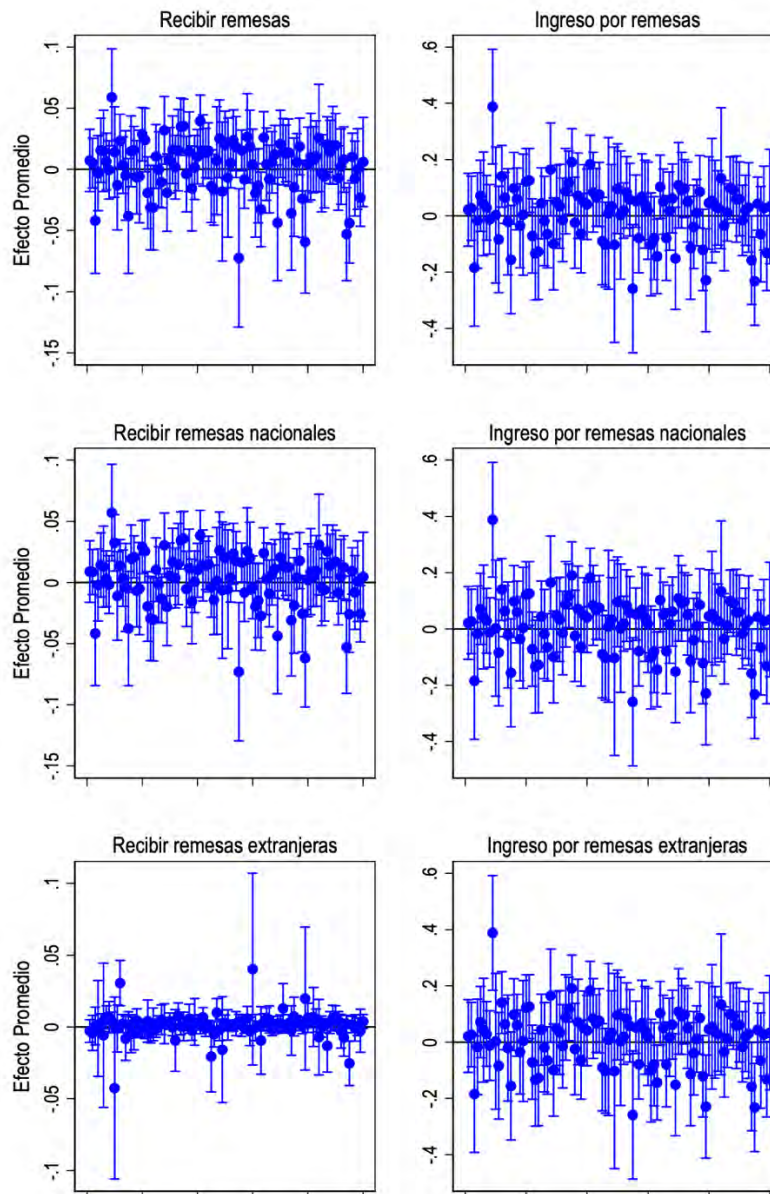


Figura 13. Coeficientes estimados en la prueba placebo

Estimaciones basadas en la ecuación (7) en línea con la tabla 16. Intervalos de confianza al 95%. Se ponderan las observaciones por el factor de expansión de la encuesta de hogares. Se implementa el *doubly robust inverse probability weight* propuesto en Sant'Anna y Zhao (2020). Variables de control: sexo, edad, área rural, años de educación, estado laboral e interacción entre tenencia de cuenta y estado laboral. Se toma el seno hiperbólico inverso de las variables de resultado. Fuente: ENAHO y SBS.