

Montoya, Ana María; Parrado, Eric; Solis, Alex; Undurraga, Raimundo

Working Paper

De mal gusto: Discriminación de género en el mercado de créditos de consumo

IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-1053

Provided in Cooperation with:

Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC

Suggested Citation: Montoya, Ana María; Parrado, Eric; Solis, Alex; Undurraga, Raimundo (2020) : De mal gusto: Discriminación de género en el mercado de créditos de consumo, IDB Working Paper Series, No. IDB-WP-1053, Inter-American Development Bank (IDB), Washington, DC,
<https://doi.org/10.18235/0001921>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/234662>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>

De mal gusto:

Discriminación de género en el mercado de créditos de consumo

Ana María Montoya
Eric Parrado
Alex Solís
Raimundo Undurraga

De mal gusto:

Discriminación de género en el mercado de créditos
de consumo

Ana María Montoya*

Eric Parrado**

Alex Solís***

Raimundo Undurraga*

* Universidad de Chile

** Banco Interamericano de Desarrollo y ESE Business School – Universidad de los Andes

*** Universidad de Uppsala

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo

De mal gusto: discriminación de género en el mercado de créditos de consumo / Ana
Maria Montoya, Eric Parrado, Alex Solis, Raimundo Undurraga.

p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 1053)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Discrimination in financial services-Chile. 2. Loans, Personal-Sex differences-
Chile. 3. Sex discrimination-Chile. I. Montoya, Ana María. II. Parrado, Eric. III. Solis,
Alex. IV. Undurraga, Raimundo. V. Banco Interamericano de Desarrollo.

Departamento de Investigación y Economista Jefe. VI. Serie.

IDB-WP-1053

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2020 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la CNUDMI (UNCITRAL). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Después de un proceso de revisión por pares, y con el consentimiento previo y por escrito del BID, una versión revisada de esta obra podrá reproducirse en cualquier revista académica, incluyendo aquellas referenciadas por la Asociación Americana de Economía a través de EconLit, siempre y cuando se otorgue el reconocimiento respectivo al BID, y el autor o autores no obtengan ingresos de la publicación. Por lo tanto, la restricción a obtener ingresos de dicha publicación sólo se extenderá al autor o autores de la publicación. Con respecto a dicha restricción, en caso de cualquier inconsistencia entre la licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas y estas declaraciones, prevalecerán estas últimas.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



Resumen*

Asignamos aleatoriamente solicitudes de créditos de consumo (con monto y plazo aleatorios) a una muestra balanceada de posibles prestatarios y prestatarias, quienes, de manera aleatoria, luego enviaron las solicitudes de préstamo a una muestra representativa de ejecutivos de cuenta que trabajan en la banca en Chile. Encontramos que las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres tienen un 18,3 por ciento menos de probabilidades de ser aprobadas. La mayor parte del efecto de género proviene de ejecutivos hombres que tienen prejuicios de género. En un experimento paralelo, informamos aleatoriamente a algunos de los ejecutivos de cuenta sobre estadísticas oficiales que indican que en promedio las tasas de reembolso de mujeres son más altas que las de los hombres. No encontramos diferencias significativas en los niveles de discriminación de género exhibidos por ejecutivos tratados y no tratados. No obstante, contrario a lo esperado, encontramos que los ejecutivos de cuenta en el grupo de tratamiento que tienen prejuicios de género terminaron discriminando más a las mujeres que sus contrapartes en el grupo de control (ejecutivos con prejuicios de género que no recibieron tratamiento de información). En efecto, nuestros resultados sugieren que un posible mecanismo subyacente de la discriminación por gusto es el sesgo de exceso de confianza.

Clasificaciones JEL: J16, J71, G20, G41

Palabras clave: Discriminación de género, Préstamos de consumo, Evidencia experimental

* Autor correspondiente: Undurraga, Departamento de Ingeniería Industrial y Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile, Beaucheff 851, Santiago, Chile; e-mail: raimundo.undurraga@dii.uchile.cl. Agradecemos a María Gracia Evans, Alejandra Sánchez y Piero Zanocco por su excelente asistencia en investigación. Este documento se ha beneficiado de los útiles comentarios de Brendan Daley, Andrew Davis, Elton Dusha, Juan Escobar, Verónica Frisncho, Jonathan Morduch, Carlos Noton, Marcelo Olivares, Debraj Ray, Carlos Scartascini, Diego Vera-Cossio y Razvan Vlaicu. Agradecemos el apoyo financiero proporcionado por CAF, MIPP y el BID. Los autores ponen de manifiesto que no tienen intereses financieros o materiales en los resultados reportados. La aprobación de IRB para ejecutar este proyecto fue proporcionada por el Comité de Ética de la FCFM, de la Universidad de Chile. Los resultados presentados en este documento respetan el plan de análisis previo registrado en AEA RCT Registry bajo el código AEARCTR-0003961 (<http://www.socialsciceregistry.org/trials/3961>). Todos los errores son nuestros.

1. Introducción

En los mercados de créditos de consumo, las disparidades de género a favor de los hombres son exhaustivas. En comparación con las mujeres prestatarias, los hombres prestatarios tienen más probabilidades de acceder a préstamos de consumo y en promedio pagan tasas de interés más bajas (WEF, 2018)¹. Esas desigualdades de género se derivan en parte de diferencias originadas en el mercado laboral (Hausmann, Tyson y Zahidi, 2009; Goldin, 2014; Demirgüç-Kunt et al., 2017). No obstante, no se puede descartar el papel que juegan los actos discriminatorios contra la mujer (Alesina, Lotti y Mistrulli, 2013). Es fundamental detectar empíricamente la discriminación de género y sus mecanismos para poder hacer un análisis adecuado del bienestar del mercado de créditos de consumo. Por una parte, se argumenta que la discriminación estadística es eficiente como respuesta óptima a un problema de información asimétrica entre un ejecutivo de cuenta y un solicitante de préstamo (Phelps, 1972; Arrow, 1973). En cambio, discriminaciones basadas en preferencias por parte de los ejecutivos de cuenta pueden conducir a pérdidas de bienestar (Becker, 1957).

En los mercados de créditos de consumo, la discriminación de género se produce si dos solicitudes de préstamo idénticas, una submitida por un hombre y otra por una mujer, reciben un trato diferente debido al género del solicitante, y el género por sí solo no tiene un efecto directo en los beneficios previstos asociados con la solicitud de préstamo. Ese sería el caso si solicitudes de préstamo idénticas presentadas por prestatarios de ambos sexos, con la misma capacidad de reembolso, recibieran un trato diferente. Sin embargo, resulta problemático identificar la discriminación por cuestiones de género utilizando datos observacionales, ya que los datos requeridos para hacer comparaciones *ceteris paribus* entre prestatarios de ambos sexos son inabarcables e involucran demasiadas variables (Heckman y Siegelman, 1992; Heckman, 1998; Blanchflower, Levine y Zimmerman, 2003; Han, 2004; Alesina, Lotti y Mistrulli, 2013; Fisman,

¹ Esto ha motivado la aplicación de una serie de políticas de lucha contra la discriminación destinadas a neutralizar la animadversión contra los grupos minoritarios. Un reciente ejemplo es la Ley de igualdad de 2010 en el Reino Unido. Además, en 1975 el Congreso de EE.UU. promulgó la Ley de divulgación de hipotecas para viviendas (HMDA, por sus siglas en inglés) la cual, junto con las enmiendas a la Ley de reforma, recuperación y ejecución de las instituciones financieras (FIRREA, por sus siglas en inglés) de 1989, exige la recopilación y divulgación de datos sobre las características de solicitantes y prestatarios para ayudar a hacer cumplir las leyes contra la discriminación y a identificar posible patrones de préstamos discriminatorios.

Paravisini y Vig, 2017)². Una solución es implementar un estudio por correspondencia en el que solicitudes de préstamo manipuladas sean enviadas aleatoriamente a los ejecutivos de cuenta, mientras se asigna aleatoriamente el género que aparece en el formulario de solicitud. De esta manera, la discriminación es un efecto causal: se varía aleatoriamente el género de los solicitantes, pero se mantiene todo lo demás constante. Sin embargo, llevar a cabo un experimento de este tipo en el mercado de crédito formal es inviable ya que, por lo general, el proceso de préstamo comienza con la verificación de la identidad del solicitante a través de las agencias de informes de crédito como Experian, TransUnion o Equifax, lo que permite a los ejecutivos de cuenta identificar fácilmente las solicitudes de préstamo falsas en las que se manipula el género³.

Este *paper* supera esta limitación mediante la realización de un estudio por correspondencia con prestatarios reales en el que, en lugar de manipular el género del solicitante, asignamos aleatoriamente las solicitudes de préstamo a prestatarios potenciales, con una composición equilibrada de ambos sexos, quienes luego presentan las solicitudes asignadas a los ejecutivos de cuenta asignados aleatoriamente. Por diseño, nos aseguramos de que las características del solicitante y de la solicitud de préstamo, así como las del ejecutivo de cuenta, sean estadísticamente idénticas entre hombres y mujeres solicitantes.

El experimento se llevó a cabo en Chile y funcionó de la siguiente manera⁴. Creamos una muestra equilibrada de 404 prestatarios y prestatarias potenciales (“*testers*”) que estaban dispuestos a participar en el experimento. La muestra está conformada por jóvenes de entre 25 y

² Dado que, usualmente los investigadores poseen mucha menos información sobre los prestatarios que los bancos, los prestatarios de ambos sexos que parecen similares a los ojos de los investigadores pueden parecer muy diferentes a los ojos de los ejecutivos de cuenta. Además, por lo general, no observamos cómo es que los bancos emparejan internamente las solicitudes de préstamo con los ejecutivos de cuenta. Como resultado, las diferencias observadas en las condiciones crediticias entre prestatarios hombres y mujeres podrían deberse a los sesgos de variable omitida asociados con las características no observables de los prestatarios o de los ejecutivos de cuenta.

³ Las instituciones financieras tienen varias formas de verificar la identidad, ya sea en internet o por métodos convencionales. Por ejemplo, la mayoría de los bancos y las cooperativas de ahorro y crédito en EE.UU. utilizan una de las principales agencias de informes de crédito: Experian, TransUnion o Equifax. Estas agencias recopilan una variedad de datos de identificación personal que permite a las instituciones financieras verificar la identidad a través de preguntas basadas en el conocimiento. Por ejemplo, es posible que un banco utilice datos como nombre, dirección y número de Seguro Social para obtener el informe de crédito de un individuo y que luego haga preguntas derivadas del informe para verificar la identidad del solicitante. También es común que la institución exija al solicitante escanear una forma de identificación. Además, existen servicios que ayudan a verificar la identidad a través de direcciones de correo electrónico, perfiles sociales y direcciones IP.

⁴ Se registró con anticipación un plan de análisis previo en el AEA RCT Registry antes de que los datos fueran analizados, que se publicó en <http://www.socialscienceregistry.org/trials/3961>.

35 años. Emparejamos perfiles de hombres y mujeres prestatarios según demografía, nivel de educación, ingresos, situación económica, situación laboral e historial de crédito, es decir, las mismas variables específicas del solicitante que típicamente exigen los bancos para evaluar las solicitudes de préstamo. Asignamos cuatro solicitudes de préstamo por *tester*, las cuales variaban aleatoriamente entre nueve tipos de préstamos tanto en monto (entre USD 1.500 y 13.500) como en plazo (12 a 60 meses). El *tester* tenía entonces que enviar por correo electrónico cada solicitud de préstamo a un ejecutivo de cuenta asignado aleatoriamente de entre una muestra representativa de ejecutivos de cuenta que trabajan en el mercado crediticio formal. Cada *tester* tenía que cotizar cuatro solicitudes de préstamo con cuatro ejecutivos de cuenta distintos. La muestra total es de 1.616 solicitudes de préstamo.

Los *testers* fueron capacitados para interactuar de manera sistemática con los ejecutivos de cuenta y enviar todas sus interacciones con ellos al equipo de investigación, desde la solicitud de cotización del préstamo realizada por el *tester* hasta la decisión final del ejecutivo de cuenta. Todas las solicitudes aparecen en los datos en múltiples ocasiones, a veces como procedentes de un solicitante hombre y a veces de una solicitante mujer. Nuestro diseño nos permite obtener una estimación de la discriminación de género en términos de tasas de aprobación y respuesta⁵.

Los ejecutivos de cuenta de nuestra muestra trabajan en bancos que reciben más del 95% de todas las solicitudes de préstamo de consumo, y es representativa de la fuerza laboral de ejecutivos de cuenta en el sistema bancario chileno. En efecto, nuestro experimento proporciona una medida precisa de la discriminación de género a nivel de mercado que existe en el mercado de créditos de consumo en Chile. Los ejecutivos de cuenta fueron encuestados antes del envío de las solicitudes mediante un acuerdo de colaboración con la autoridad nacional en materia de regulación bancaria, SBIF. A través de la encuesta observamos un gran conjunto de variables demográficas y socioeconómicas a nivel de los ejecutivos. Además, la encuesta incluye una serie de medidas subjetivas y pruebas experimentales destinadas a elicitarse sus preferencias sobre clientes hombres y mujeres, lo que nos permite examinar el papel que desempeñan los prejuicios/gustos de/por género en la discriminación de género. Además, nuestro esquema de asignación aleatoria

⁵ Examinamos además si las condiciones de crédito vinculadas a los préstamos aprobados (tasa de interés, pago del préstamo, etc.) varían según el género del solicitante, aunque el ejercicio es meramente observacional, ya que las decisiones de aceptación o rechazo son endógenas a los criterios de aprobación del ejecutivo de cuenta o del banco.

estratifica por monto del préstamo, banco afiliado y género del ejecutivo de cuenta, de manera que podemos identificar causalmente los efectos heterogéneos en todos estos aspectos y examinar, por ejemplo, el grado en que la discriminación de género difiere entre los ejecutivos de cuenta y las ejecutivas de cuenta, o si la discriminación de género varía con el monto del préstamo solicitado⁶⁷.

Nuestros resultados indican que la tasa de aprobación de las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres es un 18,3% inferior en comparación con la tasa de aprobación de las solicitudes de préstamo presentadas por sus homólogos hombres. El efecto es considerable. Esto es equivalente a la diferencia en las tasas de aprobación entre prestatarios cuyos ingresos se encuentran en el 4° y 7° deciles de la distribución de ingresos. Además, estimamos que la mediana de los beneficios no percibidos asociados con las solicitudes rechazadas por discriminación de género asciende a USD 1.785 o al 23% del tamaño del préstamo medio (\approx USD 7.500). Considerando solo las solicitudes discriminadas de solicitantes de entre 25 y 35 años por montos entre USD 1.500 y USD 13.500 (nuestro marco muestral de montos), los beneficios no percibidos a nivel de la industria ascienden a USD 5.8 millones por año, que equivale al costo anual de la contratación del 4% de la fuerza laboral de los ejecutivos de cuenta en el sistema bancario en Chile.

Un potencial mecanismo que explica la discriminación de género es la animosidad/prejuicio contra las mujeres o la discriminación por gusto. Examinamos esta hipótesis utilizando una serie de medidas subjetivas y pruebas experimentales destinadas a obtener preferencias de género y de este modo identificar a ejecutivos de cuenta que tienen prejuicios de género, tal como lo hacen Charles y Guryan (2008). Mostramos que los ejecutivos de cuenta que no tienen prejuicios de género contra las mujeres (es decir, ya sea neutrales en materia de género o pro-mujeres) no discriminan ni a favor ni en contra de las prestatarias. En cambio, entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres, las tasas de aprobación para las mujeres son un 54% más bajas en relación con las tasas de aprobación para los hombres, sugiriendo que la discriminación de género contra las prestatarias se debe probablemente a fuentes basadas en el gusto/prejuicio. Además, cuando este resultado es desglosado por género del ejecutivo de cuenta, encontramos que

⁶ Una estrategia alternativa sería implementar la así llamada “prueba de resultados (Becker, 1957), que consiste en examinar la presencia de discriminación de género en solicitudes de préstamo marginales, es decir, aquellas que están al límite de los criterios de aprobación. Si las solicitudes de préstamo marginales presentadas por mujeres producen ganancias más altas a los prestamistas que las solicitudes de préstamo marginales presentadas por hombres, y esa diferencia no puede explicarse por variables omitidas o discriminación estadística, entonces hay motivos para argumentar a favor de la discriminación por gusto contra las mujeres solicitantes.

el grueso del afecto proviene de ejecutivos de cuenta hombres que son pro-hombres, lo que coincide con evidencia que indica que la discriminación de género contra la mujer es más probable que ocurra en las relaciones entre hombres y mujeres que en aquellas entre mujeres (Schmitt et al., 2002; Figart, 2005; Anwar y Fang, 2006; Delavande y Zafar, 2013; Beck, Behr y Guettler, 2013; Montalvo y Reynal-Querol, 2019). Mas aún, observamos una enorme variabilidad en las diferencias entre hombres y mujeres tanto en las tasas de respuesta como en las tasas de aprobación en los diferentes bancos, y constatamos que los bancos con una mayor proporción de ejecutivos de cuenta hombres entre su personal están asociados con una mayor discriminación contra las mujeres.

Es interesante que nuestros resultados se dan en un contexto en el que las estadísticas oficiales muestran que las tasas de reembolso de las mujeres son más altas que las de los hombres, sugiriendo que también podría haber discriminación estadística. Probamos esto mediante un experimento de información, cuyo tratamiento tenía por objetivo el “corregir” las posibles convicciones sesgadas que puedan tener los ejecutivos de cuenta con respecto al comportamiento de pago de los prestatarios y de las prestatarias. En concreto, a la mitad de nuestra muestra de ejecutivos de cuenta se le asignó aleatoriamente un mensaje informándoles sobre el mejor desempeño en relación con las tasas de reembolso de las prestatarias versus los prestatarios, y reconociendo también los costos potenciales asociados con la discriminación de género en el mercado de créditos de consumo. En relación con el grupo de control, nuestros resultados indican que los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje no discriminan menos a las prestatarias en lo que respecta a las tasas de aprobación y respuesta. Sin embargo, se vio mayor discriminación de género entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres que recibieron el mensaje de tratamiento en comparación con sus contrapartes de control, un resultado que refuerza el mecanismo basado en el gusto.

A raíz del trabajo teórico de Heidhues, Köszegi y Strack (2019), surge la hipótesis de que los ejecutivos de cuenta pro-hombres contrarrestaron el mensaje de tratamiento debido a sus opiniones egoístas sobre la discriminación y esto se debe potencialmente a un sesgo de exceso de confianza: sobreestiman el grado de discriminación contra cualquier grupo con cuyas preferencias están personalmente alineados (p. ej., los solicitantes hombres) y subestiman la discriminación contra cualquier grupo con el que implícitamente compiten o con el que no están alineados (p. ej.,

las solicitantes mujeres). En línea con este argumento, Bohnet (2016) reconoce que si bien puede resultar útil cambiar la visión que tienen los agentes discriminadores, los intentos por acabar con sus prejuicios mediante una mejor información pueden resultar contraproducentes. La autora revela que los programas explícitos de formación sobre la diversidad en las empresas estadounidenses han hecho que las diferencias entre los grupos sean más marcadas, lo que a su vez ha generado más discriminación contra los grupos minoritarios, no menos.

Por último, analizamos la relación entre la estructura del mercado crediticio y la discriminación de género. El modelo de Becker (1957) prevé que a medida que nuevos operadores en el mercado crediticio aprovechan la oportunidad de sacar partido de los beneficios, aumenta el costo relativo de la discriminación contra las mujeres solicitantes y, por lo tanto, los prestamistas con prejuicios van quedando fuera del mercado debido a la competencia. Probamos la hipótesis de Becker combinando datos experimentales sobre la discriminación de género con el Índice de concentración del mercado Herfindahl-Hirschman basado en el número de sucursales locales que tienen los bancos en cada municipio. Observamos que las diferencias en las tasas de aprobación entre hombres y mujeres tienden a ser mayores en los municipios con más altos niveles de concentración del mercado, pero esto es solo para las solicitudes de préstamo presentadas a los ejecutivos de cuenta pro-hombres, i.e., precisamente los que tienen prejuicios contra las prestatarias. Este resultado coincide con la teoría de discriminación de Becker en el sentido de que el mecanismo subyacente de los efectos negativos de la competencia de mercado por cuestiones de discriminación de género es probable que sea que las actitudes discriminatorias contra la mujer, basadas en el gusto, dejaron de ser rentables.

Varios estudios recientes han utilizado datos observacionales para detectar la presencia de discriminación de género en el mercado crediticio, en particular Carter et al., 2007; Muravyev, Talavera y Schafer, 2009; Barasinska y Schafer, 2010; Bellucci, Borisov y Zazzaro, 2010; Agier y Szafarz, 2013; Alesina, Lotti y Mistrulli, 2013; Stefani y Vacca, 2013; Mascia y Rossi, 2017; Beck, Behr y Madestam, 2018; Montalvo y Reynal-Querol, 2019; Andreeva y Matuszyk (2019). La inmensa mayoría de estos documentos encuentran que las mujeres son discriminadas en el acceso al mercado crediticio, tanto en el margen externo (obtención de la aprobación del crédito)

como en el interno (condiciones de crédito ofrecidas)⁷. El aspecto más novedoso de nuestro documento es que proporciona estimaciones causales de la discriminación de género usando un estudio aleatorio por correspondencia en el que los prestatarios y los ejecutivos de cuenta interactúan en un escenario real. Hasta donde sabemos, ningún trabajo previo había hecho esto antes⁸.

En segundo lugar, dado que el diseño experimental se basa en una muestra representativa de ejecutivos de cuenta, nuestra evidencia nos permite estimar, a nivel de la industria, la relación causal de la eficiencia de los costos asociados con la discriminación de género. En tercer lugar, un aporte novedoso de nuestro estudio es, por un lado, el uso de datos experimentales sobre las preferencias y las convicciones de género a nivel de los ejecutivos de cuenta para desentrañar hasta qué punto la discriminación de género se debe a mecanismos estadísticos o basados en el gusto, y por otro lado el uso de un experimento de información para testear discriminación estadística. Una excepción interesante es el estudio de Brock y De Haas (2019) quienes realizaron un experimento de laboratorio con empleados de un banco comercial en Turquía para comprobar la presencia de discriminación de género en los préstamos a pequeñas empresas. En su experimento, los ejecutivos de cuenta tuvieron que reevaluar solicitudes de préstamo que el banco había recibido en el pasado, pero el género del solicitante había sido manipulado aleatoriamente. Los autores no encontraron ninguna discriminación directa contra las mujeres en cuanto a las tasas de aprobación, aunque sí fue más probable que a las solicitudes de las mujeres se les exigiera un aval, y esto ocurre sobre

⁷ También se ha analizado la discriminación en el acceso a los mercados crediticios en otros aspectos como raza (Van Order, Vassilis y Quigley, 1993; Berkovec, Canner y Hannan, 1998; Blanchflower, Levine y Zimmerman, 2003; Charles y Hurst, 2002; Han, 2004; Ross et al., 2008; Pope y Sydnor, 2011; Hanson et al., 2016; Deku, Kara y Molyneux, 2016; Bayer, Ferreira y Ross, 2017; Bartlett et al., 2018), etnia y proximidad cultural (Charles, Hurst y Stephens, 2008; Bayer, Ferreira y Ross, 2017; Cavalluzzo y Cavalluzzo, 1998; Cavalluzzo, Cavalluzzo y Wolken, 2002; Cohen-Cole, 2011; Fisman, Paravisini y Vig, 2017; Haselmann, Schoenherr y Vig, 2018), y edad o situación migratoria (Dobbie et al., 2018).

⁸ Estudios pioneros de auditoría/por correspondencia aparecieron por primera vez en las publicaciones sobre discriminación laboral, en los que se envían hojas de vida a los empleadores aleatorizando la raza o el género (Neumark, Bank y Van Nort, 1996; Bertrand y Mullainathan, 2004; Oreopoulos, 2011), y se han extendido a otros campos como el comercio minorista (Pope y Sydnor, 2011; Zussman, 2013), o la demanda de vivienda (Hanson et al., 2016; Ewens, Tomlin y Choon-Wang, 2014). Además, también se han utilizado estudios de auditoría para comprobar si la discriminación responde a otras características de los solicitantes de empleo, como credenciales de universidades con fines de lucro (Darolia et al., 2015; Deming et al., 2016), servicio militar (Kleykamp, 2009), selectividad universitaria (Gaddis, 2015), y períodos de desempleo (Kroft, Lange y Notowidigdo, 2013; Eriksson y Rooth, 2014; Nunley et al., 2014). Para una revisión más concienzuda de las publicaciones sobre la discriminación en la economía, véase Bertrand y Duflo, 2017).

todo cuando los ejecutivos de cuenta son jóvenes, menos experimentados o tienen prejuicios de género. Sin embargo, el hecho de que los resultados de Brock y De Haas (2019) se deriven de decisiones de préstamo abstractas “en el laboratorio” tomadas por empleados bancarios seleccionados a quienes no se les permitió interactuar con los solicitantes de préstamos reales, exige cautela en su interpretación y en la posibilidad de replicarlos en los mercados de crédito reales.

2. Historia institucional

En 2018, el 78% de las operaciones del mercado crediticio chileno estaban relacionadas con préstamos de consumo, y más del 90% de estas fueron procesadas electrónicamente (SBIF, 2018). Al servicio de este mercado se encuentran 11 bancos comerciales, todos ellos supervisados por el regulador nacional bancario, SBIF (Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras). Hay tres bancos grandes que abarcan cerca del 60% y hay tres bancos medianos que abarcan cerca del 20% de las solicitudes de préstamo de consumo; el 20% restante está distribuido entre los bancos pequeños, ninguno de los cuales capta más del 5% del mercado⁹. Los préstamos de consumo se dividen en préstamos a plazos (19%), préstamos rotatorios/líneas de crédito (12%), tarjetas de crédito bancarias (23%), y tarjetas de crédito no bancarias (24%).

Los testers de nuestro experimento solicitaron préstamos a plazos. En el proceso de evaluación de préstamos a plazos, los ejecutivos de cuenta suelen pedir al solicitante que suministre su número de identificación tributaria (“RUT”) y que acredite su situación laboral y sus ingresos. A los trabajadores dependientes les exigen adjuntar documentos que respalden sus ingresos mensuales. A los trabajadores independientes o autónomos les piden presentar declaraciones de impuestos a la renta o recibos de nómina. Algunos bancos además solicitan certificaciones de las contribuciones a la seguridad social. En general, la documentación requerida abarca los últimos 3 a 6 meses.

En la práctica, existen cinco dimensiones convencionales que son críticas para la evaluación de las solicitudes de los préstamos a plazos: (i) monto del préstamo solicitado; (ii) plazo

⁹ Algunos bancos pequeños son considerados comercios minoristas con una cartera que se centra en préstamos de consumo, mientras que otros están más centrados en préstamos a empresas o segmentos de mayores ingresos. Para obtener detalles adicionales sobre la estructura del mercado de crédito al consumo en Chile, véase Cuesta y Sepúlveda (2019).

del préstamo solicitado; (iii) ingresos y situación laboral del solicitante; (iv) si el solicitante tiene deudas o préstamos impagos dentro del sistema bancario y (v) si el solicitante es actualmente cliente del banco o no, es decir, si ha utilizado un producto bancario en el pasado o tiene actualmente un préstamo activo. También pueden requerirse otras consideraciones como activos, valores inmobiliarios o evidencia de garantía, aunque esto es principalmente en caso de solicitudes de préstamo que involucren grandes montos (p. ej., superiores a los USD 15.000). La evaluación del préstamo normalmente no toma más de 2 semanas. La decisión final puede o no requerir consulta con el comité de crédito interno del banco, lo cual suele depender de una combinación de las políticas internas establecidas por el banco y el plan de incentivos dirigido a los ejecutivos de cuenta.

Disparidades entre hombres y mujeres. Caracterizamos las disparidades entre hombres y mujeres en el mercado de créditos de consumo utilizando datos de la SBIF que contienen el universo de transacciones de préstamos a plazos entre bancos y prestatarios para el período 2013-2016. Aproximadamente el 40% de las solicitudes de préstamo de consumo fueron presentadas por mujeres. La proporción de las solicitudes de préstamo presentadas por hombres/mujeres estuvo bien equilibrada entre los bancos, lo que sugiere que la demanda de crédito no está segmentada por género del solicitante (véase Gráfico A.I).

Los préstamos a plazos tienen un rango intercuartil de USD 850 - USD 13.700¹⁰. En promedio, las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres son 9,9% más pequeñas en relación con aquellas presentadas por hombres, una diferencia que se explica potencialmente por las diferencias salariales entre hombres y mujeres. De hecho, las mujeres chilenas con título universitario devengaron, en promedio, el 65% del salario devengado por los hombres con el mismo nivel educativo (OCDE, 2018).

La tasa de aprobación de préstamos es del 71%, aunque desciende bruscamente al 40% en el caso de los prestatarios que no son clientes del banco al que hacen la solicitud. Los datos 2013-2016 de la SBIF contienen un gran conjunto de características a nivel de prestatario que se adjuntan a cada solicitud de préstamo, entre las que se incluyen la edad, el estado civil, los ingresos, el

¹⁰ A menos que se indique lo contrario, todas las unidades monetarias se miden en dólares estadounidenses al 18 de julio, 2018, la fecha de inicio de nuestro experimento. Como referencia, la tasa de cambio en esa fecha era de \$653.89 pesos chilenos por cada dólar estadounidense, según el Banco Central de Chile.

historial de deudas y la calificación crediticia, entre otras. Examinamos las diferencias entre hombres y mujeres, haciendo primero una regresión de una variable ficticia de aprobación (a saber, si la solicitud de préstamo fue aprobada o no) en el género del solicitante, tomando en consideración el conjunto completo de variables a nivel del prestatario, así los efectos fijos de banco, tiempo y monto-plazo. Luego adoptamos un enfoque cuasi experimental y reestimamos las diferencias entre hombres y mujeres usando el indicador de emparejamiento con los vecinos más cercanos (Abadie y Imbens, 2011). Los resultados se indican en el Cuadro A.I del Apéndice. El Panel A incluye todas las solicitudes de préstamo, mientras que el Panel B incluye solo las solicitudes de préstamo entre USD 1.500 y USD 13.500 presentadas por solicitantes de 25 a 35 años, que son los rangos de monto/edad que limitan nuestra muestra experimental (más en la Sección 3). En cada panel, dividimos además los resultados en dos conjuntos: primero considerando la muestra completa de solicitantes y luego solo considerando a los no clientes.

Los resultados son mixtos y dependen del método utilizado. En la muestra completa (Panel A, Todos los solicitantes de préstamos), las estimaciones de regresión muestran que las mujeres no tienen menos probabilidades de recibir la aprobación de un préstamo que los hombres (Modelo 2), pero las estimaciones de emparejamiento sugieren una pequeña diferencia de género favorable a los hombres. En la muestra de no clientes, las mujeres solicitantes parecen tener una ventaja pequeña, pero significativa, en relación con los hombres en lo que respecta a las tasas de aceptación (Modelo 2), pero la diferencia desaparece cuando se utiliza el indicador de emparejamiento. En el caso de los jóvenes solicitantes que solicitan préstamos de entre USD 1.500 y USD 13.500 (Panel B), los resultados siguen un patrón similar. Si bien los coeficientes de género varían ligeramente entre las muestras y las estrategias empíricas, muestran en general que las diferencias de género en las tasas de aprobación son efectivamente nulas.

Resulta problemático identificar la discriminación de género utilizando datos observacionales, ya que los datos requeridos para hacer comparaciones *ceteris paribus* entre prestatarios de ambos sexos son muy amplios (Heckman y Siegelman, 1992; Heckman, 1998; Blanchflower, Levine y Zimmerman, 2003; Han, 2004; Fisman, Paravisini y Vig, 2017; Dobbie et al., 2018). Aunque la riqueza de los datos de la SBIF nos permite tomar en consideración una amplia gama de posibles factores de confusión asociados con las características a nivel de

prestarios, préstamos y bancos, todavía existen múltiples fuentes de endogeneidad que pueden sesgar las estimaciones de género.

En primer lugar, no observamos cómo es que los bancos emparejan internamente las solicitudes de préstamo con los ejecutivos de cuenta, y, por lo tanto, no se observan los posibles sesgos de género en las normas al interior de los bancos. En segundo lugar, los atributos inobservables de los ejecutivos de cuenta como el género, la experiencia, los rasgos de comportamiento/personalidad (incluidos los sesgos de género) pueden afectar al proceso de evaluación del préstamo y las decisiones de aprobación/rechazo. Por ejemplo, Brock y De Haas, (2019) muestran que es más probable que los empleados de un banco comercial en Turquía exijan un fiador al evaluar las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres (en relación con los hombres), y esto ocurre sobre todo cuando los ejecutivos de cuenta son jóvenes, menos experimentados o tienen prejuicios de género. En tercer lugar, el plan de incentivos (no observado) dirigido a los empleados bancarios también puede influir. De hecho, Agarwal y Wang (2009) muestran que la compensación de incentivos aumenta la apertura de préstamos, pero puede inducir a los ejecutivos de cuenta a proporcionar préstamos de alto riesgo. Los autores también muestran que las inquietudes profesionales de los ejecutivos de cuenta sirven como un buen instrumento disciplinario para mitigar problemas de agencia, todo lo cual puede afectar la aprobación del préstamo. Por último, Hertzberg, Liberti y Paravisini (2010) muestran que las asimetrías de información entre los ejecutivos de cuenta y el banco son considerables. Al utilizar registros internos detallados de la sucursal argentina de un gran banco estadounidense multinacional, los autores observan que una política de rotación, que reasigna de manera rutinaria ejecutivos de cuenta a prestatarios, afecta la forma en que los ejecutivos de cuenta presentan sus informes.

Una solución para los problemas señalados anteriormente es poner en marcha un estudio por correspondencia en el que se envíen solicitudes de préstamo manipuladas aleatoriamente a los ejecutivos de cuenta, mientras se asigna de manera aleatoria el género que aparece en el formulario de solicitud. De esta manera, la discriminación es un efecto causal definido por un experimento conceptual de la hipótesis *ceteris paribus*, es decir, se varía el género de los solicitantes, pero se mantiene todo lo demás constante. Sin embargo, llevar a cabo un experimento de este tipo en el mercado de crédito formal es inviable ya que, por lo general, el proceso de préstamo comienza con la verificación de la identidad del solicitante mediante las agencias de informes de crédito como

Experian, TransUnion o Equifax, lo que permite a los ejecutivos de cuenta identificar fácilmente las solicitudes de préstamo falsas en las que se ha manipulado el género. Pero logramos superar esta barrera realizando un estudio por correspondencia con prestatarios reales en el que, en lugar de manipular el género del solicitante, asignamos aleatoriamente las solicitudes de préstamo a prestatarios potenciales, con una composición equilibrada de ambos sexos, quienes luego presentan las solicitudes asignadas a ejecutivos de cuenta asignados de manera aleatoria.

3. Diseño experimental

Asignamos aleatoriamente las solicitudes de préstamo (con monto y plazo aleatorios) a una muestra equilibrada de prestatarios y prestatarias potenciales, que estaban dispuestos a participar en el experimento (“testers”), quienes a su vez enviaron dichas solicitudes de préstamo a ejecutivos de cuenta asignados aleatoriamente, que habían participado en una encuesta representativa de ejecutivos de cuenta en Chile. El objetivo era comprobar si las tasas de respuesta y aprobación varían dependiendo del género del tester. El experimento se desarrolló de la siguiente forma:

Reclutamiento de testers. Seleccionamos aleatoriamente una submuestra de individuos que rindieron la Prueba de Selección Universitaria (PSU) en Chile durante el período 2001-2009¹¹. En abril de 2018, los individuos seleccionados recibieron por correo electrónico una invitación para participar en un experimento que analizaría las disparidades entre hombres y mujeres en el mercado de créditos de consumo. Con el fin de alentar su participación, proporcionamos un incentivo de USD 15 por aceptar la invitación. La invitación consistía en enviar cuatro solicitudes de préstamo a cuatro ejecutivos de cuenta asignados por el equipo de investigación. El pago del incentivo de USD 15 estaba condicionado a que (i) el tester hubiera respondido una breve encuesta con información demográfica, económica y de identificación tributaria; (ii) el tester hubiera adjuntado comprobantes de acuerdos salariales (en el caso de trabajadores dependientes), declaraciones de impuestos sobre la renta o recibos de honorarios mensuales (en el caso de trabajadores independientes o autónomos), y contribuciones a la seguridad social, todo ello de los

¹¹ PSU es la Prueba de Selección Universitaria, una prueba presentada por todos los graduados de secundaria que aspiran a ingresar al sistema de educación superior en Chile. A fin de recibir los resultados de la prueba por correo electrónico, los examinados aceptan proporcionar sus direcciones de correo electrónico. Se obtuvieron correos electrónicos anónimos a través de un acuerdo de investigación con DEMRE, el administrador de la PSU.

últimos 3 a 6 meses; (iii) el tester hubiera demostrado que había enviado por correo electrónico las cuatro solicitudes de préstamo a los cuatro ejecutivos de cuenta asignados en el formato requerido por el equipo de investigación; y (iv) el tester hubiera reenviado al equipo de investigación todas las respuestas de correo electrónico que recibiera de los ejecutivos de cuenta sobre cada solicitud de préstamo¹².

Se incluyeron en la muestra del estudio un total de 404 testers, de los cuales el 58% eran mujeres. Nuestra estrategia de muestreo está en línea con Ayres y Siegelman (1995). Dado que el género no puede asignarse de forma aleatoria, se deben realizar ajustes en las características “relevantes” observadas para garantizar la comparabilidad estadística entre los grupos de género. De hecho, nuestra muestra de solicitantes está estadísticamente equilibrada entre hombres y mujeres según demografía, nivel de educación, ingresos, situación económica, situación laboral e historial de crédito, a saber, las mismas variables específicas del solicitante que exigen los bancos para evaluar las solicitudes de préstamo. Esto último garantiza que las diferencias medias en las tasas de respuesta/aceptación de los solicitantes hombres y mujeres reflejen las diferencias en las decisiones de los ejecutivos de cuenta y no las diferencias entre los solicitantes hombres y mujeres.

Los testers reclutados provienen de una población de personas que ingresaron al sistema de educación superior como máximo hace 17 años, i.e., jóvenes profesionales que tienen cerca de 10 años de experiencia en el mercado laboral. La mediana de la edad es 29, y solo el 11% están casados. El salario mensual medio es aproximadamente USD 1.000. El 90% están empleados, y entre ellos, el 39% son empleados autónomos. Al inicio del experimento, el 39% tenía un préstamo activo y ninguno de los participantes tenía deuda morosa en el mercado de crédito formal.

Ejecutivos de cuenta. Dos meses antes de empezar el experimento, a través de la SBIF, se llevó a cabo una encuesta representativa a nivel nacional entre ejecutivos de cuenta de todos los bancos que prestan servicios al mercado de créditos de consumo. La encuesta incluye direcciones de correo electrónico, así como información demográfica básica como género, educación y años de experiencia. Además, la encuesta incluye un módulo sobre preferencias de género en el que los

¹² Éramos conscientes de que algunos participantes decidieron tomar parte en el experimento, no por el incentivo económico, sino con el objetivo de luchar contra la discriminación de género, lo que puede causar “efectos experimentadores” que amenazan la validez interna del diseño. Sin embargo, como se detalla a continuación (véase subsección “Solicitudes de préstamo”), nuestro diseño minimiza tales amenazas imponiendo un protocolo estricto para las interacciones entre los testers y los ejecutivos de cuenta, y observamos que los testers respetaron el protocolo a cabalidad.

ejecutivos de cuenta declaran su cartera óptima de clientes hombres y mujeres y los principales problemas a los que se enfrentan al tratar con cada género. Nuestros datos comprenden 1.989 ejecutivos de cuenta que trabajan en 11 bancos ubicados en 12 regiones del país. Para este experimento se seleccionó una submuestra aleatoria de 629 ejecutivos de cuenta de nueve bancos, cada uno de los cuales recibió al menos una solicitud de préstamo de un tester¹³. El 65% de la muestra de ejecutivos de cuenta son mujeres. El 71% tiene entre 29 y 49 años. El 33% están casados. El 97% tiene un título de educación superior y un promedio de 11 años de experiencia en el sector bancario.

Solicitudes de préstamo. Cada solicitud de préstamo se envía por correo electrónico desde la cuenta del tester a la del ejecutivo de cuenta. El monto del préstamo solicitado está asociado a un plazo de préstamo preestablecido. Con el objetivo de diseñar un esquema representativo de los montos y plazos de los préstamos contratados en el mercado de créditos de consumo en Chile, utilizamos el rango intercuartil del tamaño del préstamo para el universo de los préstamos a plazos aprobados en 2018, que es aproximadamente entre USD 1.000 y USD 14.000. En particular, establecimos nueve posibles montos: USD 1.500; USD 3.000; USD 4.500; USD 6.000; USD 7.500; USD 9.000; USD 10.500; USD 12.000; y USD 13.500. El rango intercuartil del plazo del préstamo para préstamos entre USD 1.000 y USD 14.000 USD oscila entre 12 y 60 meses, y la relación entre el monto del préstamo y el plazo del préstamo se comporta de manera lineal, i.e., los préstamos más grandes suelen asociarse a los plazos más largos. Por lo tanto, para cada uno de los 9 tipos de montos adjuntamos el plazo correspondiente de un conjunto de 9 posibles plazos: 12; 18; 24; 30; 36; 42; 48; 54; y 60 meses. Es decir, las solicitudes de préstamo de USD 1.500 son para 12 meses; las solicitudes de préstamo de USD 3.000 son para 18 meses, y así sucesivamente. Por último, los testers no especifican la finalidad del préstamo (p. ej., comprar ropa, un automóvil, etc.), lo que minimiza la presencia de un sesgo específico del motivo por parte del ejecutivo de cuenta.

Para cada solicitud de préstamo, el tester recibe un correo electrónico separado del equipo de investigación, que contiene un texto estandarizado con la información pertinente para hacer la

¹³ En 2 de cada 11 bancos, menos de 15 ejecutivos de cuenta respondieron la encuesta, y en consecuencia esos bancos fueron descartados del procedimiento de la muestra. Estos 2 bancos representan menos del 3% del mercado. Los 9 bancos restantes abarcan más del 97% de las operaciones del mercado de créditos de consumo en 2018.

solicitud de préstamo, incluyendo el monto y el plazo del préstamo, el salario mensual, y el identificador fiscal individual, así como la dirección de correo electrónico del ejecutivo de cuenta asignado. El tester recibió instrucciones de copiar y pegar el texto estandarizado, y de utilizar su cuenta de correo electrónico personal para enviar la solicitud de préstamo a la dirección de correo electrónico del ejecutivo de cuenta asignado. Un ejemplo de un texto estandarizado de una solicitud de préstamo es el siguiente:

Apreciado/a Sr./Sra. [Nombre del ejecutivo de cuenta],

Recibí su mensaje de correo electrónico y estoy citando las condiciones de préstamo. Me gustaría obtener un préstamo personal por cinco millones de pesos chilenos. Deseo pagarlo en 36 meses. i RUT es [número de identificación tributaria]. Mi salario mensual es de \$750.000 pesos chilenos. Encuentre adjuntos mi comprobante salarial y mis contribuciones a la seguridad social.

Atentamente,

[Nombre del tester]

La capacidad de negociación por parte del solicitante es inobservable y puede confundir las estimaciones de la discriminación de género. De hecho, hay evidencia empírica que sugiere que es menos probable que las mujeres usen su capacidad de negociación que los hombres al negociar contratos laborales o financieros (véase, por ejemplo, Major, 1987; Bowles, Babcock y McGinn, 2005; Bowles, Babcock y Lai, 2007; Small et al., 2007; Bertrand, 2011; Card, Cardoso y Kline, 2016). Por lo tanto, para ir sobre seguro, evitamos que los testers negociaran las condiciones de crédito al tratar con los ejecutivos de cuenta¹⁴. En particular, se permitió a los testers interactuar con los ejecutivos de cuenta, pero solo por correo electrónico, y solo en caso de que los ejecutivos de cuenta llegaran a solicitar información adicional para evaluar la solicitud de préstamo, en cuyo caso se les dio instrucciones de interactuar de manera sistemática con los ejecutivos de cuenta, proporcionando únicamente la información específica requerida. Con el fin

¹⁴ Esto a costa de reducir la validez externa de nuestros resultados. Sin embargo, bajo la hipótesis de que los hombres solicitantes negocian más (y por lo tanto obtienen mejores condiciones de crédito) que las mujeres, esperamos que las estimaciones de discriminación de género derivadas de nuestro experimento sean un límite más bajo en relación con aquellas que observaríamos en entornos en los que los solicitantes pueden negociar.

de supervisar las interacciones tester-ejecutivo de cuenta se pidió a los testers reenviar todas sus interacciones con los ejecutivos de cuenta al equipo de investigación, desde la solicitud de cotización del préstamo realizada por el tester hasta la decisión final del ejecutivo de cuenta. Se advirtió a los testers que negociar las condiciones de crédito o no reportar todas sus interacciones con el ejecutivo de cuenta sería penalizado con su expulsión del experimento sin recibir ningún incentivo de pago¹⁵.

Aleatorización. Primero, estratificamos los testers por región y género. A continuación, asignamos aleatoriamente 4 solicitudes de préstamo por tester, cada una de las cuales varía aleatoriamente entre los 9 tipos de plazo-monto del préstamo, para un total de 1.616 (= 404 × 4) observaciones de solicitud de préstamo. Luego tomamos nuestra submuestra de 629 ejecutivos de cuenta y estratificamos por región, banco y género del ejecutivo de cuenta, y dentro de cada estrato asignamos aleatoriamente una de las 1.616 solicitudes de préstamo a uno de los 629 ejecutivos de cuenta¹⁶. El Gráfico A.II del Apéndice ilustra el diseño experimental.

Para garantizar la validez del experimento, se restringió la asignación aleatoria de las solicitudes de préstamo a los ejecutivos de cuenta de la siguiente manera:

1. Restringimos la asignación aleatoria de las solicitudes de préstamo a los ejecutivos de cuenta que trabajan en la misma región donde reside el tester¹⁷. Este enfoque maximiza la posibilidad de que las solicitudes de préstamo sean evaluadas por el ejecutivo de cuenta asignado y no por colegas fuera de la muestra. De hecho, solo el 3% de las solicitudes de préstamo asignadas fueron

¹⁵ No tenemos casos en que el tester no haya reportado las interacciones. En ninguna de las interacciones se encontró evidencia de negociación entre los testers y los ejecutivos de cuenta.

¹⁶ Para un poder estadístico del 80%, nuestra muestra de solicitudes de préstamo nos permite identificar diferencias de género en las tasas de aprobación del orden del 1,1% a un nivel de relevancia estadística del 95%. Podríamos haber aumentado el poder estadístico creando un mayor número de solicitudes de préstamo por tester o equiparando a los testers y asignándolos a ejecutivos de cuenta en pares. No obstante, aumentar el número de solicitudes de préstamo por tester era a expensas de reducir el atractivo de participar en el experimento para los testers. Además, recibir un número inusual de solicitudes nuevas provenientes de solicitantes muy similares aumentaría el riesgo de sospecha entre los ejecutivos de cuenta. Por lo tanto, descartamos estas estrategias al construir el diseño aleatorio.

¹⁷ Esto concuerda con las solicitudes de préstamo en el mercado de créditos de consumo chileno, ya que más del 95% de las solicitudes de préstamo se presentan a los ejecutivos de cuenta que trabajan en la misma región donde reside el solicitante (SBIF, 2018).

- delegadas, es decir, fueron evaluadas por un ejecutivo de cuenta distinto al previsto en el diseño experimental¹⁸.
2. Las solicitudes de préstamo asignadas a cada ejecutivo de cuenta fueron restringidas de tal forma que fueran diferentes en cuanto monto, plazo y tester, reduciendo al mínimo la sospecha de engaño. Además, cada tester no fue emparejado con más de un ejecutivo de cuenta por banco para evitar también la sospecha a nivel de los bancos
 3. Las solicitudes de préstamo variaron en términos de formulación. En particular, todas las solicitudes de préstamo incluían la misma información (monto del préstamo, plazo del préstamo, número de identificación fiscal y sueldo mensual), pero cada una de ellas fue asignada aleatoriamente a uno de los 23 textos estandarizados utilizados para solicitar el préstamo. Esto con el fin de evitar sospechas entre los ejecutivos de cuenta que, de lo contrario, estarían recibiendo múltiples solicitudes de préstamo con el mismo mensaje. Las variaciones entre los textos fueron diseñadas para ser lo suficientemente pequeñas como para preservar el objetivo y la amabilidad del mensaje, pero lo suficientemente distintivas para evitar sospechas.
 4. En la medida de lo posible, las solicitudes de préstamo se asignaron a ejecutivos de cuenta que trabajaban en bancos en los que el solicitante no era cliente en el momento de la asignación aleatoria. Este fue el caso del 93% de las solicitudes de préstamo asignadas¹⁹. Esto reduce la influencia de las relaciones previas al tratamiento entre clientes y bancos en el proceso de evaluación de las

¹⁸ Algunos bancos tienen políticas de delegación basadas en criterios más que geográficos (es decir, dependiendo del lugar de residencia del solicitante). De hecho, los clientes también pueden ser clasificados por edad, género o perfil de ingresos, y solo entonces se les asigna a grupos específicos de ejecutivos de cuenta. Sin embargo, la evidencia cualitativa de las entrevistas con los ejecutivos de cuenta que trabajan en los bancos chilenos revela que estos criterios se aplican sobre todo a las personas que ya son clientes del banco, pero no a las personas que no son clientes y que solicitan un préstamo al banco por primera vez. En el caso de los no clientes, los bancos no suelen establecer políticas de delegación para la evaluación de los solicitantes, a menos que la solicitud de préstamo sea de grandes montos (p. ej., por encima de los USD 15.000). Ya que más del 90% de nuestra muestra de testers no son clientes de los bancos donde trabajan los ejecutivos de cuenta asignados, y las solicitudes de préstamo experimentales son de baja cuantía, nuestra población de interés no se ve afectada por las políticas de delegación.

¹⁹ El 7% restante corresponde a casos en los que el solicitante tuvo una relación previa con todos los bancos que operan en su región de residencia.

solicitudes de préstamo y también minimiza la delegación de las solicitudes de préstamo.

Por último, para probar los posibles mecanismos asociados con la discriminación estadística, pusimos en marcha un experimento de información mientras los ejecutivos de cuenta respondían la encuesta en línea de base. En particular, la mitad de los ejecutivos de cuenta fueron asignados aleatoriamente para leer un párrafo sobre el desempeño de las prestatarias en relación con los hombres en lo que respecta al reembolso (según lo informado por la SBIF (2018)). El mensaje también incluía los posibles costos asociados con la discriminación de género en el mercado de créditos de consumo. El objetivo era alinear las convicciones de los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje sobre la capacidad de reembolso de las mujeres (frente a los hombres) con la información oficial sobre sus tasas de reembolso, y así comprobar la presencia de discriminación estadística inexacta (véase la Sección 6 para ver información detallada).

Resultados de interés. Identificamos causalmente los efectos de la discriminación de género en el margen extensivo, es decir, si la solicitud de préstamo fue respondida por el ejecutivo de cuenta y si la solicitud de préstamo fue aceptada por el ejecutivo de cuenta.

También examinamos los efectos de margen intensivo sobre los préstamos aceptados, aunque este análisis es solo observacional, ya que la decisión de aceptar o no un préstamo es endógena al ejecutivo de cuenta o a los criterios de aprobación del banco²⁰.

Atrición. Nuestro marco de muestra está conformado por 1.616 solicitudes de préstamo (4 solicitudes de préstamo para cada uno de los 404 testers), que fueron distribuidas entre 629 ejecutivos de cuenta que trabajan en 9 bancos en Chile. Se les pidió a todos los testers que enviaran al mismo tiempo las solicitudes de préstamo asignadas a los ejecutivos de cuenta asignados, el 18 de julio de 2018, fecha de inicio del experimento. Con el fin de minimizar la deserción, enviamos correos electrónicos cada dos semanas recordando a los testers enviar sus solicitudes asignadas. En total, 303 de las 1.616 solicitudes de préstamo no fueron enviadas por los testers, y las

²⁰ Para un análisis detallado de los efectos de margen intensivos, véase la Sección del Apéndice B.3. Se evalúan cinco resultados correspondientes al margen intensivo: el monto del préstamo aprobado; el plazo del préstamo aprobado; el pago del préstamo; la tasa de interés cobrada y el CAE (Cargo Anual Equivalente).

consideramos abandonos. La tasa de atrición es del 18.75%. a diferencia en la tasa de atrición por género es de 2.2 *p.p.* en favor de los testers hombres, lo que no es significativo en los niveles estadísticos convencionales (véase el Cuadro A.II del Apéndice, Panel A). La evidencia es coherente a través de las diferencias no ajustadas y ajustadas entre los géneros, a saber, cuando se utiliza la especificación principal para estimar los efectos de género. Más del 70% de los testers enviaron todas las solicitudes asignadas, y las proporciones de testers hombres y mujeres que enviaron 0, 1, 2, 3 y 4 solicitudes, respectivamente, son también similares (véase el Cuadro A.II del Apéndice, Panel B). Por último, más del 80% de las solicitudes presentadas se enviaron dentro de las primeras 10 semanas después de la fecha inicial del experimento, con una mediana de 2 semanas²¹.

Determinantes de atrición. Exploramos los determinantes de atrición en el Cuadro A.III del Apéndice. El cuadro muestra cómo las características individuales se correlacionan con el número de solicitudes de préstamo no presentadas, así como con la probabilidad de no enviar al menos una de las solicitudes de préstamo asignadas. Encontramos que los abandonos son en su mayoría testers cuyas solicitudes de préstamo asignadas incluían a un ejecutivo de cuenta que trabajaba en un banco donde estos eran clientes. De hecho, en esos casos la probabilidad de no presentar al menos una de cada cuatro solicitudes de préstamo aumentó en 15 *p.p.*, en promedio. Suponemos que los clientes de los bancos preveían que enviar las solicitudes de préstamo experimentales podría alterar su perfil de riesgo dentro del banco, especialmente si las características de las solicitudes asignadas (monto y plazo) no estuvieran alineadas con su historial crediticio, afectando sus posibilidades de obtener un préstamo en el futuro. Este no fue el caso de los no clientes a menos que tuvieran planes de cotizar un préstamo del banco asignado a corto plazo. En cualquier caso, creemos que la mayor tasa de atrición entre los clientes del banco debería generar un sesgo a la baja en las tasas de aprobación, ya que estamos perdiendo solicitudes de préstamo que tienen, en expectativa, una mayor probabilidad de ser aceptadas que las solicitudes de los no clientes.

²¹ Respetando el plan de análisis previo, los errores estándar están agrupados a nivel región-banco. Aun así, la evidencia es robusta al uso de errores estándar (robustos) coherentes con la heterocedasticidad. La evidencia también es robusta para agrupar los errores estándar tanto a nivel del ejecutivo de cuenta, como del solicitante. Para una replicación de todos los resultados de este estudio usando estos tres criterios de ajuste diferentes, véase el Apéndice por internet.

Por su diseño, la asignación aleatoria de las solicitudes de préstamo a los ejecutivos de cuenta (y por lo tanto a los bancos) garantiza que la distribución de las solicitudes enviadas por testers hombres y mujeres sea estadísticamente idéntica en todos los bancos, es decir, que a todos los bancos les fue asignada una proporción similar de solicitudes de préstamo de hombres/mujeres. Sin embargo, es preocupante la medida en que esto es coherente con la demanda de crédito al consumo que tendrían testers hombres y mujeres en un entorno ajeno al experimento. Por ejemplo, los hombres y mujeres testers pueden tener diferentes niveles de aversión al riesgo y, por lo tanto, cotizar préstamos con diferentes bancos, de manera que la demanda de crédito al consumo se segmenta por tipos de género-banco. Sin embargo, parece que no es así, ya que el efecto de ser un cliente desertor es similar entre los solicitantes hombres y mujeres (el coeficiente interactivo es insignificante), es decir, las solicitantes no son menos/más reacias al riesgo que sus contrapartes masculinas. Esto es congruente con la evidencia mostrada en el Gráfico A.I, donde encontramos que las solicitudes de préstamo realizadas por hombres/mujeres están equilibradas entre los bancos, lo que implica que la demanda de crédito no está segmentada por género. En general, estos resultados sugieren que el proceso de búsqueda de crédito seguido por mujeres testers en un entorno real no debería ser fundamentalmente distinto al seguido por sus contrapartes hombres, y por lo tanto se espera que nuestra demanda de crédito experimental sea comparable con la demanda de crédito que observaríamos en un entorno real.

Balance en línea de base. Nuestra estrategia de identificación se basa en las solicitudes de préstamo presentadas por hombres y mujeres testers que son estadísticamente similares en cuanto a las dimensiones a nivel del solicitante consideradas por los bancos al evaluar las solicitudes de préstamo al consumo, así como a las características de los ejecutivos de cuenta y de los bancos que reciben sus solicitudes de préstamo. Los Cuadros A.IV hasta A.VII del Apéndice presentan pruebas de equilibrio de género para un gran conjunto de características a nivel de solicitantes, ejecutivos de cuenta, bancos y solicitudes de préstamo. Siguiendo la práctica habitual, probamos el equilibrio de género utilizando la misma especificación del modelo que fue especificado previamente para estimar los efectos de la discriminación, es decir, tomando en consideración todas las variables de estratificación incluidas en el esquema de aleatorización. Como se especificó a priori en el plan de análisis previo, los errores estándar se agrupan a nivel región-banco. El diseño funcionó como se esperaba, ya que solo 3 de las 101 variables (3%) presentaban desequilibrio en

los niveles estadísticos convencionales, y de esto se trata lo que se esperaría que ocurra por pura casualidad²².

Una preocupación es que solo observamos las verdaderas distribuciones de la rentabilidad esperada para las solicitudes de préstamo experimentales, pero no tenemos información sobre las presentadas fuera del experimento, es decir, no observamos la cartera completa de solicitudes de préstamo gestionada por cada ejecutivo de cuenta. Dado que los ejecutivos de cuenta no pueden identificar cuáles solicitudes de préstamo son “experimentales” y cuáles no, entonces las solicitudes de préstamo experimentales que parecen equivalentes en cuanto al género para el econométrista pueden, en realidad, resultar heterogéneas para el ejecutivo de cuenta. De hecho, si esa heterogeneidad no se distribuye equitativamente entre los ejecutivos de cuenta que reciben las solicitudes de préstamo de hombres y mujeres, entonces se violaría nuestra suposición de identificación. Sin embargo, creemos que este no debería ser el caso en nuestro entorno, ya que la asignación de solicitudes de préstamo a los ejecutivos de cuenta es aleatoria y, por lo tanto, las características de las solicitudes de préstamo fuera de la muestra se distribuyen, como era de esperar, por igual entre los ejecutivos de cuenta que reciben solicitudes de préstamo experimentales de testers de ambos sexos.

4. Estimación de los efectos de la discriminación de género

Informamos las estimaciones del efecto del género de los solicitantes en las tasas de respuesta y aprobación. Como se especifica en el plan de análisis previo, estimamos el siguiente modelo de probabilidad lineal:

$$Y_{ijkt} = \alpha + \beta \text{Female}_{li} + \gamma \text{Offtender}_j + \mu_k + \delta_l + \theta_t + \rho T_j + \eta X_i + \pi Z_j + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

Nuestra unidad de análisis es la solicitud de préstamo presentada por un individuo i . La j representa a los ejecutivos de cuenta, la k representa la región-banco donde trabaja el ejecutivo de cuenta, y la t representa la semana en la que se envió la solicitud de préstamo. Y_{ijkt} es una variable

²² Los resultados de la prueba de equilibrio son robustos para el uso de errores estándar (robustos) Huber-White, así como cuando los errores estándar están agrupados a nivel del ejecutivo de cuenta y a nivel del solicitante. En todos esos casos, encontramos que como máximo 6 de las 101 variables (6%) presentan desequilibrio en los niveles estadísticos convencionales. Esto es, de nuevo, lo que se esperaría que ocurra por pura casualidad. Véanse los cuadros del Apéndice por internet en este enlace.

ficticia que equivale a 1 si la solicitud de préstamo fue respondida/aprobada y a cero en caso contrario, mientras que β es el nivel de discriminación de género para el resultado que se está considerando (i.e., el coeficiente asociado a $Female_{li}$, una variable ficticia que equivale a 1 si la solicitud de préstamo es enviada por una mujer y a 0 si es enviada por un hombre.). Una β negativa indicaría que los ejecutivos de cuenta discriminan a las prestatarias. $Offtender_j$ es un indicador ficticio del género del ejecutivo de cuenta; μ_k son 61 efectos fijos de región-banco; δ_l son 9 efectos fijos de tipo de préstamo; θ_t son efectos fijos de 23 semanas; ρ es el efecto asociado a una variable ficticia que equivale a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información y a 0 en caso contrario; X_i es un vector de las características del solicitante previas al tratamiento, incluyendo edad, estado civil, salario mensual, si trabaja por cuenta propia, y si el individuo es cliente del banco donde trabaja el ejecutivo de cuenta asignado; y Z_j es un vector de las características del ejecutivo de cuenta previas al tratamiento, incluyendo edad, si tiene título de educación superior, y años de experiencia en el sector bancario. Por último, ε_{ijkt} es el término de error^{23 24}.

Los efectos fijos a nivel región-banco captan las diferencias promedio no observables entre bancos de diferentes regiones, donde cada efecto fijo es una variable ficticia que representa a un banco determinado en una región determinada. Estos efectos incluyen las posibles diferencias en las políticas de préstamos, los criterios para los solicitantes elegibles y los procedimientos estándar de procesamiento de préstamos impuestos por un banco determinado. También toma en consideración las diferencias en el nivel de tolerancia a la discriminación de género en bancos y regiones, así como la estructura del mercado y los efectos sobre la competencia, todos los cuales pueden variar tanto a nivel institucional como geográfico. Asimismo, los controles $Offtender_j$ para las diferencias no observadas entre los ejecutivos de cuenta hombres y mujeres que pueden afectar la decisión de aceptar/responder a una solicitud de préstamo. Dado que la aleatorización se llevó

²³ Nótese que incluir efectos fijos del tester no tiene sentido aquí, ya que esto impide la identificación del parámetro de discriminación de género. Además, tampoco tiene sentido incluir por separado los efectos fijos de región y banco, ya que estos abarcan el mismo subespacio que μ_k .

²⁴ Nótese que el 55% de los ejecutivos de cuenta recibieron más de una solicitud, lo que permite la inclusión de los efectos fijos específicos de los ejecutivos de cuenta. Aunque esto no se especificó previamente en nuestro plan de análisis previo, la inferencia estadística es robusta para tomar en consideración los efectos fijos del ejecutivo de cuenta en cuanto a que las decisiones de rechazo de la hipótesis nula siguen siendo las mismas en los niveles convencionales de relevancia estadística. El Apéndice B.1 proporciona evidencia sobre esto.

a cabo dentro de los bloques de género del ejecutivo de cuenta y región-banco, el ajuste de los mismos en el análisis de regresión no afecta la estimación de la discriminación de género, pero sí mejora su precisión (Bruhn y McKenzie, 2009). Por último, los efectos fijos de tiempo captan las diferencias no observadas en las semanas en las que se presentaron las solicitudes de préstamo, como los shocks económicos simultáneos y las variaciones en las políticas crediticias adoptadas por los bancos a lo largo del tiempo.

5. Resultados

Reportamos los resultados de la ecuación de estimación 1 de dos especificaciones diferentes, una con y otra sin el conjunto de variables de línea de base de individuo y ejecutivo de cuenta. Aunque tomamos en consideración los efectos fijos a nivel región-banco, las observaciones aún pueden estar correlacionadas con cada sucursal región-banco. Por lo tanto, como se especifica en el plan de análisis previo, suponemos que los términos de error no son independientes y reportan errores estándar agrupados a nivel región-banco²⁵. Según el plan de análisis previo, nuestra probabilidad a priori es que existe discriminación de género contra las mujeres solicitantes, y por lo tanto reportamos adicionalmente el valor p del coeficiente de género del tester para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $H_0 : \beta > 0$ ²⁶.

Efectos en las tasas de aprobación y respuesta. En el Cuadro I se reportan los resultados. Observamos que en el 86% de los casos los ejecutivos de cuenta respondieron a la solicitud de préstamo presentada, es decir, evaluaron la solicitud e informaron al solicitante del préstamo si esta fue aceptada o rechazada. No encontramos evidencia de discriminación de género contra las prestatarias, lo que significa que el nivel de respuesta de los ejecutivos de cuenta no fue inferior hacia las solicitantes mujeres (en comparación con los hombres). También observamos que el 31% de las solicitudes presentadas fueron aceptadas, lo cual coincide con la tasa de aprobación entre

²⁵ La inferencia estadística de nuestros resultados es robusta al uso de errores estándar coherentes con la heterocedasticidad (Huber-White) en que las decisiones de si rechazar la hipótesis nula sin efecto siguen siendo las mismas en los niveles convencionales de relevancia estadística. Tratamos de agrupar los errores estándar a nivel del solicitante y a nivel del ejecutivo de cuenta. Los resultados son reportados en el Apéndice por internet. La validez estadística de los resultados permanece en su mayor parte inalterada bajo estas verificaciones de robustez.

²⁶ Si no reportamos la prueba unilateral significa que no preestablecimos esa hipótesis en el plan de análisis previo. Nótese que establecer esta probabilidad a priori implica que los resultados imprevistos que apuntan a los efectos de la discriminación contra los hombres se interpretan como una prueba de no discriminación contra las mujeres solicitantes, y no al contrario.

nuestra población objetivo, es decir, los jóvenes prestatarios que no son clientes del banco receptor²⁷. Sin embargo, encontramos que la tasa de aprobación es 6,4 puntos porcentuales más baja entre las prestatarias, una diferencia que es estadísticamente significativa en el nivel del 1%. Los resultados son robustos en todos los modelos, estos últimos confirman que hombres y mujeres testers estaban bien equilibrados en sus atributos en línea de base y, por lo tanto, β capta el efecto causal de género²⁸²⁹³⁰.

El orden de magnitud de la diferencia de género es considerable; asciende al 18,3% de la tasa de aprobación de hombres. Esto es equivalente a la diferencia en las tasas de aprobación entre las solicitudes de préstamo presentadas por prestatarios cuyos ingresos se encuentran en el 4° y 7° deciles de la distribución de ingresos. Además, estimamos que la mediana de los beneficios no percibidos asociados con las solicitudes rechazadas por discriminación de género asciende a USD 1.785 o al 23% del tamaño del préstamo medio (\approx USD 7.500). Considerando solo las solicitudes discriminadas de solicitantes de entre 25 y 35 años por montos entre USD 1.500 y USD 13.500 (nuestro marco de muestra), los beneficios no percibidos a nivel de la industria ascienden a USD 5.8 millones por año, que equivale al costo anual de la contratación del 4% de la fuerza laboral de los ejecutivos de cuenta en el sistema bancario chileno³¹.

Nótese que las solicitudes de préstamo se diseñaron para incluir solo información sobre el monto del préstamo, el plazo del préstamo, el número de identificación fiscal y el salario mensual.

²⁷ Según el Cuadro A.I, al menos para el período 2013-2016, la tasa de aprobación de las solicitudes de préstamo para no clientes con montos que oscilan entre los USD 1.500 y los USD 13.500 presentadas por solicitantes de entre 25 y 35 años fue del 32%.

²⁸ Los resultados también son robustos a una especificación logit en cuanto a que la relevancia estadística y el orden de magnitud de los resultados permanecen inalterados. Véase el Cuadro A.VIII del Apéndice.

²⁹ Una preocupación aquí es que algunos ejecutivos de cuenta recibieron más de una solicitud (ejecutivos de cuenta con un conjunto de solicitudes). Esto podría aumentar las posibilidades de que se produzcan efectos de sospecha, lo que a su vez podría aumentar desproporcionadamente la tasa de rechazo y en última instancia confundir la identificación del parámetro de discriminación de género. Sin embargo, como se detalla en la Sección del Apéndice B.1, no encontramos evidencia de diferencias en el tamaño de los efectos de la muestra de solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta “con un conjunto de solicitudes” en relación con los efectos encontrados utilizando la muestra completa, lo que sugiere que no hay efectos de sospecha.

³⁰ Además, analizamos los efectos heterogéneos de los montos de préstamo solicitados. Como se muestra en el Gráfico A.VII, el efecto de género en las tasas de aprobación disminuye ligeramente a medida que aumenta el monto del préstamo solicitado, pero estos efectos no difieren significativamente entre las categorías, lo que sugiere que la discriminación por género tiene poco que ver con el monto del préstamo. Además, analizamos los efectos heterogéneos de los ingresos en línea de base de los solicitantes y no encontramos evidencias de que la discriminación de género varíe entre quienes están por encima y por debajo de la mediana de ingresos. Consulte la Sección del Apéndice B.2 para ver un análisis detallado.

³¹ Para los detalles sobre el cálculo de los beneficios no percibidos, véase la Sección del Apéndice B.4.

No obstante, en el 30% de los casos, los ejecutivos de cuenta solicitaron información adicional para tramitar la solicitud, en su mayor parte relacionada con respaldos salariales y contribuciones a la seguridad social. También se solicitó a una pequeña proporción que reportara información sobre su declaración de impuestos sobre la renta, sus títulos universitarios, su posición financiera o su contrato laboral. En algunos casos, además se solicitó a los testers proporcionar información sobre sus garantías, como patentes de vehículos o certificados de valoración de propiedades. Analizamos si los ejecutivos de cuenta discriminan en el monto y tipo de información que se pide a los solicitantes hombres y mujeres, y no encontramos evidencia de discriminación de género, siendo los resultados robustos en todos los indicadores y modelos (véase el Cuadro A.IX del Apéndice). Este resultado sugiere que es poco probable que las tasas de aprobación más bajas entre las mujeres solicitantes (en relación con los hombres) se vean influenciadas por la discriminación en el tipo de información requerida por los ejecutivos de cuenta.

Robustez frente a la atrición. 313 de las 1.616 solicitudes asignadas no fueron presentadas por los testers, para una tasa de atrición del 18.75%. La tasa de atrición es del 17,8% entre las mujeres y del 20% entre los hombres, para una deserción diferencial de 2,2 puntos porcentuales a favor de los hombres. Si bien esta diferencia no es significativa, una práctica común es comprobar la robustez de los resultados de esta deserción diferencial. Utilizamos el método de delimitación Lee (2009) de construir límites superiores e inferiores para los efectos de género. El supuesto de identificación clave aquí es la monotonicidad, es decir, que el género afecta la selección de la muestra en un solo sentido a saber, suponemos que hay algunos testers que habrían abandonado la muestra si no hubieran sido hombres, pero que ningún tester abandona la muestra como resultado de ser hombre.

Para construir los límites de Lee (2009), primero ordenamos la distribución de las solicitudes de préstamo de mujeres según si la solicitud fue aprobada o no, y luego redujimos la distribución según la diferencia en las tasas de atrición entre los dos grupos como una proporción de la tasa de no atrición del grupo de mujeres. En nuestro experimento, esto requiere reducir el margen de distribución superior o inferior de 2,7% ($= 0.022/(1 - 0.178)$). Dado que el resultado es una variable ficticia, redujimos aleatoriamente el 2,7% de “1” (aprobada) para construir el límite inferior y por separado redujimos aleatoriamente el 2,7% de “0” (no aprobada) para construir el límite superior. Siguiendo este procedimiento, observamos que los efectos de los límites superior

e inferior en la tasa de aprobación ascienden a 5,7 y 7,9 *p.p.* contra las mujeres, respectivamente, siendo ambos efectos significativos al nivel del 1%. Por lo tanto, nuestros efectos de género estimados parecen robustos frente a la deserción.

Efectos heterogéneos según el género del ejecutivo de cuenta. El Cuadro II muestra los efectos de la discriminación de género por género de los ejecutivos de cuenta. En cuanto a las tasas de aprobación, encontramos que tanto los ejecutivos de cuenta como las ejecutivas de cuenta discriminan negativamente a las prestatarias. Si bien las diferencias entre hombres y mujeres en las tasas de aprobación son algo mayores entre los ejecutivos de cuenta hombres, los efectos heterogéneos entre los grupos de género de los ejecutivos de cuenta no son estadísticamente significativos. Sin embargo, en términos de tasa de respuesta, los efectos heterogéneos son notables, siendo la discriminación contra las mujeres solicitantes sustancialmente mayor entre los ejecutivos de cuenta hombres. De hecho, dentro de las solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta hombres, aquellas enviadas por solicitantes mujeres son 7,1 puntos porcentuales menos probable que sean respondidas en comparación con las solicitudes de préstamo presentadas por sus contrapartes hombres. Como se muestra en la regresión de la muestra completa, esto es significativamente mayor en comparación con los efectos casi nulos de la discriminación de género que se encuentra en la muestra de las solicitudes de préstamos enviadas a ejecutivas de cuenta. Estos resultados son coherentes con la evidencia que muestra que es más probable que la discriminación de género contra la mujer ocurra en las relaciones entre hombres y mujeres que en las relaciones entre mujeres (Schmitt et al., 2002; Figart, 2005; Anwar y Fang, 2006; Delavande y Zafar, 2013; Beck, Behr y Guettler, 2013; Montalvo y Reynal-Querol, 2019).

Examinamos además la distribución de los efectos de la discriminación de género entre los bancos. Los Gráficos A.III y A.IV ofrecen un panorama general. En primer lugar, en lo que se refiere a las tasas de respuesta, cuatro de cada nueve bancos muestran estimaciones de puntos negativos (discriminación contra las mujeres), mientras que cinco de cada nueve bancos muestran estimaciones de puntos positivos (a favor de las mujeres). En cuanto a las tasas de aprobación, con la excepción de dos bancos, todas muestran estimaciones de puntos negativos. Si bien los efectos de la discriminación no son significativos en todos los bancos, existe una coherencia en el orden de clasificación de los bancos en los resultados, es decir, los bancos que discriminan más (menos) en cuanto a la tasa de respuesta también discriminan más (menos) en las aprobaciones. En segundo

lugar, estudiamos la medida en que las características de los ejecutivos de cuenta de cada banco se relacionan con las estimaciones de discriminación de género a nivel de banco. Exploramos una serie de aspectos, incluyendo composición por género del personal, perfil de edad de los ejecutivos de cuenta, años de experiencia en el sector bancario y educación. En general, no encontramos ninguna correlación significativa entre el tamaño del efecto específico de la discriminación de género en los bancos y las características de los ejecutivos de cuenta, excepto por la composición de género. En particular, encontramos que los bancos con una mayor proporción de ejecutivos de cuenta hombres en su personal están asociados con mayores niveles de discriminación contra las mujeres, tanto en términos de las tasas de respuesta como en las de aprobación, un resultado que refuerza la hipótesis de que el género del ejecutivo de cuenta sí importa en la discriminación de género en el mercado de créditos de consumo.

6. Mecanismos

Los dos modelos de discriminación son el modelo estadístico y el modelo basado en el gusto. Si la diferencia de trato entre mujeres y hombres prestatarios se debe a las diferencias en las previsiones que los ejecutivos de cuenta hacen sobre el reembolso de los préstamos de cada grupo, entonces argumentaríamos a favor de fuentes estadísticas para explicar la discriminación de género (Phelps, 1972; Arrow, 1973; Aigner y Cain, 1977). Ese sería el caso si, por ejemplo, se cree que los solicitantes hombres son menos arriesgados o que son más regulares en sus pagos que sus contrapartes mujeres, de tal forma que cuando los ejecutivos de cuenta examinan solicitudes de préstamo observablemente similares terminan priorizando las que provienen de hombres.

Por otro lado, los ejecutivos de cuenta pueden discriminar basándose en sus preferencias o gustos con respecto al género (Becker, 1957). En particular, si a los ejecutivos de cuenta les “desagradan” las solicitantes mujeres, estarán dispuestos a dar rienda suelta a esa animadversión rechazando una mayor proporción de solicitudes de préstamo presentadas por mujeres. Asimismo, el ejecutivo de cuenta puede tener prejuicios contra las solicitantes mujeres debido a una preferencia intrínseca por los hombres, que suele estar determinada por factores no económicos (p. ej., culturales)³².

³² Akerlof (1980) sugiere que la discriminación por gusto es determinada por lo que él llama “la costumbre social” de

6.1. Prueba de discriminación por gusto

Convicciones de género. Empezamos estudiando las convicciones de los ejecutivos de cuenta sobre el comportamiento de clientes hombres y mujeres. En particular, se solicita a los ejecutivos de cuenta elegir solo un problema dentro de la lista de opciones que se detalla a continuación, el que él o ella considere como el más importante al atender clientes. La pregunta se hace por separado para clientes hombres y mujeres, es decir, los ejecutivos de cuenta responden a la pregunta dos veces: primero para los clientes hombres y luego para las clientes mujeres³³.

¿Cuál es el problema más importante que usted enfrenta al atender a clientes mujeres/hombres)?

Problema (a)	<i>“Los clientes hombres/mujeres tienen bajas tasas de reembolso”</i>
Problema (b)	<i>“Los clientes hombres/mujeres están desinformados sobre los productos financieros”</i>
Problema (c)	<i>“Los clientes hombres/mujeres exigen obligaciones administrativas excesivas”</i>
Problema (d)	<i>“Es difícil comunicarse con los clientes hombres/mujeres”</i>
Problema (e)	<i>“Los clientes hombres/mujeres son</i>

La lista de opciones fue diseñada en base a múltiples entrevistas presenciales con ejecutivos de cuenta fuera de la muestra, de los cuales seleccionamos los problemas más comunes reportados. Las opciones (a) a (c) se clasifican como problemas relacionados con la discriminación “estadística”, ya que todas ellas podrían disminuir los rendimientos de los préstamos. Por el contrario, los problemas relacionados con “dificultades para comunicarse” o con la “exigencia” se

discriminar, en cuyo caso un ejecutivo de cuenta discriminaría a las mujeres, no porque intrínsecamente no le gusten las mujeres, sino por el costo para la reputación de no seguir la norma social establecida que discrimina a la mujer es demasiado grande en relación con el beneficio intrínseco de no hacerlo.

³³ Una preocupación natural es que la serie de preguntas relacionadas con los problemas que los ejecutivos de cuenta enfrentan con los clientes hombres y mujeres genera un efecto Hawthorne en el comportamiento de los ejecutivos de cuenta. Ese sería el caso si los ejecutivos de cuenta creyeran que sus respuestas permitirán a los bancos acusarlos de discriminación de género contra las mujeres (los hombres), en cuyo caso los ejecutivos de cuenta podrían aumentar los informes erróneos o aumentar las tasas de aprobación de las solicitudes de préstamo presentadas por prestatarias (prestatarios). Sin embargo, creemos que los riesgos son mínimos en este sentido. En primer lugar, la SBIF les aseguró a los ejecutivos de cuenta que sus respuestas eran confidenciales y anónimas y que, por lo tanto, no serían compartidas con los bancos ni con ninguna otra institución conexas. En segundo lugar, la pregunta no es selectiva en cuanto al género, ya que se pidió a los ejecutivos de cuenta que informaran cualquier problema que enfrentaran tanto con prestatarios como con prestatarias. En tercer lugar, la encuesta fue implementada dos meses antes de que empezara el experimento, y, por lo tanto, es improbable que haya influido en las tasas de respuesta o aprobación de las solicitudes de préstamo experimentales que llegaron dos o tres meses después.

pueden asociar con las convicciones basadas en el gusto³⁴. El cuadro A.X del Apéndice muestra la distribución de las convicciones por género de cliente. En primer lugar, con respecto a la pregunta sobre los principales problemas con las clientas, encontramos que cerca del 55% de las respuestas están clasificadas como razones basadas en el gusto (en comparación con el 45% relacionadas con la discriminación estadística). En cambio, en el caso de las convicciones subjetivas sobre los clientes hombres, las respuestas se invierten en las dos categorías: El 42% de ellas se clasifican como razones basadas en el gusto (frente al 58% como discriminación estadística). De hecho, es 13 *p.p.* menos probable que los ejecutivos de cuenta reporten un problema de base estadística cuando tratan con clientes mujeres que cuando lo hacen con hombres (significativo al nivel del 1%). La mayor parte de esta diferencia se debe a percepciones diferenciales en 2 de las 5 categorías de problemas. Por un lado, los problemas relacionados con las bajas tasas de reembolso son significativamente más prominentes en el caso de los clientes hombres. Por otro lado, una gran parte de los ejecutivos de cuenta cree que el principal problema de las clientas es que son “demasiado exigentes y reclaman respuestas rápidas”. En general, esto sugiere que los ejecutivos de cuenta juzgan a los clientes hombres y a las clientes mujeres a través de diferentes criterios.

Usando las convicciones de género para examinar la discriminación por gusto.

Usamos las convicciones de género reportadas para clasificar a los ejecutivos de cuenta en perfiles basados en el gusto y no basados en el gusto. Los ejecutivos de cuenta que reportan que la fuente del principal problema al que se enfrentan se basa en el gusto cuando tratan con clientes mujeres, pero las estadísticas de los clientes hombres se clasifican como perfiles basados en el gusto. El 30% de los ejecutivos de cuenta coinciden con esta categorización³⁵. Luego, en el Cuadro III,

³⁴ Las opciones (d) y (e) aún pueden captar costos de transacción adicionales que los ejecutivos de cuenta podrían tener en cuenta al tramitar las solicitudes y, por lo tanto, afectar indirectamente los beneficios previstos. Este costo podría deberse a una insuficiencia de conocimiento que lleva a los ejecutivos de cuenta a tratar al principio con mayor eficiencia a los clientes de su propio género o a un prejuicio inicial que disminuye con el tiempo. De ser así, esos costos de transacción desaparecerían con la experiencia de los ejecutivos de cuenta. Exploramos esto probando si la experiencia de los ejecutivos de cuenta se correlaciona con sus convicciones de género. Como se muestra en el Cuadro A.XI del Apéndice, no encontramos ninguna evidencia de que la experiencia del ejecutivo de cuenta afecte sus convicciones sobre los clientes hombres y mujeres, lo que refuerza nuestra opinión anterior de que las opciones (d) y (e) sí captan las convicciones basadas en el gusto.

³⁵ En el 70% restante (ejecutivos de cuenta no basados en el gusto), el 53% reporta el mismo tipo de problemas con clientes hombres y mujeres, mientras que el 17% reporta problemas basados en el gusto con clientes hombres, pero problemas basados en estadísticas con clientes mujeres.

analizamos si los perfiles basados en el gusto discriminan más a las clientas que los perfiles no basados en el gusto. Los resultados son convincentes. En cuanto a las tasas de aprobación, observamos que la discriminación de género contra las mujeres solicitantes es 14 *p.p.* mayor entre los ejecutivos de cuenta clasificados como perfil basado en el gusto en relación con los clasificados como perfil no basado en el gusto (estadístico), una diferencia que es significativa en el nivel del 1%. Es decir, los ejecutivos de cuenta que creen que el principal problema con las clientas es que son demasiado exigentes o que es difícil comunicarse con ellas, pero no creen lo mismo sobre los hombres, discriminan más a las mujeres en cuanto a la tasa de aprobación. Por el contrario, los ejecutivos de cuenta clasificados dentro del perfil no basado en el gusto no discriminan en absoluto.

Preferencias de género. Los informes subjetivos sobre los principales problemas que enfrentan los ejecutivos de cuenta al tratar con clientes de ambos sexos en su mayoría captan sus convicciones de género sobre los comportamientos de los clientes, pero no necesariamente sus preferencias de género. Nuestra encuesta a los ejecutivos de cuenta incluye un módulo separado diseñado específicamente para obtener sus preferencias de género. Primero, les hacemos la siguiente pregunta:

“Si usted tuviese la oportunidad de elegir la distribución óptima de clientes hombres y clientas mujeres en su cartera, ¿cuál elegiría entre las siguientes 5 opciones posibles?”

	Opción 1	Opción 2	Opción 3	Opción 4	Opción 5
Prop. Hombres	20%	40%	50%	60%	80%
Prop. Mujeres	80%	60%	50%	40%	20%
Total	100%	100%	100%	100%	100%

Un no despreciable 28% de los ejecutivos de cuenta eligió una cartera de clientes compuesta por más hombres que mujeres (a saber, 60% u 80% de clientes hombres), a esos los llamamos ejecutivos de cuenta “pro-hombres”. Entre los ejecutivos de cuenta “no pro-hombres”, el 63% tienen igual preferencia de género y el 9% restante prefiere una mayoría de clientes mujeres.

Tenga en cuenta que se trata de una elección declarada. Si bien esta suscita preferencias de género subjetivas en relación con los clientes, puede o no estar alineada con las preferencias reveladas por los ejecutivos de cuenta en relación con el género de los clientes. Además, la elección declarada no revela la fuente específica de la discriminación. Por ejemplo, los ejecutivos de cuenta pueden elegir una distribución de género específica con el único objetivo de maximizar los beneficios previstos, (i.e., basándose puramente en los atributos estadísticos de los clientes potenciales) o bien, debido a razones basadas en el gusto, que no tienen nada que ver con los objetivos de maximización de los beneficios. Por lo tanto, para validar la exactitud de esta medida de elección declarada, empleamos un enfoque de preferencia revelada. En particular, probamos experimentalmente si la variable ficticia pro-hombres se correlaciona con las preferencias de género obtenidas a través de las elecciones de género reales, para lo cual implementamos un experimento de recompensa que funcionó de la siguiente manera.

Una vez terminada la encuesta, se les dijo a los ejecutivos de cuenta que, como recompensa por su participación, cada uno de ellos había ganado dos boletos para participar en una lotería real en la que se sorteaban cinco iPads entre cerca de 2.000 participantes de la encuesta. Los ejecutivos de cuenta tenían la opción de usar los dos boletos o de usar uno y donar el otro a un colega que trabajara en el mismo banco. A cada uno de los ejecutivos de cuenta se le asignó aleatoriamente uno de cada seis posibles colegas a los que podía donar el segundo boleto, tres de los cuales eran hombres y tres mujeres, y se les pidió que decidieran si donar o no el segundo boleto al colega asignado. En promedio, hay más de 1.500 empleados por banco, lo que hace poco probable que los ejecutivos de cuenta conozcan a todos los empleados del banco, por lo que decidimos crear nombres ficticios³⁶. El objetivo es probar si los ejecutivos de cuenta pro-hombres tienen menos (más) probabilidades de donar un boleto cuando el nombre del donatario asignado aleatoriamente es femenino (masculino) en comparación con los ejecutivos de cuenta no pro-hombres. Dado que el género del donatario es asignado de manera aleatoria, las diferencias potenciales en la tasa de donación entre los grupos pro-hombres y no pro-hombres son atribuibles a los gustos de género y

³⁶ Con el fin de evitar la discriminación por nombre, usamos el mismo apellido para los nombres de hombres y de mujeres, pero con nombres recíprocos. En particular, los nombres de hombre usados fueron Cristián Errázuriz, Cristián González, o Cristián Cayupan, mientras que los de mujer fueron Cristina Errázuriz, Cristina González, o Cristina Cayupan. A fin de evitar desinformaciones, se informó a los ejecutivos de cuenta que su decisión de “donar o no” era completamente anónima, y por lo tanto no dañaría su reputación.

no a otras fuentes de discriminación, lo que proporciona una prueba de preferencia revelada para determinar la validez de nuestra medida de elección declarada en cuanto a preferencias de género.

El Cuadro A.XII del Apéndice muestra los resultados de toda la muestra y luego separados por género de los ejecutivos de cuenta. El 63% de los ejecutivos de cuenta decidió donar el segundo boleto al colega asignado, pero si el nombre del donatario es femenino, la tasa de donación baja en 6,4 *p.p.* (véase la columna (1) bajo el título “muestra completa”). Mientras que los ejecutivos de cuenta pro-hombres donan menos a sus colegas mujeres, la diferencia en la tasa de donación cuando el nombre del donatario es femenino no es significativa entre los grupos pro y no pro-hombres. Sin embargo, el comportamiento de donación es notablemente diferente entre ejecutivos de cuenta hombres y mujeres. En particular, entre los ejecutivos de cuenta hombres, encontramos que mientras los individuos pro-hombres tienen más probabilidades de donar el segundo boleto que sus contrapartes no pro-hombres si el nombre del donatario es masculino, tienen 40 puntos porcentuales menos probabilidades de donarlo si el nombre del donatario es femenino. Por el contrario, los efectos heterogéneos en el género de los donatarios son mucho más pequeños e insignificantes en el caso de las ejecutivas de cuenta. En general, esta evidencia sugiere que es más probable que las preferencias de género basadas en el gusto contra las clientas sean reveladas entre los ejecutivos de cuenta hombres pro-hombres, y deberíamos tomar esta evidencia en consideración al explorar los efectos de las preferencias de género en la discriminación de género.

Usando las preferencias de género para examinar la discriminación por gusto. Examinamos el mecanismo basado en el gusto probando si los efectos de la discriminación de género varían significativamente en las solicitudes de préstamo asignadas a ejecutivos de cuenta pro-hombres y no pro-hombres. El Cuadro IV muestra los resultados. Primero analizamos los efectos heterogéneos en la muestra completa y luego replicamos el ejercicio usando solo las solicitudes de préstamo asignadas a ejecutivos de cuenta hombres/mujeres. En términos de tasas de respuesta, casi no encontramos efectos heterogéneos, ya que tanto los grupos pro-hombres como los no pro-hombres respondieron por igual a las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres y por hombres. No obstante, en cuanto a las tasas de aprobación, la situación es diferente. Aquí encontramos que los que más discriminan las solicitantes mujeres son los ejecutivos de cuenta pro-hombres. Los efectos son grandes y significativos dentro de este grupo: la tasa de aprobación entre las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres es 17 *p.p.* inferior en relación con la tasa de

aprobación de las solicitudes de préstamo presentadas por hombres. Por el contrario, la diferencia entre hombres y mujeres en la tasa de aprobación entre los ejecutivos de cuenta no pro-hombres es 3 *p.p.* a favor de los hombres, un pequeño e insignificante efecto de discriminación. Además, encontramos que la discriminación de género contra las mujeres solicitantes es 11 *p.p.* mayor entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres en relación con los no pro-hombres, una diferencia que equivale aproximadamente al 30% de la tasa de aprobación masculina. La diferencia es estadísticamente significativa en el nivel del 5% usando pruebas tanto bilaterales como unilaterales. El panel (a) en los Gráficos A.V y A.VI ilustra este resultado.

Es importante que la variable ficticia pro-hombres esté desequilibrada en el género del solicitante. Específicamente, a ejecutivos de cuenta que eran desproporcionadamente pro-hombres se les asignaron solicitudes de testers mujeres más que solicitudes de testers hombres. Esto exige precaución en la interpretación de los resultados. Para ir sobre seguro, estimamos el efecto del límite superior (el menos negativo) según Lee (2009). En particular, primero disminuimos aleatoriamente una proporción de solicitudes de mujeres asignadas a ejecutivos de cuenta pro-hombres, de tal forma que el tipo de ejecutivo de cuenta (pro-hombres y no pro-hombres) es exactamente equilibrado entre solicitudes de hombres y de mujeres, y luego estimamos los efectos de género siguiendo el mismo marco de regresión. Como se muestra en el Cuadro IV, en la última fila, los efectos son robustos al ajuste de Lee tanto en términos de orden de magnitud como de validez estadística.

Efectos heterogéneos por Preferencia de género y Género del ejecutivo de cuenta. Nuestro experimento de recompensa sugiere que las fuentes de discriminación basadas en el gusto son más destacadas entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres que son hombres. Por lo tanto, examinamos la discriminación de género combinando el género y las preferencias de género de los ejecutivos de cuenta. El Cuadro V muestra los resultados. De acuerdo con nuestra medida de preferencia revelada para las preferencias de género, encontramos que la mayor parte de la discriminación contra las mujeres solicitantes proviene de ejecutivos de cuenta pro-hombres que son hombres. De hecho, en el caso de los ejecutivos de cuenta hombres, encontramos que las diferencias entre hombres y mujeres en cuanto a las tasas de aprobación son 18 *p.p.* mayores entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres en relación con sus contrapartes no pro-hombres. Este no es el caso de las ejecutivas de cuenta, donde encontramos que las diferencias en las tasas de

discriminación de género entre los tipos pro-hombres y no-pro-hombres son mucho más pequeñas e insignificantes en los niveles estadísticos convencionales. Los Gráficos A.V y A.VI, Panel B ilustran este resultado. En general, esta evidencia da credibilidad a la hipótesis de que los prejuicios basados en el gusto y en el género por parte de los ejecutivos de cuenta hombres son los principales factores que explican la discriminación de género.

6.2.Prueba de discriminación estadística

La discriminación de género contra la mujer puede deberse también a que los ejecutivos de cuenta consideran que prestar a las mujeres es menos rentable que prestar a los hombres, ya que las mujeres son económicamente más vulnerables y, por lo tanto, es más probable que incumplan sus obligaciones que los hombres, i.e., debido a fuentes de discriminación estadística. Es importante destacar que esas convicciones pueden o no ser exactas, y que eso afectará los efectos de bienestar/eficiencia de la discriminación estadística (Borhen et al., 2019). De hecho, es importante distinguir entre la discriminación estadística exacta y la inexacta, ya que la premisa de que la discriminación estadística es eficiente solo se sostiene bajo el supuesto de que las convicciones de los ejecutivos de cuenta acerca de la distribución de grupos por género sobre el resultado pertinente sean "correctas", es decir, que sigan expectativas racionales y que no estén relacionadas con las preferencias de género (Borhen et al., 2019).

Curiosamente, hay evidencia que demuestra que las mujeres chilenas son mejores deudoras que los hombres. Datos del Informe Anual Global de Disparidad entre Géneros (SBIF, 2018) muestran que el 56% de la deuda de los prestatarios hombres en 2017 presentaba una mora de entre 0 y 90 días, superando en un 12,5% la tasa de morosidad correspondiente a las prestatarias mujeres. Además, para los préstamos morosos de > 90 días (esto es, préstamos declarados en mora por la regulación chilena), la tasa de morosidad, entre los hombres es del 3,99% y solo del 2,80% entre las mujeres³⁷. A pesar de que se trata de información oficial que la autoridad comunica anualmente a todas las instituciones bancarias, es posible que los ejecutivos de cuenta no estén informados sobre estos hechos. De hecho, la discriminación observada contra las mujeres

³⁷ Estas diferencias se mantienen incluso después de tomar en consideración solicitudes de préstamo y características de los prestatarios, sugiriendo que es improbable que las ventajas de las mujeres en el comportamiento de pago sean causadas por mujeres cuyas solicitudes de préstamo fueron aprobadas por ser en promedio mejores clientes y, por lo tanto, más capaces de pagar que sus homólogos hombres.

solicitantes podría deberse a las convicciones inexactas de los ejecutivos de cuenta. De ser así, la tasa de aprobación entre las mujeres solicitantes sería menor, no porque los ejecutivos de cuenta tengan prejuicios de gusto contra las mujeres solicitantes, sino porque creen firmemente que la capacidad de reembolso de las mujeres solicitantes es menor en relación con la de los hombres solicitantes y, por lo tanto, entre dos solicitantes marginales los ejecutivos de cuenta prefieren otorgar préstamos a los hombres.

Comprobamos esta hipótesis llevando a cabo un experimento de información en el que algunos ejecutivos de cuenta fueron asignados aleatoriamente para leer un párrafo informándoles que las prestatarias son mejores deudoras que los hombres (según lo informado por la SBIF, 2018). El objetivo es alinear las convicciones de los ejecutivos a quienes les fue asignado el mensaje sobre el comportamiento de pago de las mujeres (frente al de los hombres). El ejercicio resulta útil no solo para examinar el canal de discriminación estadística, sino también para identificar si las convicciones inexactas desempeñan algún papel. En nuestro caso, el rechazo de la hipótesis nula de no efecto del tratamiento favorecería la hipótesis de una discriminación estadística inexacta³⁸.

El tratamiento de información funcionó de la siguiente manera. La mitad de los ejecutivos de cuenta de nuestra muestra fueron asignados aleatoriamente para que leyeran el siguiente mensaje:

¿Sabía que las prestatarias pagan más por crédito al consumo que los hombres? Un informe reciente publicado por la SBIF (2018) revela que las mujeres pagan tasas de interés que son, en promedio, un 15% más altas en relación con las que pagan los hombres. Esto es a pesar de que el mismo informe también revela que las prestatarias presentan tasas de reembolso significativamente más altas en comparación con los prestatarios hombres. La discriminación de género contra las mujeres puede tener consecuencias negativas para las mujeres que desean acceder al mercado de créditos de consumo, así como para nuestra economía, ya que podría ser ineficiente y perjudicial para la productividad.

³⁸ Existe un gran número de documentos en psicología y ciencias políticas que muestran la eficacia de los tratamientos de información y prominencia para cambiar el comportamiento de los individuos contra las mujeres y viceversa, entre los que se destacan Conover y Sapiro (1993), Bitter y Goodyear-Grant (2017), y Wang y Dovidio (2017).

El mensaje fue sometido a una prueba previa con ejecutivos de cuenta fuera de la muestra, hasta que logró transmitir de manera eficiente dos observaciones importantes. En primer lugar, reconoce que mientras las mujeres pagan tasas de interés más altas que los hombres, las mujeres son deudoras más confiables que los hombres ya que tienen un mejor comportamiento de pago. En segundo lugar, se advierte sobre los costos asociados a la discriminación de género, no solo para las mujeres y su reducido acceso a los mercados de crédito, sino también en lo que respecta a los costos de eficiencia y productividad para la economía.

El mensaje fue publicado aleatoriamente al final de la encuesta en línea de base. Dado que la encuesta en línea de base se realizó dos meses antes de la fecha inicial del experimento, el mensaje fue reenviado, a manera de recordatorio, un día antes de que comenzara el experimento desde la cuenta de correo electrónico oficial de la SBIF a las cuentas de correo electrónico de los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje. De esa manera, aumentamos la probabilidad de que los ejecutivos de cuenta actualizaran sus convicciones sobre el comportamiento de pago de las mujeres (frente a los hombres) justo antes de recibir las solicitudes de préstamo experimentales. El mensaje reenviado fue insertado a una carta de agradecimiento por haber respondido la encuesta en la que los ejecutivos de cuenta habían participado dos meses atrás. Como tratamiento placebo, los ejecutivos de cuenta del grupo de control también recibieron el correo electrónico de agradecimiento, pero sin el mensaje de tratamiento.

Resultados. Como se muestra en el Cuadro VI, no encontramos diferencias estadísticamente significativas en las tasas de discriminación entre las solicitudes de préstamo enviadas a los ejecutivos de cuenta de los grupos de tratamiento y de control. En todo caso, los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje tienden a discriminar más a las mujeres, no menos. Este resultado va en contra de nuestra hipótesis del plan de análisis previo de que el tratamiento de información iba a disminuir la discriminación de género. Una posible explicación es que las preferencias basadas en el gusto funcionaron en contra del cambio de convicciones. De hecho, esta hipótesis adquiere credibilidad gracias a una pauta coherente e intuitiva de efectos de tratamiento heterogéneos entre los ejecutivos de cuenta con preferencias pro-hombres y no pro-hombres.

En primer lugar, como se muestra en el Cuadro VII, encontramos que el tratamiento de información tuvo efectos nulos en los ejecutivos de cuenta no pro-hombres, pero efectos

marcadamente negativos entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres, es decir, la lectura del mensaje los llevó a discriminar aún más a las mujeres. Por ejemplo, en lo que respecta a la tasa de respuesta, la discriminación de género contra las mujeres solicitantes es 13 *p.p.* mayor entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres del grupo de tratamiento en relación con los ejecutivos de cuenta pro-hombres del grupo de control (significativa en el nivel del 10%), y la diferencia se muestra robusta a las correcciones de límite de Lee para la desequilibrada variable ficticia pro-hombres. En cuanto a las tasas de aprobación, los efectos heterogéneos también son considerables (8,9 *p.p.*), aunque no son estadísticamente significativos. En segundo lugar, después de leer el mensaje, se pidió a los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje que declararan si estaban de acuerdo o no con la declaración de que “*La tasa media de reembolso de las mujeres es más alta que la de los hombres*”, y encontramos que mientras que el 39% de los ejecutivos de cuenta pro-hombres estuvo de acuerdo con la declaración, entre sus homólogos pro-hombres esto fue solo el 31%, una diferencia del 20% que es estadísticamente significativa en el nivel del 1%. En general, parece que el tratamiento de información no solo no revirtió las convicciones anti-mujeres de los ejecutivos de cuenta pro-hombres, sino que reforzó sus preferencias de género, lo que los llevó a profundizar la discriminación contra las solicitantes mujeres.

A raíz del trabajo teórico de Heidhues, Köszegi y Strack (2019), tenemos la hipótesis de que los ejecutivos de cuenta pro-hombres contrarrestaron el mensaje de tratamiento debido a sus opiniones egoístas sobre la discriminación y esto se debe potencialmente a un sesgo de exceso de confianza: sobreestiman el grado de discriminación contra cualquier grupo con cuyas preferencias están personalmente alineados (p. ej., los solicitantes hombres) y subestiman la discriminación contra cualquier grupo con el que compiten o con el que no están alineados (p. ej., las solicitantes mujeres). Intuitivamente, el exceso de confianza del ejecutivo de cuenta pro-hombres implica que el reconocimiento que él obtiene es, en su opinión, sistemáticamente demasiado bajo, y que creer en la discriminación contra los grupos con los que él se identifica (p. ej., los solicitantes hombres) proporciona una explicación de las razones. Naturalmente, el hecho de que nuestro mensaje incluyera además una advertencia sobre los costos asociados a la discriminación de género contra las mujeres (pero no contra los hombres) es probable que haya exacerbado la sensación de escaso reconocimiento entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres.

Como sugieren Heidhues, Köszegi y Strack (2019), el enfoque obvio sería apuntar directamente al origen del problema -exceso de confianza- haciendo que el reconocimiento sea una medida más discreta de la capacidad o el mérito. Paradójicamente, como esto obliga al ejecutivo de cuenta a dar una mejor explicación de por qué su reconocimiento es bajo, esto aumenta todos sus prejuicios. En otras palabras, mientras que una mejor información sobre la discriminación hacia un grupo disminuye los prejuicios del ejecutivo de cuenta con respecto a ese parámetro, también crea más necesidad de explicar su bajo reconocimiento, aumentando muchos de sus demás prejuicios contra ese grupo. Por lo tanto, si alguien logra convencer a un ejecutivo de cuenta pro-hombres de que hay discriminación contra las mujeres solicitantes, el resultado esperado es que él llegue a creer en la discriminación contra los hombres solicitantes en mayor medida. En el mismo sentido, Bohnet (2016) reconoce que si bien puede resultar útil cambiar la visión sobre la sociedad que tienen los ejecutivos de cuenta discriminadores, los intentos por acabar con sus prejuicios mediante una mejor información pueden resultar contraproducentes. De hecho, ello revela que los programas de formación explícita sobre la diversidad en las empresas estadounidenses han hecho que las diferencias entre los grupos sean más marcadas, lo que a su vez ha generado más discriminación contra los grupos minoritarios, no menos. La autora sostiene que ello se debe potencialmente al efecto de “licencia moral”, es decir, la tendencia de las personas a actuar de manera más inmoral luego de una acción o de un conjunto de comportamientos que consideran moralmente correctos.

Por último, desde una perspectiva psicológica nuestros resultados también pueden ser interpretados desde la perspectiva de la teoría de la identidad social (Tajfel y Turner, 1979 y Tajfel 1982), que plantea que los individuos se identifican como miembros de grupos sociales pertinentes, es decir, sus grupos de pertenencia. Concretamente, su autoestima está ligada a su grupo de pertenencia, por lo que pensar positivamente sobre su grupo de pertenencia (p. ej., los solicitantes hombres) y negativamente sobre su grupo de no pertenencia (p. ej., las solicitantes mujeres) los lleva a pensar y sentir positivamente sobre sí mismos. En otras palabras, el ejecutivo de cuenta pro-hombres está sujeto a un prejuicio de “grupo de pertenencia” si tiende a tener opiniones demasiado favorables sobre aquellos en sus grupos de preferencia (hombres) y opiniones demasiado desfavorables sobre aquellos en los grupos que compiten (mujeres). Intuitivamente, dado que el ejecutivo de cuenta pro-hombres cree que la discriminación contra los hombres (a

favor de las mujeres) es constante, da más reconocimiento a los miembros del grupo de pertenencia (solicitantes hombres), y menos reconocimiento a los competidores (solicitantes mujeres), para nivelar.

Amenazas de validez. Una preocupación del tratamiento de información es que pone de relieve la capacidad de reembolso relativamente alta de las prestatarias anteriores (en relación con los hombres) que ya recibieron aprobaciones de crédito, pero no informa sobre la capacidad de reembolso de las mujeres (frente a los hombres) que solicitan un préstamo en la actualidad. Siguiendo esta lógica, el mensaje de tratamiento afectaría las condiciones de crédito ofrecidas a las solicitudes aceptadas presentadas por mujeres, pero no necesariamente la decisión de si aceptar o no sus solicitudes de préstamo. Sin embargo, creemos que se trata de un falso dilema, ya que en el límite del criterio del ejecutivo de cuenta para aceptar o rechazar un préstamo, el solicitante marginal aceptado es igual al marginal rechazado, lo que significa que la información que es válida para el solicitante marginal aceptado es también válida para la contraparte marginal rechazada. En consecuencia, la información sobre el comportamiento de reembolso de los solicitantes aceptados debería ser valiosa a la hora de tomar la decisión de aceptar o rechazar las solicitudes de préstamo de los nuevos solicitantes. De hecho, la evidencia reportada sobre los efectos heterogéneos del tratamiento en la discriminación de género entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres y los no pro-hombres refuerza nuestra afirmación, ya que implica que la información facilitada cambió efectivamente las decisiones sobre si responder/aceptar las solicitudes de préstamo presentadas por solicitantes mujeres.

Otro problema de validez se refiere al diseño de la información. Existe el riesgo de que la información de tratamiento fuera diseñada erróneamente, esto es, que esta transmitió un mensaje que no todos los ejecutivos de cuenta interpretaron de la manera que esperábamos. De ser así, se violaría el supuesto de exogeneidad, ya que las características no observables de los ejecutivos de cuenta están correlacionadas con la probabilidad de recibir el mensaje correcto. Sin embargo, creemos que este no es el caso, ya que precisamente nuestra prueba previa neutralizó esta amenaza potencial, y, de hecho, el mensaje fue validado por todos los ejecutivos de cuenta que participaron en la prueba previa.

Además, una última amenaza es el bajo cumplimiento del tratamiento, es decir, que una parte relevante de los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje no lo hayan leído

en realidad. Sin embargo, cabe notar que era obligatorio leer el mensaje para poder terminar la encuesta. De hecho, se pidió a los ejecutivos de cuenta que declararan si estaban de acuerdo o no con el último párrafo contenido en el mensaje a fin de terminar la encuesta, y también se envió un mensaje recordatorio el día antes de que comenzara el experimento. En definitiva, creemos que estas acciones generaron un alto cumplimiento del tratamiento. Por último, un bajo cumplimiento del tratamiento va en contra de los grandes efectos del tratamiento que observamos en la muestra de los ejecutivos de cuenta pro-hombres.

6.3. Discriminación de género y estructura del mercado

Según el argumento de Becker (1957), siempre que los bancos tengan rendimientos de escala constantes y que los hombres y las mujeres estén igualmente capacitados (es decir, que las solicitudes de préstamo presentadas por prestatarios y prestatarias sean igualmente rentables), la competencia del mercado supera la discriminación de género basada en el gusto. En particular, el modelo de Becker (1957) prevé que a medida que nuevos operadores en el mercado crediticio aprovechan la oportunidad de sacar provecho de la existencia de beneficios a raíz de la discriminación ineficiente, aumenta el costo relativo de la discriminación contra las solicitantes mujeres y, por lo tanto, los prestamistas con prejuicios quedan por fuera del mercado debido a la competencia.

Examinamos esta hipótesis aprovechando la dispersión geográfica de nuestros datos experimentales. En particular, comprobamos si el nivel de concentración del mercado en el municipio donde se encuentra la oficina del banco receptor tiene alguna incidencia en el nivel de discriminación de género. La concentración del mercado se mide a través del Índice Herfindahl-Hirschman como $(1/100) \times \sum k s_k^2$, donde s_k es el número de sucursales locales del banco k dividido por el número total de sucursales bancarias en un municipio determinado. Cuanto mayor sea el índice HH, más concentrado estará el mercado. El índice oscila entre 0 y 100, con una media y una mediana de 21 y 15, respectivamente. Estudiamos la forma en que la concentración del mercado afecta la discriminación de género, estableciendo una interacción entre la variable ficticia del género del solicitante y el índice HH del municipio donde se encuentra la sucursal bancaria (es decir, donde trabaja el ejecutivo de cuenta asignado). Primero mostramos los resultados de la regresión de la muestra completa de solicitudes de préstamo y luego separamos el análisis en dos

submuestras: solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta no pro-hombres y solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta pro-hombres. De esta manera, podemos identificar si los efectos potenciales de la competencia en el mercado sobre la discriminación de género pueden atribuirse a los cambios de actitud hacia las mujeres entre quienes discriminan por gusto o no, y de esa forma obtener una prueba indirecta de la teoría de Becker. El Cuadro VIII muestra los resultados. En cuanto a las tasas de respuesta, encontramos que por cada punto adicional del índice HH de concentración del mercado, la discriminación de género contra la mujer aumenta en 0,005 *p.p.*, en promedio, y los efectos son similares entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres y los no pro-hombres. Sin embargo, el orden de magnitud del efecto es bastante pequeño; representa apenas el 0,6% de la tasa media de respuesta entre los solicitantes hombres. Para poner esta cifra en perspectiva, pasar del 25° al 75° percentil de la distribución del índice HH aumenta la diferencia entre hombres y mujeres en la tasa de respuesta en solo un 3,5% de la tasa de respuesta media para los hombres.

En lo que respecta a las tasas de aprobación, observamos que la discriminación de género contra la mujer no varía con la concentración del mercado. Sin embargo, la situación es diferente dependiendo de la preferencia de género del ejecutivo de cuenta. Concretamente, en el caso de las solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta no pro-hombres, los cambios en la concentración del mercado no alteran la diferencia entre las tasas de aprobación de hombres y de mujeres. Por el contrario, en el caso de las solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta pro-hombres, encontramos que por cada punto adicional de concentración de mercado del índice HH, la discriminación de género contra las mujeres solicitantes aumenta en promedio 2,5 *p.p.* Este es un efecto considerable. Por ejemplo, pasar del percentil 25° al 75° de la distribución del índice HH aumenta las diferencias entre hombres y mujeres en la tasa de aprobación en un 46% de la tasa media de aprobación masculina. En otras palabras, los niveles más altos de competencia en el mercado disciplinan eficazmente las actitudes basadas en el gusto contra las solicitantes mujeres entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres. Este es un resultado potencialmente importante a la luz de la teoría de la discriminación de Becker, ya que aporta credibilidad a la hipótesis de que el mecanismo subyacente de los efectos negativos de la

competencia del mercado en la discriminación de género es que las actitudes discriminatorias contra la mujer basadas en el gusto desaparecerán del mercado debido a la competencia³⁹.

7. Conclusión

Al evaluar solicitudes de préstamo similares suscritas por hombres y mujeres, ¿favorecen los ejecutivos de cuenta a los solicitantes hombres? Este *paper* se examina esta pregunta a través de un estudio aleatorio por correspondencia con prestatarios y prestatarias reales en el contexto del mercado de créditos de consumo en Chile. Hasta donde sabemos, ningún *paper* previo había utilizado un diseño experimental en el que prestatarios y ejecutivos de cuenta interactúen en un entorno real para obtener estimaciones causales, a nivel de mercado, de la discriminación de género en el acceso a los préstamos al consumo. Una novedad clave del documento es que combinamos la obtención de preferencias y convicciones de género con la implementación de un experimento de información para comprobar la presencia de discriminación por gusto o estadística.

Proporcionamos evidencia convincente que sugiere que no solo existe discriminación de género contra las mujeres solicitantes, sino que esta es sustancial. Mostramos que la tasa de aprobación de las solicitudes de préstamo es un 18,3% inferior entre las prestatarias (en relación con los hombres), una brecha de género que equivale a la diferencia en las tasas de aprobación entre los prestatarios en el 4° y 7° deciles de la distribución de ingresos. Lo anterior conlleva costos de eficiencia. Estimamos que la mediana de los beneficios no percibidos asociados con las solicitudes rechazadas por discriminación de género asciende a USD 1.785 o al 23% del tamaño del préstamo medio (\approx USD 7.500). Considerando solo las solicitudes discriminadas de solicitantes de entre 25 y 35 años por montos entre USD 1.500 y USD 13.500 (nuestro marco muestral de montos), los beneficios no percibidos a nivel de la industria ascienden a USD 5.8 millones por año, que equivale al costo anual de la contratación del 4% de la fuerza laboral de los ejecutivos de cuenta en el sistema bancario chileno.

En segundo lugar, proporcionamos evidencia que sugiere que la discriminación de género contra las prestatarias se debe a fuentes basadas en el gusto. Nuestros resultados muestran que

³⁹ Este resultado no implica que la información incompleta y los problemas de “signal extraction” del tipo descrito por Arrow (1973) y Phelps (1972) no son un marco válido para explicar los efectos negativos de la competencia del mercado sobre la discriminación de género, pero lamentablemente nuestros datos no nos permiten demostrar la presencia de tales mecanismos.

mientras que los ejecutivos de cuenta no pro-hombres no discriminan a las prestatarias, la diferencia en la tasa de aprobación de hombres y mujeres entre ejecutivos de cuenta pro-hombres es considerable, con la mayor parte del efecto proveniente de ejecutivos de cuenta pro-hombres que son hombres. Además, encontramos que los bancos con una mayor proporción de ejecutivos de cuenta hombres en su personal están asociados con una mayor discriminación contra las mujeres, tanto en términos de las tasas de respuesta como en las de aprobación. Esto último requiere políticas de contratación a nivel de los bancos que examinen mejor las actitudes de género y las preferencias de los solicitantes de empleo.

En tercer lugar, un experimento de información llevado a cabo con ejecutivos de cuenta muestra que aquellos que fueron informados sobre el desempeño superior de las mujeres (en relación con los hombres) en cuanto al comportamiento de pago no discriminan menos a las prestatarias en comparación con los ejecutivos de cuenta del grupo de control que no fueron informados, rechazando así la hipótesis de discriminación estadística. Por el contrario, encontramos que los ejecutivos de cuenta pro-hombres en el grupo de tratamiento discriminaban más a las mujeres en relación con sus contrapartes del grupo de control.

A raíz del trabajo teórico de Heidhues, Köszegi y Strack (2019), hipotetizamos que el exceso de confianza de los ejecutivos de cuenta pro-hombres puede actuar como un potencial mecanismo subyacente de la discriminación por gusto. En general, nuestra evidencia sugiere que, es poco probable que la discriminación de género contra las prestatarias en el mercado de créditos de consumo en Chile se neutralice mediante tratamientos de información destinados a reducir la discriminación estadística contra mujeres/hombres. Por el contrario, se requieren cambios culturales a escala institucional. Según sostiene Bohnet (2016), las intervenciones en materia de igualdad de género deben centrarse en entornos organizacionales desprovistos de prejuicios en lugar de cambios focalizados en individuos.

Por último, observamos que las diferencias en las tasas de aprobación entre hombres y mujeres tienden a ser mayores en los municipios con más altos niveles de concentración del mercado, pero esto es solo el caso para las solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta pro-hombres. Este resultado es coherente con la teoría de la discriminación de Becker en el sentido de que el mecanismo subyacente de los efectos negativos de la competencia del mercado sobre la discriminación de género es que las actitudes discriminatorias contra la mujer se vuelven

cada vez menos rentables con la competencia, de modo que quienes discriminan por gusto terminan fuera del mercado debido a la competencia.

CUADRO I. Margen extensivo: Tasas de aprobación y respuesta - OLS

	La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)			La solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)		
	Modelo no ajustado Media Diferencia	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo no ajustado Media Diferencia	Modelo (1)	Modelo (2)
Mujeres (= 1)	-0.010 (0.023)	-0.016 (0.023)	-0.016 (0.023)	-0.066 (0.023)	-0.066 (0.020)	-0.064 (0.017)
Valor p $H_0 : \beta_{Female} > 0$	0.331	0.243	0.247	0.003	0.000	0.000
Límite superior	-0.007 (0.022)	-0.012 (0.022)	-0.012 (0.021)	-0.058 (0.023)	-0.059 (0.021)	-0.057 (0.018)
Límite inferior	-0.014 (0.023)	-0.019 (0.023)	-0.018 (0.023)	-0.085 (0.025)	-0.083 (0.022)	-0.079 (0.018)
Observaciones	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313
R^2	0.000	0.190	0.205	0.005	0.173	0.230
Media Hombres (= 1)	0.861	0.861	0.861	0.349	0.349	0.349
Var. de estratificación	×	✓	✓	×	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del préstamo	×	✓	✓	×	✓	✓
Trat. de información	×	✓	✓	×	✓	✓
E.F. Semana	×	✓	✓	×	✓	✓
Var. en línea de base del prestatario	×	×	✓	×	×	✓
Var. en línea de base del E.C.	×	×	✓	×	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Los modelos de regresión (1) y (2) incluyen variables de estratificación, i.e., una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. De acuerdo con el plan de análisis previo, el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $H_0 : \beta_{Female} > 0$ se reporta por separado. Los efectos de límite superior e inferior se calculan según Lee (2009).

CUADRO II. Efectos Heterogéneos por Género del Ejecutivo de la Cuenta - OLS

	Solo E.C. Mujeres				Solo E.C. Hombres				Muestra Completa			
	La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)		La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)		La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	0.017 (0.026)	0.016 (0.024)	-0.063 (0.023)	-0.056 (0.026)	-0.061 (0.029)	-0.071 (0.029)	-0.074 (0.054)	-0.092 (0.052)	0.010 (0.025)	0.010 (0.024)	-0.073 (0.020)	-0.063 (0.022)
Ejecutivo de Cuenta es Hombre (= 1)									0.064 (0.022)	0.064 (0.024)	0.031 (0.040)	0.031 (0.042)
Mujer × (Ejecutivo de Cuenta es Hombre)									-0.070 (0.026)	-0.069 (0.025)	0.019 (0.050)	-0.001 (0.054)
Valor p $H_0 : \beta_{female} > 0$	0.739	0.752	0.005	0.017	0.020	0.011	0.089	0.044				
Valor p $H_0 : \beta_{inter} > 0$									0.005	0.005	0.648	0.492
Observaciones	838	838	838	838	475	475	475	475	1,313	1,313	1,313	1,313
R^2	0.239	0.258	0.212	0.264	0.191	0.218	0.207	0.290	0.192	0.207	0.173	0.230
Media Hombre (= 1) si E.C. es Mujer	0.837	0.837	0.332	0.332					0.837	0.837	0.332	0.332
Media Hombre (= 1) si E.C. es Hombre					0.900	0.900	0.376	0.376	0.900	0.900	0.376	0.376
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Todas las regresiones toman en consideración 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. De acuerdo con el plan de análisis previo, reportamos (i) el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $H_0 : \beta_{Female} > 0$; y ii) el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que la interacción de la variable ficticia Mujer y la variable ficticia Género del ejecutivo de cuenta (i.e., Prestataria Mujer × Ejecutivo de cuenta hombre) es mayor a cero.

CUADRO III. Efectos Heterogéneos por Convicciones de Género del Ejecutivo de Cuenta - OLS

	Solo perfil no basado en el gusto				Solo perfil basado en el gusto				Muestra completa			
	Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		Solicitud de Préstamo was Aprobada (= 1)		Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		Solicitud de Préstamo was Aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.028 (0.029)	-0.027 (0.027)	-0.021 (0.023)	-0.017 (0.021)	0.028 (0.025)	0.031 (0.028)	-0.166 (0.056)	-0.164 (0.042)	-0.031 (0.026)	-0.029 (0.026)	-0.023 (0.021)	-0.024 (0.018)
Perfil Basado en el Gusto (= 1)									0.006 (0.030)	0.011 (0.032)	0.155 (0.037)	0.140 (0.030)
Mujeres × (Perfil Basado en el Gusto)									0.053 (0.036)	0.049 (0.036)	-0.152 (0.057)	-0.139 (0.049)
Observaciones	934	934	934	934	379	379	379	379	1,313	1,313	1,313	1,313
R^2	0.226	0.248	0.189	0.257	0.254	0.291	0.305	0.352	0.193	0.208	0.181	0.237
Media Hombres (= 1) si no se basa en el gusto	0.853	0.853	0.320	0.320					0.853	0.853	0.320	0.320
Media Hombres (= 1) si se basa en el gusto					0.881	0.881	0.421	0.421	0.881	0.881	0.421	0.421
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Perfil basado en el gusto es una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta reporta que la fuente del principal problema que enfrenta al atender a clientes mujeres está basado en el gusto, pero está basado en estadísticas al atender a clientes hombres, (e igual a cero en caso contrario). Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, esto es, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1.200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco

CUADRO IV. Efectos Heterogéneos por Preferencia de Género del Ejecutivo de Cuenta - OLS

	Solo Ejecutivos de Cuenta no Pro-Hombres				Solo Ejecutivos de Cuenta Pro-Hombres				Muestra Completa			
	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.017 (0.025)	-0.020 (0.024)	-0.031 (0.027)	-0.031 (0.026)	-0.013 (0.055)	-0.003 (0.056)	-0.162 (0.058)	-0.170 (0.057)	-0.016 (0.027)	-0.015 (0.026)	-0.034 (0.026)	-0.033 (0.024)
Ejecutivo de Cuenta es Pro-Hombres (= 1)									-0.043 (0.039)	-0.045 (0.037)	0.006 (0.044)	0.016 (0.047)
Mujer × (Ejecutivo de Cuenta es Pro-Hombres)									0.009 (0.054)	0.009 (0.053)	-0.112 (0.058)	-0.109 (0.053)
Valor p $H_0 : \beta_{female} > 0$	0.248	0.212	0.130	0.121	0.406	0.482	0.004	0.002				
Valor p $H_0 : \beta_{inter} > 0$									0.569	0.563	0.029	0.023
Límite Superior β_{female}	-0.017 (0.025)	-0.020 (0.024)	-0.031 (0.027)	-0.031 (0.026)	-0.006 (0.049)	0.011 (0.056)	-0.147 (0.054)	-0.160 (0.052)				
Límite Superior β_{inter}									0.011 (0.052)	0.013 (0.052)	-0.099 (0.050)	-0.098 (0.048)
Observaciones	957	957	957	957	356	356	356	356	1,313	1,313	1,313	1,313
R^2	0.210	0.226	0.166	0.230	0.335	0.366	0.293	0.362	0.192	0.207	0.178	0.235
Media Hombres (= 1) si E.C. es Pro-Hombres					0.824	0.824	0.313	0.313	0.824	0.824	0.313	0.313
Media Hombres (= 1) si E.C. es no Pro-Hombres	0.873	0.873	0.361	0.361					0.873	0.873	0.361	0.361
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Un ejecutivo de cuenta es pro-hombres si la distribución óptima de su cartera de clientes incluye más del 50% de clientes hombres. Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, esto es, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29-38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. De acuerdo con el plan de análisis previo, reportamos (i) el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $H_0 : \beta_{Female} > 0$; y ii) el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que la interacción de la variable ficticia Mujer y la variable ficticia Género del ejecutivo de cuenta (i.e., Prestataria Mujer Ejecutivo de cuenta es pro-hombres) es mayor a cero. Los efectos de límite superior se calculan según Lee (2009).

CUADRO V. Efectos Heterogéneos por Género y Preferencia de Género del Ejecutivo de Cuenta - OLS

	Solo Ejecutivas de Cuenta				Solo Ejecutivos de Cuenta Hombres			
	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	0.008 (0.035)	0.006 (0.033)	-0.041 (0.033)	-0.028 (0.038)	-0.047 (0.026)	-0.054 (0.029)	-0.026 (0.060)	-0.054 (0.059)
Ejecutivo de Cuenta es Pro-Hombres (= 1)	-0.099 (0.042)	-0.104 (0.038)	-0.015 (0.044)	0.007 (0.051)	0.087 (0.057)	0.090 (0.065)	0.071 (0.105)	0.062 (0.086)
Mujer × (Ejecutivo de Cuenta es Pro-Hombres)	0.046 (0.057)	0.050 (0.055)	-0.063 (0.066)	-0.084 (0.067)	-0.087 (0.082)	-0.094 (0.087)	-0.237 (0.094)	-0.183 (0.095)
Valor p $H_0 : \beta_{Female \times (E.C.esPro-Hombres)} > 0$	0.790	0.815	0.171	0.110	0.147	0.145	0.009	0.031
Límite Superior β_{inter}	0.052 (0.055)	0.054 (0.055)	-0.050 (0.059)	-0.070 (0.064)	-0.094 (0.094)	-0.096 (0.097)	-0.211 (0.087)	-0.169 (0.099)
Observaciones	838	838	838	838	475	475	475	475
R^2	0.246	0.265	0.216	0.267	0.194	0.222	0.218	0.296
Media Hombres (= 1) si E.C. es Mujer y no Pro-Hombres	0.856	0.856	0.342	0.342				
Media Hombres (= 1) si E.C. es Hombre y no Pro-Hombres					0.896	0.896	0.387	0.387
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F.Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Género del Ejecutivo	×	×	×	×	×	×	×	×
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Un ejecutivo de cuenta es pro-hombres si la distribución óptima de su cartera de clientes incluye más del 50 % de clientes hombres. Todas las regresiones incluyen 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<28; 29–35), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<28; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar agrupados a nivel de región-banco se muestran entre paréntesis. De acuerdo con el plan de análisis previo, reportamos (i) el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que Prestataria mujer × E.C. es hombre > 0. Los efectos de límite superior se calculan según Lee (2009).

CUADRO VI. Efectos del Tratamiento de Información - OLS

	Grupo de Control				Grupo de Tratamiento				Muestra Completa			
	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	0.004 (0.032)	-0.003 (0.032)	-0.050 (0.034)	-0.046 (0.028)	-0.037 (0.031)	-0.032 (0.028)	-0.069 (0.041)	-0.070 (0.042)	0.003 (0.030)	-0.001 (0.029)	-0.063 (0.028)	-0.057 (0.025)
Tratamiento de Información (= 1)									0.006 (0.020)	0.007 (0.022)	-0.002 (0.032)	-0.001 (0.028)
Mujer \times (Tratamiento de Información)									-0.038 (0.038)	-0.029 (0.038)	-0.006 (0.050)	-0.013 (0.050)
Valor p $H_0 : \beta_{female} > 0$	0.545	0.462	0.073	0.053	0.120	0.135	0.051	0.050				
Valor p $H_0 : \beta_{inter} \leq 0$									0.843	0.782	0.550	0.604
Observaciones	679	679	679	679	634	634	634	634	1,313	1,313	1,313	1,313
R^2	0.235	0.259	0.201	0.275	0.234	0.270	0.211	0.358	0.191	0.205	0.173	0.230
Media Hombres (= 1) en el Grupo de Control	0.857	0.857	0.341	0.341					0.857	0.857	0.341	0.341
Media Hombres (= 1) en el Grupo de Tratamiento					0.866	0.866	0.358	0.358	0.866	0.866	0.358	0.358
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Tratamiento de información denota el grupo que recibe el tratamiento de información. Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, i.e., una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<28; 29–35), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<28; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar agrupados a nivel de región-banco se muestran entre paréntesis. (i) De acuerdo con el plan de análisis previo, reportamos el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $H_0 : \beta_{Female} > 0$; y (ii) el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que la interacción de la variable ficticia Mujer y la variable ficticia Tratamiento Prominencia de Género (i.e., Mujer \times Tratamiento) es inferior o igual a cero.

CUADRO VII. Efectos del Tratamiento de Información por Preferencias de Género del Ejecutivo de Cuenta - OLS

	Solo Ejecutivos de Cuenta no Pro-Hombres				Solo Ejecutivos de Cuenta Pro-Hombres			
	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.009 (0.026)	-0.016 (0.026)	-0.031 (0.035)	-0.033 (0.032)	0.047 (0.084)	0.063 (0.085)	-0.123 (0.076)	-0.125 (0.076)
Tratamiento de Información (= 1)	0.003 (0.029)	0.001 (0.030)	-0.012 (0.028)	-0.005 (0.029)	0.016 (0.080)	0.040 (0.080)	0.089 (0.113)	0.075 (0.117)
Mujer × (Tratamiento de Información)	-0.017 (0.038)	-0.007 (0.037)	0.001 (0.056)	0.004 (0.057)	-0.121 (0.080)	-0.130 (0.077)	-0.079 (0.084)	-0.089 (0.084)
Límite Superior β_{inter}	-0.017 (0.038)	-0.007 (0.037)	0.001 (0.056)	0.004 (0.057)	-0.176 (0.078)	-0.192 (0.070)	-0.052 (0.095)	-0.083 (0.091)
Observaciones	957	957	957	957	356	356	356	356
R^2	0.210	0.226	0.166	0.230	0.340	0.371	0.294	0.364
Media Hombres (= 1) si el E.C. es Pro-Hombres y Grupo de Control	0.779	0.779	0.250	0.250				
Media Hombres (= 1) si el E.C. es no Pro-Hombres y Grupo de Control					0.882	0.882	0.370	0.370
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Un ejecutivo de cuenta es pro-hombres si la distribución óptima de su cartera de clientes incluye más del 50 % de clientes hombres. Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, i.e., una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<28; 29–35), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<28; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar agrupados a nivel de región-banco se muestran entre paréntesis. Los efectos de límite superior se calculan según Lee (2009).

CUADRO VIII. Efectos Heterogéneos por Concentración de Mercado a Nivel Municipal - OLS

	Todas las Solicitudes de Préstamo				Solo Solicitudes de Préstamo Enviadas a E.C. no Pro-Hombres				Solo Solicitudes de Préstamo Enviadas a E.C. Pro-Hombres			
	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	0.074 (0.041)	0.057 (0.043)	-0.073 (0.063)	-0.030 (0.046)	0.079 (0.062)	0.068 (0.065)	0.080 (0.093)	0.085 (0.092)	0.068 (0.116)	0.071 (0.115)	0.210 (0.206)	0.201 (0.190)
Índice HH	0.005 (0.001)	0.004 (0.001)	-0.007 (0.002)	-0.005 (0.002)	0.006 (0.001)	0.004 (0.001)	-0.009 (0.003)	-0.007 (0.003)	0.006 (0.008)	0.007 (0.008)	0.023 (0.011)	0.020 (0.011)
Mujeres × Índice HH	-0.006 (0.002)	-0.005 (0.002)	0.000 (0.004)	-0.002 (0.002)	-0.006 (0.003)	-0.006 (0.003)	-0.007 (0.005)	-0.008 (0.005)	-0.005 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.025 (0.012)	-0.025 (0.012)
Observaciones	1,313	1,313	1,313	1,313	957	957	957	957	356	356	356	356
R^2	0.192	0.206	0.177	0.234	0.213	0.228	0.177	0.236	0.336	0.367	0.302	0.370
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. El índice HH se calcula a nivel municipal como $(1/100) \times \sum_{k=1}^K s_k^2$ donde s_k es el número de sucursales locales del banco dividido por el número total de sucursales del banco en un municipio determinado. Cuanto mayor sea el índice HH, más concentrado estará el mercado. El índice HH oscila entre 0 y 100. Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, i.e., una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco.

Referencias

- Abadie, A., y G. Imbens. 2011. "Bias-corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects." *Journal of Business and Economic Statistics*, 29: 1-11.
- Agarwal, S., y F. H. Wang. 2009. "Perverse Incentives at the Banks?: Evidence from a Natural Experiment." *Documento de trabajo inédito, Banco de la Reserva Federal de Chicago*.
- Agier, I., y A. Szafarz. 2013. "Microfinance and Gender: Is There a Glass Ceiling on Loan Size?" *World Development*, 42: 165-181.
- Aigner, D., y G. Cain. 1977. "Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets." *Industrial and Labor Relations Review*, 30: 175-187.
- Akerlof, G.A. 1980. "The Theory of Social Custom, of Which Unemployment May be One Consequence." *Quarterly Journal of Economics*, IXIV: 749-775.
- Alesina, A., F. Lotti, y P. Mistrulli. 2013. "Do Women Pay More for Credit?: Evidence From Italy." *Journal of the European Economic Association* 11: 45-66.
- Andreeva, G., y A. Matuszyk. 2019. "The Law of Equal Opportunities or Unintended Consequences?: The Impact of Unisex Risk Assessment in Consumer Credit." *Mimeo*.
- Anwar, S., y H. Fang. 2006. "An Alternative Test of Racial Prejudice in Motor Vehicle Searches: Theory and Evidence." *American Economic Review*, 96: 127-151.
- Arrow, K. 1973. "The Theory of Discrimination." *Discrimination in Labor Markets* 9: 3-33.
- Ayres, I., y P. Siegelman. 1995. "Race and Gender Discrimination in Bargaining for a New Car." *American Economic Review* 85: 304-321.
- Barasinska, N., y D. Schafer. 2010. "Are Women More Credit-Constrained than Men?: Evidence from a Rising Credit Market." *Documento de trabajo FINESSE, DIW Berlín, Instituto Alemán de Investigación Económica*.
- Bartlett, R., A. Morse, R. Stanton y N. Wallace. 2018. "Consumer-Lending Discrimination in the Era of FinTech." *Mimeo*.
- Bayer, P., F. Ferreira y S. Ross. 2017. "What Drives Racial and Ethnic Differences in High- Cost Mortgages?: The Role of High-Risk Lenders." *The Review of Financial Studies* 31: 175-205.
- Becker, G. 1957. "The Economics of Discrimination." *University of Chicago Press*.

- Beck, T., P. Behr y A. Guettler. 2013. "Gender and Banking: Are Women Better Loan Officers?" *Review of Finance* 17: 1279-1321.
- Beck, T., P. Behr y A. Guettler. 2018. "Sex and Credit: Is There a Gender Bias in Lending?" *Journal of Banking and Finance* 87: 380-396.
- Bellucci, A., A. Borisov y A. Zazzaro. 2010. "Does Gender Matter in Bank-Firm Relationships?: Evidence from Small Business Lending." *Journal of Banking and Finance* 34: 2968-2984.
- Berkovec, J., Gabriel S. Canner, G., y T. Hannan. 1998. "Discrimination, Competition, and Loan Performance in Federal Housing Administration Mortgage Lending." *Review of Economics and Statistics* 80: 241-250.
- Bertrand, M. 2011. "New Perspectives on Gender." *Handbook of Labor Economics*. Vol. IVb, editado por Orley Ashenfelter y David Card, Capítulo 17.
- Bertrand, M., y E. Duflo. 2017. "Field Experiments on Discrimination." *Handbook of Field Experiments*, Editado por Abijith V. Banerjee y Esther Duflo, Capítulo 8.
- Bertrand, M., y S. Mullainathan. 2004. "Are Emily and Greg More Employable than Lakisha and Jamal?: A Field Experiment on Labor Market Discrimination." *American Economic Review* 94: 991-1013.
- Bitter, A., y E. Goodyear-Grant. 2017. "Digging Deeper into the Gender Gap: Gender Salience as a Moderating Factor in Political Attitudes." *Canadian Journal of Political Science* 50: 559-578.
- Blanchflower, D., P. Levine y J. Zimmerman. 2003. "Discrimination in the Small-Business Credit Market." *Review of Economics and Statistics*, 85: 930-943.
- Bohnet, I. 2016. *What Works. Gender Equality by Design*. Harvard University Press.
- Borhen, J., K. Haggag, A. Imas y D. Pope. 2019. "Inaccurate Statistical Discrimination." *Documento de trabajo de la NBER No. 25935*.
- Bowles, H., L. Babcock y K. McGinn. 2005. "Constraints and Triggers: Situational Mechanics of Gender in Negotiation." *Journal of Personality and Social Psychology* 89: 951– 965.
- Bowles, H., L. Babcock y K. McGinn. 2007. "Social Incentives for Sex Differences in the Propensity to Initiate Negotiation: Sometimes It Does Hurt to Ask." *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 103: 84-103.

- Brock, JM., y R. De Haas. 2019. "Gender Discrimination in Small Business Lending. Evidence from a Lab-in-the-field Experiment in Turkey." *Documento de trabajo de la EBRD No. 232, Banco Europeo para la Reconstrucción y el Desarrollo.*
- Bruhn, M., y D. McKenzie. 2009. "In Pursuit of Balance: Randomization in Practice in Development Field Experiments." *American Economic Journal: Applied Economics* 1: 200-232.
- Card, D., A. Cardoso y P. Kline. 2016. "Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women." *Quarterly Journal of Economics* *IXIV*: 633-686.
- Carter, S., E. Shaw, W. Lam y F. Wilson. 2007. "Gender, Entrepreneurship, and Bank Lending: The Criteria and Processes Used by Bank Loan Officers in Assessing Applications." *Entrepreneurship Theory and Practice* 31: 427-444.
- Cavalluzzo, K., y L. Cavalluzzo. 1998. "Market Structure and Discrimination: The Case of Small Businesses." *Journal of Money, Credit and Banking* 30: 771-792.
- Cavalluzzo, K., L. Cavalluzzo y J. Wolken. 2002. "Competition, Small Business Financing, and Discrimination: Evidence from a New Survey." *The Journal of Business* 75: 641-679.
- Charles, K., y E. Hurst. 2002. "The Transition to Home Ownership and the Black-White Wealth Gap." *Review of Economics and Statistics* 84: 281-297.
- Charles, K., y J. Guryan. 2008. "Prejudice and Wages: An Empirical Assessment of Becker's *The Economics of Discrimination*." *Journal of Political Economy* 116: 773-809.
- Charles, K., E. Hurst y M. Stephens. 2008. "Rates for Vehicle Loans: Race and Loan Source." *American Economic Review* 98: 315-320.
- Cohen-Cole, E. 2011. "Credit Card Redlining." *Review of Economics and Statistics* 93: 700-713.
- Conover, P., y V. Sapiro. 1993. "Gender, Feminist Consciousness, and War." *Canadian Journal of Political Science* 37: 1079-99.
- Cuesta, JI., y A. Sepúlveda. 2019. "Price Regulation in Credit Markets: A Trade-off between Consumer Protection and Credit Access." *Documento del mercado laboral, Universidad de Chicago.*

- Darolia, R., C. Koedel, P. Martorell, K. Wilson y F. Pérez-Arce. 2015. “Do Employers Prefer Workers who Attend For-Profit Colleges?: Evidence from a Natural Experiment.” *Journal of Policy Analysis and Management* 34: 881-903.
- Deku, S., A. Kara y O. Molyneux. 2016. “Access to Consumer Credit in the U.K.” *The European Journal of Finance* 22: 941-964.
- Delavande, A., y B. Zafar. 2013. “Gender Discrimination and Social Identity: Experimental Evidence from Urban Pakistan.” *Banco de la Reserva Federal de Nueva York, Staff Reports* 593.
- Deming, D., N. Yuchtman, A. Abulaft, C. Goldin y L. Katz. 2016. “The Value of Postsecondary Credentials in the Labor Market: An Experimental Study.” *American Economic Review* 106: 778-806.
- Demirgüç-Kunt, A., L. Klapper, D. Singer, S. Ansar y J. Hess. 2017. “The Global Findex Database: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution.” *World Bank Group*.
- Dobbie, W., A. Liberman, D. Paravisini y V. Pathania. 2018. “Measuring Bias in Consumer Lending.” *Documento de trabajo de la NBER No. 24953*.
- Eriksson, S., y D-O. Rooth. 2014. “Do Employers Use Unemployment as a Sorting Criterion when Hiring?: Evidence from a Natural Experiment.” *American Economic Review* 104: 1014-1039.
- Ewens, M., B. Tomlin y L. Choon-Wang. 2014. “Statistical Discrimination or Prejudice?: A Large Sample Field Experiment.” *Review of Economics and Statistics* 96: 119-134.
- Figart, D. 2005. “Gender as More Than a Dummy Variable: Feminist Approaches to Discrimination.” *Review of Social Economy* 593: 509-536.
- Fisman, R., D. Paravisini y V. Vig. 2017. “Cultural Proximity and Loan Outcomes.” *American Economic Review* 107: 457-492.
- Gaddis, M. 2015. “Discrimination in the Credential Society: An Audit Study of Race and College Selectivity in the Labor Market.” *Social Forces* 93: 1451-1479.
- Goldin, C. 2014. “A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter.” *American Economic Review* 104: 1091-1119.
- Han, S. 2004. “Discrimination in Lending: Theory and Evidence.” *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 29: 5-46.

- Hanson, A., Z. Hawley, H. Martin y B. Liu. 2016. "Discrimination in Mortgage Lending: Evidence from a Natural Experiment." *Journal of Urban Economics* 92: 48-65.
- Haselmann, R., D. Schoenherr y V. Vig. 2018. "Rent Seeking in Elite Networks." *Journal of Political Economy* 126: 1638-1690.
- Hausmann, R., L.D. Tyson y S. Zahidi. 2009. "The Global Gender Gap Report 2009." *Informe técnico, Foro Económico Mundial*.
- Heckman, J. 1998. "Detecting Discrimination." *Journal of Economic Perspectives* 12: 101-116.
- Heckman, J., y P. Siegelman. 1992. "The Urban Institute Studies: Their Methods and Findings." In Michael Fix and Raymond Struyk, eds., *Clear and Convincing Evidence*. Washington, DC: Urban Institute Press., 187-258.
- Heidhues, P., B. Köszegi, y P. Strack. 2019. "Overconfidence and Prejudice." *Mimeo*.
- Hertzberg, A., J. M. Liberti y D. Paravisini. 2010. "Information and Incentives Inside the Firm: Evidence from Loan Officer Rotation." *Journal of Finance* 65: 795-828.
- Kleykamp, M. 2009. "A Great Place to Start?: The Effect of Prior Military Service on Hiring." *Armed Forces and Society* 35: 266-285.
- Kroft, K., F. Lange y M. Notowidigdo. 2013. "Duration Dependence and Labor Market Conditions: Evidence from a Natural Experiment." *Quarterly Journal of Economics* 128: 1123-1167.
- Lee, D. S. 2009. "Training, Wages, and Sample Selection: Estimating Sharp Bounds on Treatment Effects." *Review of Economic Studies* 76: 1071-1102.
- Major, B. 1987. "Gender, Justice, and the Psychology of Entitlement." En: Shaver, P., Hendricks, C. (Eds.), *Sex and Gender: Review of Personality and Social Psychology*. Sage, Newbury Park, CA.
- Mascia, D., y S. Rossi. 2017. "Is There a Gender Effect on the Cost of Bank Financing?" *Journal of Financial Stability* 31: 136-153.
- Montalvo, J.G., y M. Reynal-Querol. 2019. "Gender and Credit Risk: A View from the Loan Officers' Desk." *Mimeo*.
- Muravyev, A., O. Talavera y D. Schafer. 2009. "Entrepreneurs' Gender and Financial Constraints: Evidence from International Data." *Journal of Financial Stability* 37: 270-286.

- Neumark, D., R. Bank, y K. Van Nort. 1996. "Sex Discrimination in Restaurant Hiring: An Audit Study." *Quarterly Journal of Economics* IXIV: 915-941.
- Nunley, J., A. Pugh, N. Romero y R. Seals. 2014. "Unemployment, Underemployment, and Employment Opportunities: Results from a Correspondence Audit of the Labor Market for College Graduates." *Departamento de Economía de la Universidad de Auburn Serie Documentos de trabajo* 4.
- OCDE. 2018. "Education at a Glance. 2018 Report." *Indicadores de la OCDE*.
- Oreopoulos, P. 2011. "Why Do Skilled Immigrants Struggle in the Labor Market?: A Field Experiment with Thirteen Thousand Resumes." *American Economic Journal: Economic Policy* 3: 148-171.
- Phelps, E. 1972. "The Statistical Theory of Racism and Sexism." *American Economic Review* 62: 659-661.
- Pope, D., y J. Sydnor. 2011. "What's in a Picture?: Evidence of Discrimination from Prosper.com." *Journal of Human Resources* 46: 53-92.
- Ross, S., M. Turner, E. Godfrey y R. Smith. 2008. "Mortgage Lending in Chicago and Los Angeles: A Paired Testing Study of the Pre-Application Process." *Journal of Urban Economics* 63: 902-919.
- SBIF. 2018. "Género en el Sistema Financiero." *Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras. Informe de Género Versión XVII*.
- Schmitt, M., N. Branscombe, D. Kobrinowics y S. Owen. 2002. "Perceiving Discrimination Against One's Gender Group Has Different Implications for Well-Being in Women and Men." *Personality and Social Psychology Bulletin* 28.
- Small, D., M. Gelfand, L. Babcock y H. Gettman. 2007. "Who Goes to the Bargaining Table?: The Influence of Gender and Framing on the Initiation of Negotiation." *Journal of Personality and Social Psychology* 93: 600-613.
- Stefani, M., y V. Vacca. 2013. "Credit Access for Female Firms: Evidence from a Survey on European SMEs." *Questioni di Economia e Finanza (Documentos ocasionales)* 176.
- Tajfel, H. 1982. "Social Psychology of Intergroup Relations." *Annual Review of Psychology* 33: 1-39.

- Tajfel, H., y J. Turner. 1979. "An Integrative Theory of Intergroup Conflict." *En William G. Austin y Stephen Worchel, eds., The Social Psychology of Intergroup Relations, Brooks/Cole Pub. Co*, Ch. 3: 33-47.
- Van Order, R., L. Vassilis y J. Quigley. 1993. "Loan Loss Severity and Optimal Mortgage Default." *Real Estate Economics* 21: 353-371.
- Wang, K., y J. Dovidio. 2017. "Perceiving and Confronting Sexism: The Causal Role of Gender Identity Salience." *Psychological Women Q.* 41: 65-76.
- WEF. 2018. "The Global Gender Gap Report 2009." *Insight Report. Foro Económico Mundial.*
- Zussman, A. 2013. "Ethnic Discrimination: Lessons from the Israeli Online Market for Used Cars." *Economic Journal* 123: F433–F468.

Apéndice A. Cuadros y Gráficos del Apéndice (PARA PUBLICAR EN INTERNET)

CUADRO A.I. Diferencias en la Tasa de Aprobación de Préstamos entre Hombres y Mujeres: Evidencia no Experimental - OLS

Panel A: Todas las Solicitudes de Préstamo								
	Todos los Solicitantes				Solo Solicitantes no Clientes			
	No Ajustada Media Diferencia	Modelo (1)	Modelo (2)	Empareja. ATE	No Ajustada Media Diferencia	Modelo (1)	Modelo (2)	Empareja. ATE
Mujeres (= 1)	-0.0030 (0.0004)	-0.0075 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	-0.0153 (0.0076)	-0.0044 (0.0010)	0.0125 (0.0009)	0.0160 (0.0008)	-0.0029 (0.0083)
Observaciones	4,767,623	4,767,623	4,767,623	15,000	888,748	888,748	888,748	15,000
R^2	0.000	0.124	0.317	0.000	0.000	0.250	0.418	0.000
Media Hombres (= 1)	0.714	0.714	0.714	0.716	0.400	0.400	0.400	0.404
E.F. Banco	×	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto	×	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓
E.F. Mes-Año	×	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base de Prestatario	×	×	✓	✓	×	×	✓	✓

Panel B: Solo Solicitudes de Préstamo entre USD 1.500 y USD 13.500 de Solicitantes de 25-35 Años								
	Todos los Solicitantes				Solo Solicitantes no Clientes			
	Diferencia Media no Ajustada	Modelo (1)	Modelo (2)	Empareja. ATE	Diferencia Media no Ajustada	Modelo (1)	Modelo (2)	Empareja. ATE
Mujeres (= 1)	-0.0103 (0.0009)	-0.0016 (0.0008)	0.0007 (0.0007)	0.0025 (0.0076)	-0.0096 (0.0021)	0.0088 (0.0019)	0.0027 (0.0016)	-0.0104 (0.0079)
Observaciones	1,083,092	1,083,092	1,083,092	15,000	197,135	197,135	197,135	15,000
R^2	0.000	0.124	0.379	0.000	0.000	0.183	0.427	0.000
Media Hombres (= 1)	0.696	0.696	0.696	0.697	0.325	0.325	0.325	0.323
E.F. Banco	×	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto	×	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓
E.F. Mes-Año	×	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base de Prestatario	×	×	✓	✓	×	×	✓	✓

Nota: La muestra analizada es el universo de solicitudes de préstamo dentro del sistema bancario comercial chileno entre enero 2013 y agosto 2016. El Panel A incluye todas las solicitudes de préstamo, sin restricciones de muestra en cuanto a edad o monto. El Panel B incluye solo las solicitudes de préstamo entre USD 1.500 y USD 13.500 presentadas por solicitantes de entre 25 y 35 años. El modelo de regresión (1) toma en consideración los efectos fijos del banco, efectos fijos del monto del préstamo y los efectos fijos del mes-año. El modelo (2) adicionalmente toma en consideración las variables a nivel de prestatario, si está casado/a, variables ficticias de salario (0–6000 USD; 600–1200 USD), si el prestatario tiene deudas en el sistema financiero, variables ficticias por el decil de deuda, y variables ficticias por el decil de calificación de crédito. Las regresiones del Panel A también incluye variables ficticias de cohorte de edad (25-35; 35-45; 45-55; 55-65; >65). Para el efecto de tratamiento promedio (ATE), el indicador de emparejamiento con los vecinos más cercanos (nnmatch) se aplica utilizando la lista completa de variables incluida en el Modelo 2 y una muestra aleatoria de 15.000 observaciones (con sustitución). Utilizamos emparejamiento 1 a 1, a saber, una sola coincidencia por observación. Se supone el uso de métrica de la distancia de Mahalanobis.

CUADRO A.II. Experimento en Línea de Base

<i>Panel A. Solicitudes de Préstamo</i>					
	Mujeres	Hombres	No Ajustado Dif. de Medias	Modelo (1)	Modelo (2)
Número de Solicitudes de Préstamo Asignadas	932 57.7 %	684 42.3 %			
Número de Solicitudes de Préstamo Presentadas (no Desertores)	766	547			
Número de Solicitudes de Préstamo Presentadas (Desertores)	166	137			
Tasa de Atrición	0.178	0.200	-0.022 (0.024)	-0.012 (0.024)	-0.007 (0.020)
Observaciones			1,616	1,616	1,616
<i>Panel B. Solicitantes de Préstamo</i>					
	Mujeres	Hombres	No Ajustado Dif. de Medias	Modelo (1)	Modelo (2)
Número de Prestatarios	233 57.7 %	171 42.3 %			
Prop. de Prestatarios que Presentaron 4 de las 4 Solicitudes Asignadas	0.704	0.713	-0.010 (0.046)	-0.023 (0.047)	-0.028 (0.047)
Prop. de Prestatarios que Presentaron 3 de las 4 Solicitudes Asignadas	0.107	0.082	0.025 (0.029)	0.029 (0.031)	0.025 (0.032)
Prop. de Prestatarios que Presentaron 2 de las 4 Solicitudes Asignadas	0.039	0.023	0.015 (0.017)	0.016 (0.017)	0.015 (0.017)
Prop. de Prestatarios que Presentaron 1 de las 4 Solicitudes Asignadas	0.073	0.053	0.020 (0.024)	0.025 (0.025)	0.029 (0.025)
Prop. de Prestatarios que Presentaron 0 de las 4 Solicitudes Asignadas	0.077	0.129	-0.051 (0.031)	-0.046 (0.031)	-0.041 (0.031)
Observaciones			404	404	404

Nota: Las unidades de análisis del Panel A son 1.616 solicitudes de préstamo asignadas (4 solicitudes de préstamo por cada prestatario). A las observaciones de abandono se les asigna una solicitud de préstamo que no fue presentada por el tester al ejecutivo de cuenta asignado. El Modelo (1) de regresión del Panel A sigue la ecuación de estimación principal (1) e incluye variables de estratificación, esto es, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información (y a 0 si no lo recibió). El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (600–1,200 USD; >1,200 USD), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Como en la ecuación de estimación principal (1), los errores estándar del Panel A (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. Las unidades de análisis del Panel B son 404 prestatarios. El Modelo (1) de regresión del Panel B incluye 11 efectos fijos de región, mientras que el Modelo (2) del Panel B toma en consideración adicionalmente el mismo conjunto de variables en línea de base a nivel del prestatario. Los errores estándar robustos (entre paréntesis) se reportan en el Panel B. Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control.

CUADRO A.III. Determinantes de Atrición - OLS

	Número de Solicitudes de Préstamo no Presentadas por el Tester	Número de Solicitudes de Préstamo no Presentadas por el Tester	Si el Tester no Presentó al Menos 1 de las 4 Solicitudes de Préstamo (= 1)	Si el Tester no Presentó al Menos 1 de las 4 Solicitudes de Préstamo (= 1)
Mujeres (= 1)	-0.108 (0.138)		-0.001 (0.045)	
≤28 Años (= 1)	-0.079 (0.140)	-0.029 (0.235)	-0.034 (0.046)	-0.086 (0.072)
Casado/a (= 1)	0.132 (0.254)	0.380 (0.369)	-0.002 (0.075)	0.056 (0.110)
Si Tiene un Préstamo Activo (= 1)	-0.112 (0.156)	-0.332 (0.244)	-0.039 (0.050)	-0.118 (0.075)
Rango Salarial 600 – 1, 200 USD (= 1)	-0.162 (0.168)	-0.263 (0.307)	0.020 (0.061)	-0.040 (0.097)
Rango Salarial > 1, 200 USD (= 1)	0.168 (0.162)	-0.121 (0.285)	0.089* (0.053)	0.012 (0.086)
Número de Bancos Asignados donde el Tester es Cliente (= 1)	0.404*** (0.151)	0.561** (0.246)	0.154*** (0.047)	0.167** (0.071)
≤28 Años × Mujer		-0.052 (0.290)		0.098 (0.094)
Casada × Mujer		-0.458 (0.506)		-0.128 (0.150)
Si Tiene un Préstamo Activo × Mujer		0.428 (0.317)		0.138 (0.103)
Rango Salarial 600 – 1, 200 USD × Mujer		0.130 (0.357)		0.080 (0.126)
Rango Salarial > 1, 200 USD × Mujer		0.475 (0.344)		0.134 (0.109)
Número de Bancos Asignados donde el Tester es Cliente × Mujer		-0.289 (0.311)		-0.021 (0.096)
Observations	404	404	404	404
R^2	0.043	0.057	0.050	0.063

Nota: La muestra de análisis es todos los testers. Los errores estándar robustos se muestran entre paréntesis.

CUADRO A.IV. Resumen Estadístico y Balance en Línea de Base

	Obs.	Media	Dev. Est.	Mujeres	Hombres	Dif. Ajustada	Val p
Panel A. Características de los Prestatarios							
Prestatario tiene ≤ 28 años (= 1)	1,313	0.435	0.496	0.440	0.428	-0.001	0.979
Prestatario tiene 28-38 años (= 1)	1,313	0.541	0.499	0.539	0.543	0.009	0.820
Prestatario tiene > 38 años (= 1)	1,313	0.024	0.154	0.021	0.029	-0.008	0.268
Prestatario está casado/a (= 1)	1,313	0.104	0.305	0.008	0.137	-0.064	0.003
Prestatario tiene un préstamo activo (= 1)	1,313	0.474	0.500	0.457	0.499	-0.045	0.120
Prestatario tiene un préstamo activo en el banco asignado (= 1)	1,313	0.056	0.231	0.063	0.048	0.010	0.202
Prestatario está desempleado/a (= 1)	1,313	0.102	0.303	0.095	0.112	-0.020	0.450
Prestatario es autónomo/a (= 1)	1,313	0.371	0.483	0.385	0.351	0.046	0.092
El salario mensual del prestatario está por debajo de la media (= 1)	1,313	0.526	0.500	0.547	0.495	0.045	0.145
El salario mensual del prestatario oscila entre 0 y 600 USD (= 1)	1,313	0.286	0.452	0.298	0.269	0.020	0.528
El salario mensual del prestatario oscila entre 600 y 1,200 USD (= 1)	1,313	0.225	0.418	0.234	0.214	0.022	0.445
El salario mensual del prestatario es $> 1,200$ USD (= 1)	1,313	0.489	0.500	0.469	0.517	-0.041	0.114
El salario mensual del prestatario está dentro del 1% más rico (= 1)	1,313	0.003	0.055	0.000	0.007	-0.009	0.159

Nota: Las muestras de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas (no desertores). Las diferencias medias entre las solicitudes de préstamo asignadas a prestatarios hombres y mujeres se ajustan mediante el mismo conjunto de variables incluidas en la regresión principal utilizada para estimar los efectos de la discriminación de género, i.e., una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de banco-región, 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El valor p reportado es calculado con base en los errores estándar agrupados a nivel de región-banco.

CUADRO A.V. Resumen Estadístico y Balance en Línea de Base (cont.)

	Obs.	Media	Dev. Est.	Mujeres	Hombres	Dif. Ajustada	Val p -
Panel B. Características de los E.C.							
Ejecutivo de cuenta es mujer (=1)	1,313	0.638	0.481	0.654	0.616	0.015	0.442
Ejecutivo de cuenta está casado/a (=1)	1,313	0.306	0.461	0.311	0.300	0.011	0.694
Ejecutivo de cuenta completó educación superior (=1)	1,313	0.957	0.202	0.953	0.963	-0.012	0.098
La experiencia del ejecutivo de cuenta es de ≤ 5 años (=1)	1,313	0.424	0.494	0.431	0.415	0.024	0.286
La experiencia del ejecutivo de cuenta es de 6 a 10 años (=1)	1,313	0.312	0.463	0.312	0.311	-0.006	0.824
La experiencia del ejecutivo de cuenta es de > 10 años (=1)	1,313	0.264	0.441	0.257	0.274	-0.018	0.267
El ejecutivo de cuenta tiene entre 19 y 28 años (=1)	1,313	0.213	0.410	0.210	0.218	-0.002	0.907
El ejecutivo de cuenta tiene entre 29 y 48 años (=1)	1,313	0.693	0.461	0.691	0.697	-0.014	0.547
El ejecutivo de cuenta tiene >48 años (=1)	1,313	0.094	0.291	0.099	0.086	0.017	0.183
Las preferencias de género del ejecutivo de cuenta son pro-hombres (=1)	1,313	0.271	0.445	0.294	0.239	0.058	0.016
Si el principal problema con los clientes hombres es que...							
(a) los clientes hombres tienen bajas tasas de reembolso (=1)	1,313	0.163	0.369	0.167	0.157	0.001	0.970
(b) los clientes hombres/mujeres están desinformados sobre los productos financieros (=1)	1,313	0.262	0.440	0.257	0.269	-0.005	0.828
(c) los clientes hombres exigen obligaciones administrativas excesivas (=1)	1,313	0.113	0.316	0.107	0.121	-0.018	0.390
(d) es difícil comunicarse con los clientes hombres (=1)	1,313	0.164	0.370	0.166	0.161	-0.002	0.885
(e) los clientes hombres son demasiado exigentes y reclaman respuestas rápidas (=1)	1,313	0.299	0.458	0.303	0.293	0.024	0.260
Si el principal problema con los clientes mujeres es que...							
(a) las clientes mujeres tienen bajas tasas de reembolso (=1)	1,313	0.041	0.199	0.040	0.042	-0.007	0.335
(b) las clientes mujeres están desinformadas sobre los productos financieros (=1)	1,313	0.259	0.438	0.256	0.263	-0.009	0.718
(c) las clientes mujeres exigen obligaciones administrativas excesivas (=1)	1,313	0.137	0.344	0.132	0.144	-0.006	0.718
(d) es difícil comunicarse con las clientes mujeres (=1)	1,313	0.096	0.295	0.082	0.115	-0.043	0.082
(e) las clientes mujeres son demasiado exigentes y reclaman respuestas rápidas (=1)	1,313	0.467	0.499	0.490	0.435	0.064	0.069
Las convicciones de género del ejecutivo de cuenta se clasifican como perfil basado en el gusto (=1)	1,313	0.289	0.453	0.287	0.291	-0.007	0.780
Si recibió la información de tratamiento (=1)	1,313	0.483	0.500	0.478	0.490	-0.037	0.072

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Las diferencias medias entre las solicitudes de préstamo asignadas a prestatarios hombres y mujeres se ajustan mediante el mismo conjunto de variables incluidas en la regresión principal utilizada para estimar los efectos de la discriminación de género, i.e., una variable ficticia para el género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de banco-región, 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El valor p reportado es calculado con base en los errores estándar agrupados a nivel de región-banco. Cuando el balance de prueba para “Ejecutivo de cuenta es mujer (=1)”, la variable ficticia para el ejecutivo de cuenta se omite en la regresión. Cuando el balance de prueba para “Si recibió el mensaje pro-mujeres (=1)”, la variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información (y a 0 si no lo recibió) se omite en la regresión.

CUADRO A.VI. Resumen Estadístico y Balance en Línea de Base (cont.)

	Obs.	Media	Dev. Est.	Mujeres	Hombres	Dif. Ajustada	Val <i>p</i>
Panel C. Bancos							
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 1 (= 1)	1,313	0.100	0.300	0.106	0.091	0.013	0.299
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 2 (= 1)	1,313	0.025	0.157	0.023	0.027	-0.005	0.367
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 3 (= 1)	1,313	0.065	0.246	0.067	0.062	0.006	0.757
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 4 (= 1)	1,313	0.013	0.113	0.013	0.013	0.001	0.635
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 5 (= 1)	1,313	0.165	0.371	0.155	0.177	-0.011	0.654
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 6 (= 1)	1,313	0.206	0.404	0.206	0.205	0.010	0.422
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 7 (= 1)	1,313	0.088	0.283	0.094	0.079	0.009	0.510
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 8 (= 1)	1,313	0.218	0.413	0.221	0.214	-0.004	0.854
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el banco 9 (= 1)	1,313	0.122	0.327	0.115	0.132	-0.018	0.324
Panel D. Tipos de Texto Estandarizados							
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 1 (= 1)	1,313	0.115	0.319	0.104	0.130	-0.025	0.076
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 2 (= 1)	1,313	0.114	0.318	0.111	0.119	-0.020	0.169
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 3 (= 1)	1,313	0.140	0.347	0.148	0.130	0.009	0.611
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 4 (= 1)	1,313	0.120	0.325	0.132	0.102	0.013	0.490
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 5 (= 1)	1,313	0.039	0.193	0.044	0.031	0.012	0.344
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 6 (= 1)	1,313	0.008	0.087	0.007	0.009	-0.004	0.353
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 7 (= 1)	1,313	0.005	0.067	0.005	0.004	0.000	0.988
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 8 (= 1)	1,313	0.030	0.170	0.023	0.038	-0.010	0.363
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 9 (= 1)	1,313	0.028	0.166	0.030	0.026	0.008	0.394
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 10 (= 1)	1,313	0.028	0.166	0.029	0.027	0.001	0.905
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 11 (= 1)	1,313	0.023	0.149	0.025	0.020	0.007	0.444
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 12 (= 1)	1,313	0.030	0.172	0.030	0.031	0.003	0.677
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 13 (= 1)	1,313	0.029	0.168	0.029	0.029	0.006	0.520
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 14 (= 1)	1,313	0.028	0.166	0.029	0.027	0.006	0.473
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 15 (= 1)	1,313	0.030	0.172	0.026	0.037	-0.014	0.163
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 16 (= 1)	1,313	0.022	0.147	0.021	0.024	-0.001	0.919
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 17 (= 1)	1,313	0.027	0.161	0.030	0.022	0.011	0.415
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 18 (= 1)	1,313	0.028	0.166	0.027	0.029	0.005	0.543
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 19 (= 1)	1,313	0.032	0.176	0.030	0.035	-0.002	0.805
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 20 (= 1)	1,313	0.031	0.174	0.031	0.031	0.000	0.965
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 21 (= 1)	1,313	0.028	0.166	0.026	0.031	-0.005	0.418
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 22 (= 1)	1,313	0.032	0.176	0.027	0.038	-0.011	0.220
Si el texto estandarizado asignado es del tipo 23 (= 1)	1,313	0.033	0.178	0.035	0.029	0.009	0.224

Nota: Las muestras de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas (no desertores). Las diferencias medias entre las solicitudes de préstamo asignadas a prestatarios hombres y mujeres se ajustan mediante el mismo conjunto de variables incluidas en la regresión principal utilizada para estimar los efectos de la discriminación de género, i.e., una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, 61 efectos fijos de banco-región, 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El valor *p* reportado es calculado con base en los errores estándar agrupados a nivel de región-banco. En las regresiones del Panel C (Bancos), los efectos fijos de región-banco se omiten en la regresión.

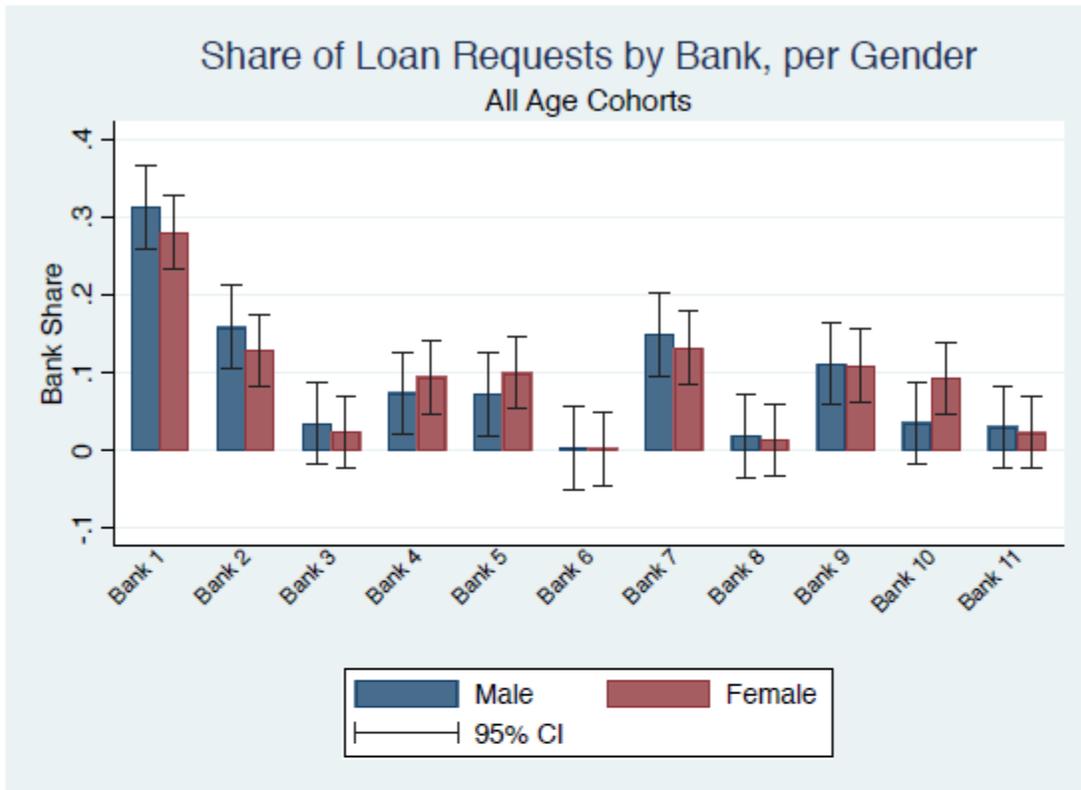
CUADRO A.VII. Resumen Estadístico y Balance en Línea de Base (cont.)

	Obs.	Media	Dev. Est.	Mujeres	Hombres	Dif. Ajustada	Val <i>p</i> -
Panel E. Monto del Préstamo Solicitado							
Monto del préstamo solicitado (USD)	1,313	7,708	3,623	7,782	7,604	168.082	0.341
Si el monto del préstamo solicitado es USD 1.500 (= 1)	1,313	0.059	0.235	0.055	0.064	-0.009	0.328
Si el monto del préstamo solicitado es USD 3.000 (= 1)	1,313	0.133	0.340	0.131	0.137	-0.009	0.656
Si el monto del préstamo solicitado es USD 4.500 (= 1)	1,313	0.112	0.315	0.111	0.113	-0.001	0.947
Si el monto del préstamo solicitado es USD 6.000 (= 1)	1,313	0.126	0.332	0.123	0.130	-0.002	0.909
Si el monto del préstamo solicitado es USD 7.500 (= 1)	1,313	0.135	0.342	0.145	0.121	0.024	0.276
Si el monto del préstamo solicitado es USD 9.000 (= 1)	1,313	0.121	0.326	0.111	0.135	-0.026	0.064
Si el monto del préstamo solicitado es USD 10.500 (= 1)	1,313	0.115	0.319	0.123	0.104	0.017	0.353
Si el monto del préstamo solicitado es USD 12.000 (= 1)	1,313	0.125	0.331	0.121	0.130	-0.010	0.583
Si el monto del préstamo solicitado es USD 13.500 (= 1)	1,313	0.075	0.263	0.081	0.066	0.016	0.309
Panel F. Semanas							
Semana del préstamo solicitado (1 a 23)	1,313	4.950	5.681	4.751	5.230	-0.490	0.318
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 1 (= 1)	1,313	0.439	0.497	0.452	0.422	0.028	0.411
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 2 (= 1)	1,313	0.095	0.294	0.106	0.080	0.023	0.135
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 3 (= 1)	1,313	0.017	0.128	0.018	0.015	0.002	0.779
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 4 (= 1)	1,313	0.154	0.361	0.149	0.161	-0.007	0.787
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 5 (= 1)	1,313	0.024	0.154	0.017	0.035	-0.015	0.097
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 6 (= 1)	1,313	0.030	0.172	0.031	0.029	0.004	0.709
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 7 (= 1)	1,313	0.021	0.142	0.020	0.022	-0.002	0.665
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 8 (= 1)	1,313	0.025	0.157	0.029	0.020	0.010	0.339
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 9 (= 1)	1,313	0.003	0.055	0.004	0.002	0.001	0.650
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 10 (= 1)	1,313	0.002	0.039	0.001	0.002	0.000	0.883
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 11 (= 1)	1,313	0.008	0.087	0.007	0.009	-0.002	0.672
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 12 (= 1)	1,313	0.028	0.166	0.027	0.029	-0.004	0.700
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 13 (= 1)	1,313	0.027	0.163	0.023	0.033	-0.014	0.115
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 14 (= 1)	1,313	0.037	0.190	0.037	0.038	-0.001	0.924
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 15 (= 1)	1,313	0.018	0.134	0.013	0.026	-0.012	0.182
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 16 (= 1)	1,313	0.008	0.087	0.005	0.011	-0.006	0.403
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 17 (= 1)	1,313	0.010	0.099	0.009	0.011	-0.002	0.648
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 18 (= 1)	1,313	0.005	0.067	0.004	0.005	-0.003	0.562
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 19 (= 1)	1,313	0.017	0.128	0.014	0.020	-0.005	0.608
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 20 (= 1)	1,313	0.005	0.073	0.003	0.009	-0.006	0.083
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 21 (= 1)	1,313	0.007	0.083	0.005	0.009	-0.004	0.384
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 22 (= 1)	1,313	0.009	0.095	0.009	0.009	-0.001	0.827
Si el préstamo solicitado fue enviado en la semana 23 (= 1)	1,313	0.011	0.103	0.017	0.002	0.017	0.007

Nota: Las muestras de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas (no desertores). Las diferencias medias entre las solicitudes de préstamo asignadas a prestatarios hombres y mujeres se ajustan mediante el mismo conjunto de variables incluidas en la regresión principal utilizada para estimar los efectos de la discriminación de género, i.e., una variable ficticia para el género del ejecutivo de cuenta, 61 efectos fijos de banco-región, 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió.). El valor *p* reportado es calculado con base en los errores estándar agrupados a nivel de región-banco. En las regresiones del Panel E (monto del préstamo), las variables ficticias para el monto del préstamo solicitado se omiten en la regresión.

GRÁFICO A.1. Porcentaje de Solicitudes de Préstamo por Banco, por Género

(a) Todas las Cohortes de Edad



(b) Cohorte de Edad 25-35

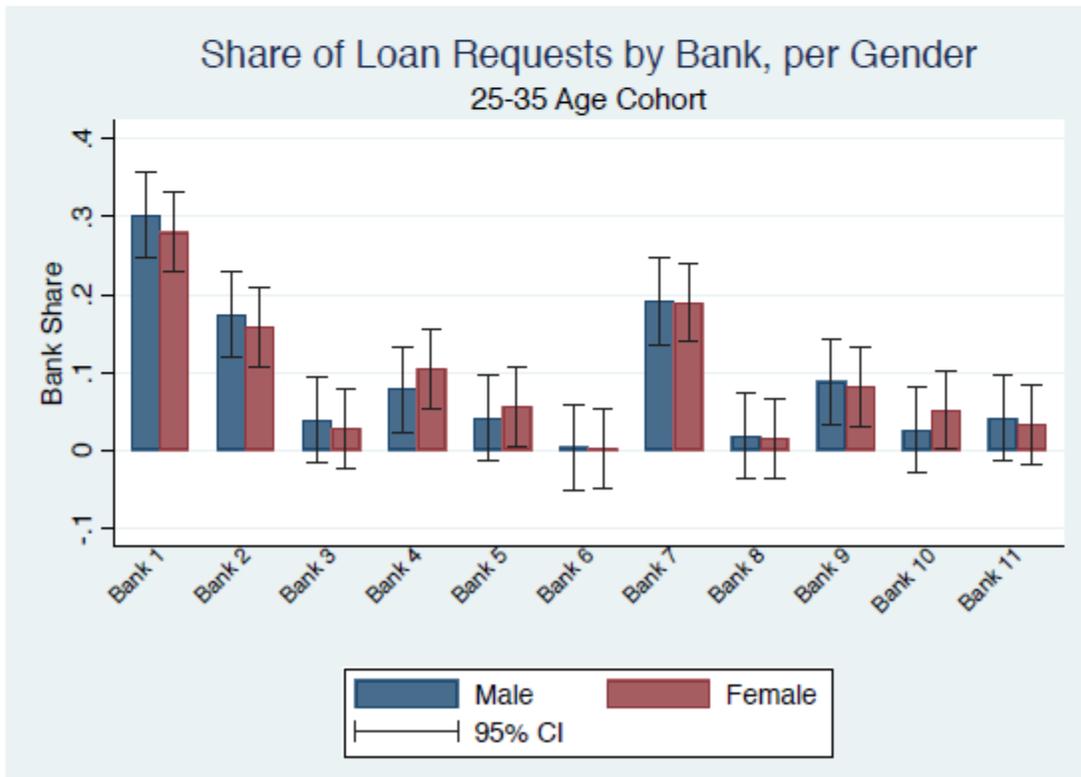
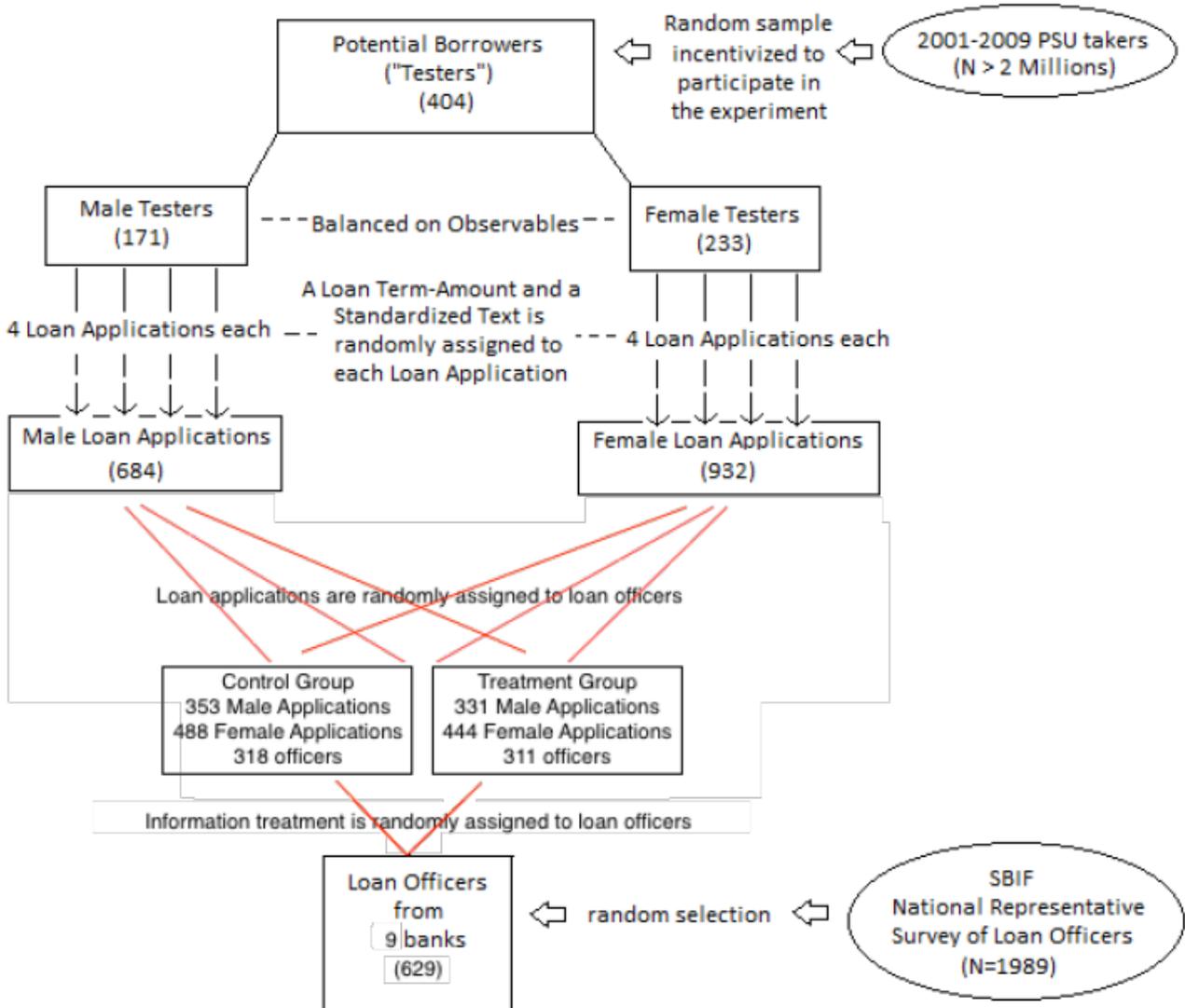


GRÁFICO A.II. Diseño Experimental



CUADRO A.VIII. Margen extensivo: Tasas de aprobación y respuesta - Logit

	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)			La solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		
	Diferencia Media no Ajustada	Modelo (1)	Modelo (2)	Diferencia Media no Ajustada	Modelo (1)	Modelo (2)
Mujeres (= 1)	-0.010 (0.023)	-0.018 (0.020)	-0.019 (0.021)	-0.066 (0.023)	-0.069 (0.020)	-0.064 (0.018)
Observaciones	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313
Media Hombres (= 1)	0.861	0.861	0.861	0.349	0.349	0.349
Var. de Estratificación	×	✓	✓	×	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo	×	✓	✓	×	✓	✓
Tratamiento de Información	×	✓	✓	×	✓	✓
E.F. Semana	×	✓	✓	×	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	×	✓	×	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	×	✓	×	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Las estimaciones reportadas son un efecto marginal de un modelo logit. Los modelos de regresión (1) y (2) incluyen variables de estratificación, i.e., una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de región-banco; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado y una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco.

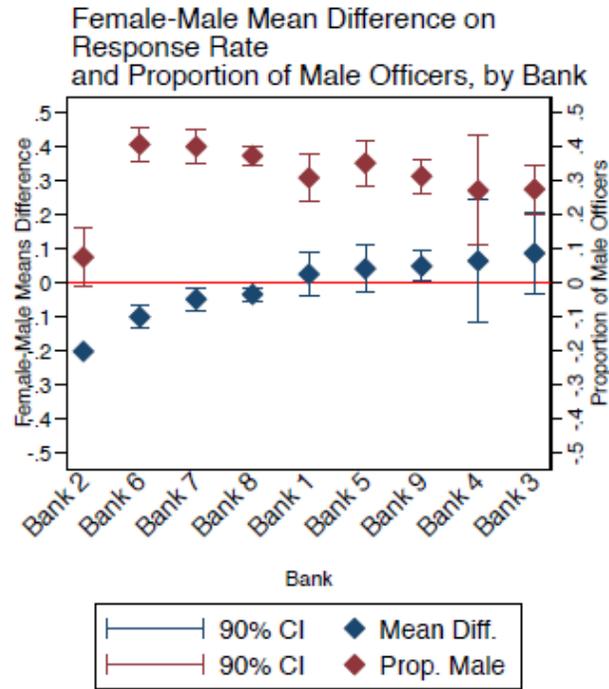
CUADRO A.IX. Información Adicional Requerida - OLS

	Si Solicitó Más Información (= 1)		Si Solicitó Acuerdos Salariales (= 1)		Si Solicitó Contribuciones a la Seguridad Social (= 1)		Si Solicitó Certificado de Título Universitario (= 1)		Si Solicitó Declaración de Sit. Fin. (= 1)		Si Solicitó Garantía (= 1)		Si Solicitó Contrato Laboral (= 1)		Si Solicitó Declaración de Impuestos (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.039 (0.031)	-0.040 (0.029)	-0.025 (0.032)	-0.026 (0.030)	-0.023 (0.023)	-0.023 (0.022)	-0.008 (0.014)	-0.008 (0.013)	-0.008 (0.013)	-0.007 (0.013)	-0.005 (0.016)	-0.004 (0.015)	-0.010 (0.017)	-0.013 (0.016)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)
Valor p $H_0 : \beta_{Female} \leq 0$	0.898	0.912	0.780	0.805	0.836	0.851	0.706	0.733	0.732	0.717	0.615	0.591	0.719	0.786	0.787	0.815
Observaciones	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313
R^2	0.138	0.158	0.147	0.165	0.130	0.150	0.098	0.114	0.137	0.153	0.087	0.101	0.211	0.225	0.182	0.195
Media Hombres (= 1)	0.331	0.331	0.303	0.303	0.234	0.234	0.049	0.049	0.110	0.110	0.053	0.053	0.110	0.110	0.015	0.015
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

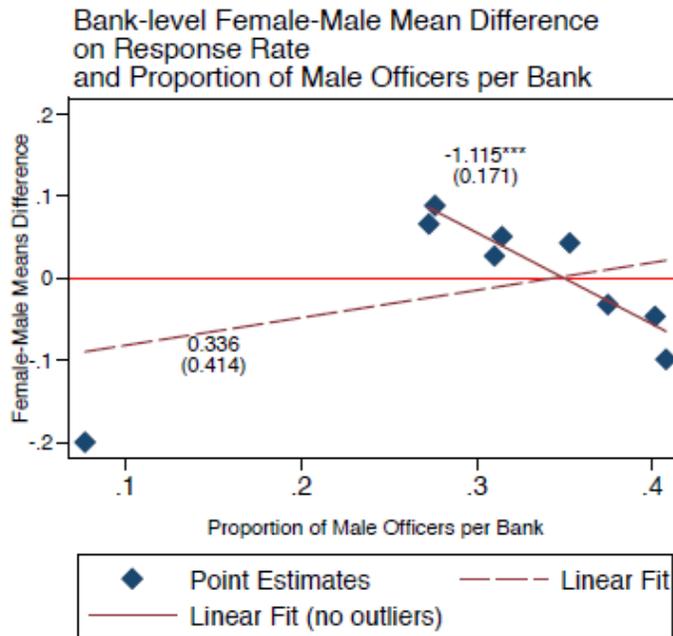
Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, esto es, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de banco-región; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. De acuerdo con el plan de análisis previo, el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $H_0 : \beta_{Female} \leq 0$ se reporta por separado. Los efectos de límite superior e inferior se calculan según Lee (2009).

GRÁFICO A.III. Discriminación de Género en la Tasa de Respuesta y Proporción de E.C. hombres, por Banco

(a) Distribución entre Bancos



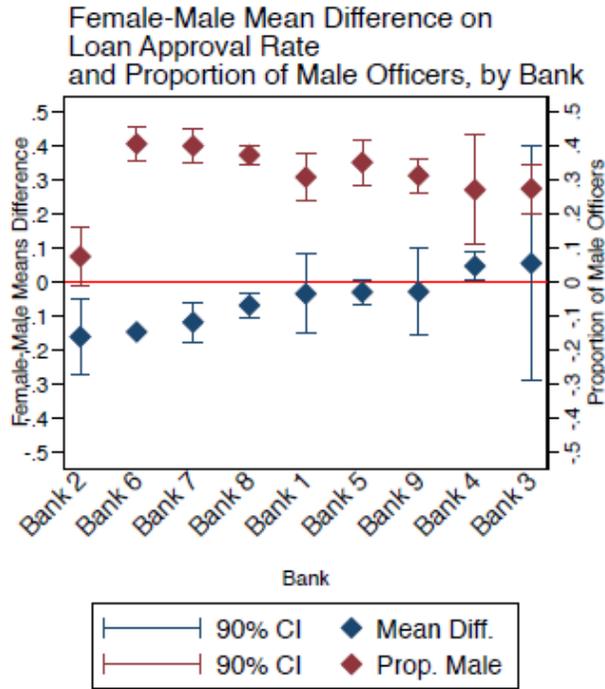
(b) Gráfico de Dispersión



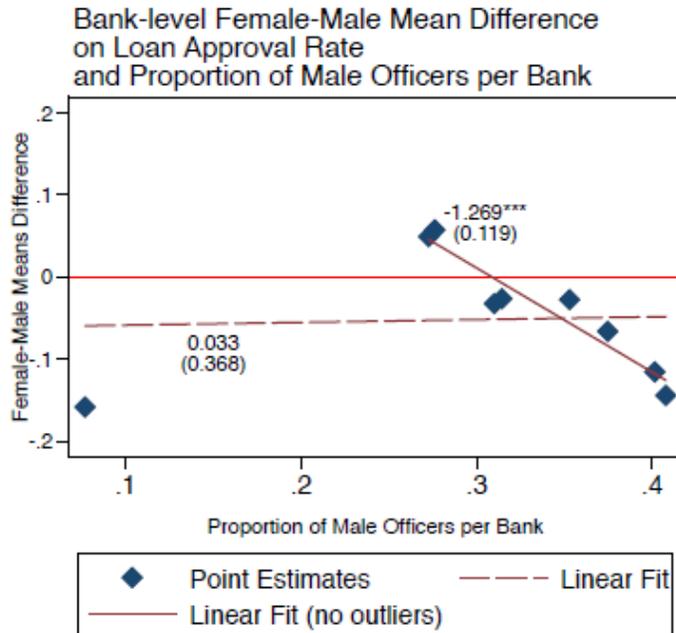
Robust standard errors in parenthesis
 ***Significant at 1% level.

GRÁFICO A.IV. Discriminación de Género en la Tasa de Aprobación y Proporción de E.C. Hombres, por Banco

(a) Distribución entre Bancos



(b) Gráfico de Dispersión



Robust standard errors in parenthesis
 ***Significant at 1% level.

CUADRO A.X. Convicciones de Género del E.C.

	Obs.	Principal Problema con Clientes Mujeres	Principal Problema con Clientes Hombres	Dif. Media	Val <i>p</i>
Tasas de reembolso bajas (= 1)	629	0.033	0.156	-0.122	0.000
Desinformado/a sobre productos financieros (= 1)	629	0.277	0.302	-0.025	0.320
Exige obligaciones administrativas excesivas (= 1)	629	0.138	0.119	0.019	0.313
Razones basadas en estadísticas (= 1)	629	0.448	0.577	-0.129	0.000
Dificultad para comunicarse (= 1)	629	0.105	0.149	-0.045	0.018
Demasiado exigente y quiere respuestas rápidas (= 1)	629	0.447	0.273	0.173	0.000
Perfil basado en el gusto (= 1)	629	0.552	0.423	0.129	0.000

Nota: La muestra de análisis son los ejecutivos de cuenta seleccionados para participar en el experimento (629 en total). Se les pide a los ejecutivos de cuenta que reporten cuál de los cinco problemas enumerados es el más importante que enfrentan al tratar con clientes hombres y mujeres. Las cifras reportadas corresponden a la media de cada grupo de clientes (hombres o mujeres), a la diferencia media entre grupos los grupos de género y al valor *p* bilateral asociado.

CUADRO A.XI. Experiencia del Ejecutivo de Cuenta y Convicciones sobre el Principal Problema con Clientes Hombres y Mujeres - OLS

Panel A. Principal problema con clientes mujeres							
	Tasas de reembolso bajas	Desinformado/a sobre productos financieros	Exige obligaciones administrativas excesivas	Dificultad para comunicarse	Demasiado exigente y quiere respuestas rápidas	Razones basadas en el gusto	Perfil pro-hombres basado en el gusto
Exp	-0.000 (0.000)	0.003 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004 (0.003)
Exp ²	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
Val p $H_0 : \beta_{Exp} + 2\beta_{Exp^2} = 0$	0.344	0.301	0.568	0.100	0.423	0.511	0.221
Obs.	629	629	629	629	629	629	629
R ²	0.092	0.138	0.117	0.105	0.133	0.137	0.139
Media	0.043	0.262	0.136	0.099	0.460	0.559	0.291
Panel B. Main problem with male clients							
	Low repayment rates	Uninformed about financial products	Demand excessive administrative duties	Difficult to communicate	Too tough and require quick responses	Taste-based reasons	Taste-based pro-female profile
Exp	-0.001 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.004 (0.004)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.003)
Exp ²	0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Val p $H_0 : \beta_{Exp} + 2\beta_{Exp^2} = 0$	0.698	0.916	0.961	0.171	0.318	0.843	0.760
Obs.	629	629	629	629	629	629	629
R ²	0.137	0.138	0.096	0.140	0.111	0.104	0.098
Media	0.162	0.270	0.115	0.158	0.295	0.452	0.184

Nota: La muestra de análisis son los ejecutivos de cuenta seleccionados para participar en el experimento (629 en total). Se les pide a los ejecutivos de cuenta que reporten cuál de los cinco problemas enumerados es el más importante que enfrentan al tratar con clientes hombres y mujeres. Razones basadas en el gusto es una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta reporta que el principal problema que enfrenta con clientes hombres y mujeres es "Difícil comunicarse con" o "Demasiado exigente y quiere respuestas rápidas" (e igual a cero en caso contrario). El perfil pro-hombres basado en el gusto es una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta reporta que la fuente del principal problema que enfrenta al atender a clientes mujeres se basa en el gusto, pero se basa en estadísticas al atender a clientes hombres, (e igual a cero en caso contrario). El perfil pro-mujeres basado en el gusto es una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta reporta que la fuente del principal problema que enfrenta al atender a clientes hombres se basa en el gusto, pero se basa en estadísticas al atender a clientes mujeres, (e igual a cero en caso contrario). Exp. se define como los años de experiencia en el sector bancario. El Panel A reporta el efecto de la experiencia en la razón elegida para las clientes mujeres. El Panel B reporta el efecto de la experiencia en la razón elegida para las clientes hombres. Todas las regresiones toman en consideración una variable ficticia para el género del ejecutivo de cuenta, 61 efectos fijos de banco-región, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información (y a 0 si no lo recibió), y variables en línea de base, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29-48), si está casado/a y si tiene título de educación superior. Los errores estándar agrupados a nivel de región-banco se muestran entre paréntesis. *Significativos al 10%. **Significativos al 5%. ***Significativos al 1%.

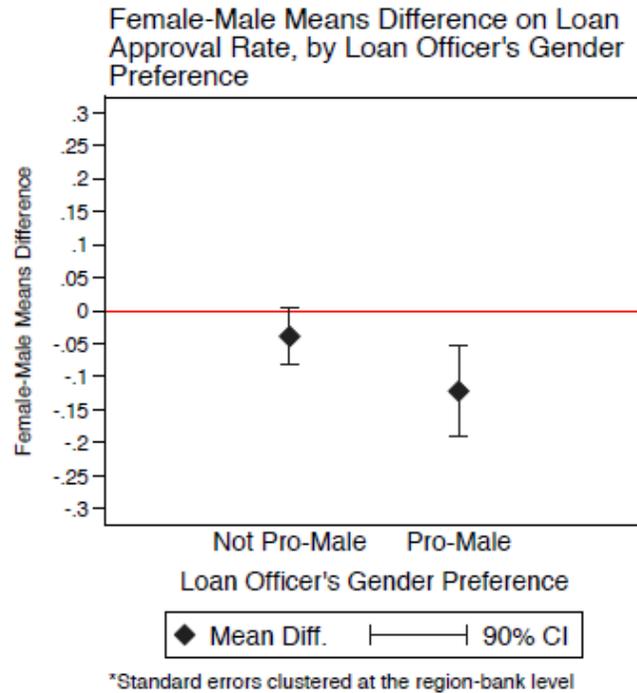
CUADRO A.XII. Experimento de Recompensa - OLS

	Solo E.C. Mujeres			Solo E.C. Hombres			Muestra Completa		
	Si donó el segundo boleto al/a la colega asignado/a (= 1)			Si donó el segundo boleto al/a la colega asignado/a (= 1)			Si donó el segundo boleto al/a la colega asignado/a (= 1)		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Nombre del Donatario es Femenino (= 1)	-0.035 (0.053)	-0.029 (0.074)	-0.028 (0.076)	-0.094 (0.057)	-0.035 (0.058)	-0.018 (0.057)	-0.064 (0.031)	-0.045 (0.043)	-0.043 (0.042)
Ejecutivo de Cuenta es Pro-Hombres (= 1)		0.069 (0.081)	0.065 (0.083)		0.203 (0.130)	0.224 (0.117)		0.086 (0.076)	0.083 (0.074)
Nombre del Donatario es Femenino × (Ejecutivo de Cuenta es Pro-Hombres)		-0.040 (0.129)	-0.043 (0.141)		-0.378 (0.233)	-0.402 (0.233)		-0.083 (0.104)	-0.095 (0.104)
Observaciones	411	411	411	218	218	218	629	629	629
R^2	0.146	0.148	0.167	0.254	0.274	0.293	0.132	0.135	0.152
Media si el Nombre del Donatario es Masculino	0.584	0.584	0.584	0.717	0.717	0.717	0.628	0.628	0.628
Media si el E.C. es Pro-Hombres		0.575	0.575		0.684	0.684		0.619	0.619
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Apellido del Donatario	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Trat. de Info.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	×	✓	×	×	✓	×	×	✓

Nota: La muestra de análisis son los ejecutivos de cuenta seleccionados para participar en el experimento (629 en total). Ejecutivo de cuenta es pro-hombres es una variable ficticia que es igual a 1 si la distribución óptima de la cartera de clientes del ejecutivo de cuenta incluye más del 50% de clientes hombres. Todas las regresiones incluyen 61 efectos fijos de banco-región, que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información, (y 0 si no lo recibió), y 2 variables ficticias para el apellido del donatario (González, Errázuriz). Las regresiones que utilizan los datos de la muestra completa también toman en consideración el género de los ejecutivos de cuenta. El modelo 3 adicionalmente toma en consideración las variables de línea base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluidas las variables ficticias de edad (<28; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Los errores estándar agrupados a nivel de región-banco se muestran entre paréntesis.

GRÁFICO A.V. Tasa de Respuesta, Género del E.C., y Preferencia de Género del E.C.
 GRÁFICO A.VI. Tasa de Aprobación, Género del E.C., y Preferencia de Género del E.C.

(a) Tasa de Aprobación y Preferencia de Género



(b) Tasa de Aprobación y Preferencia de Género, por Género del E.C.

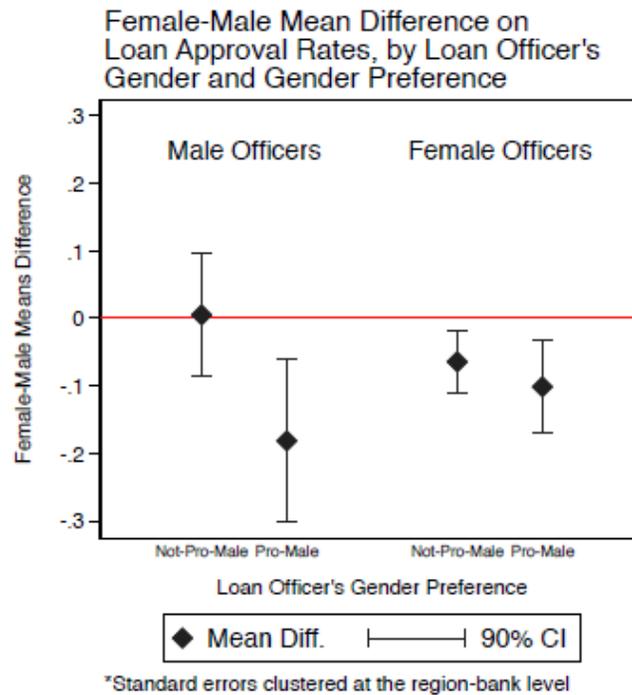
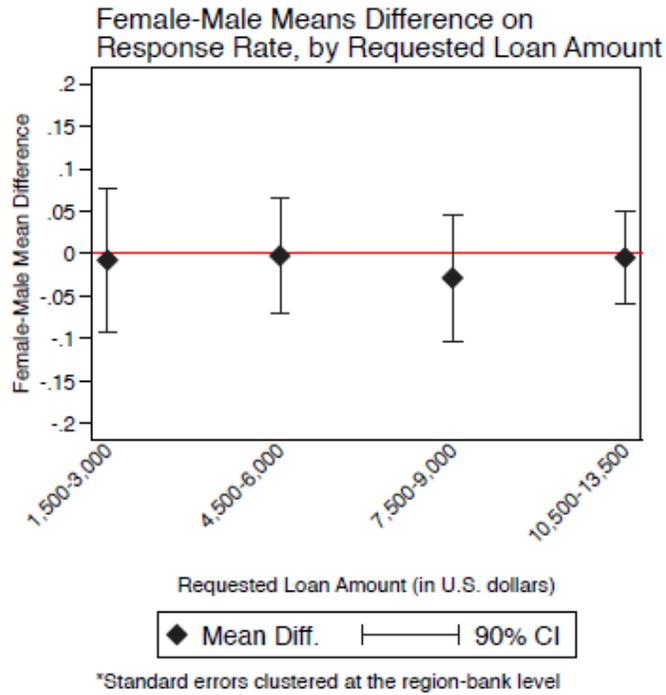
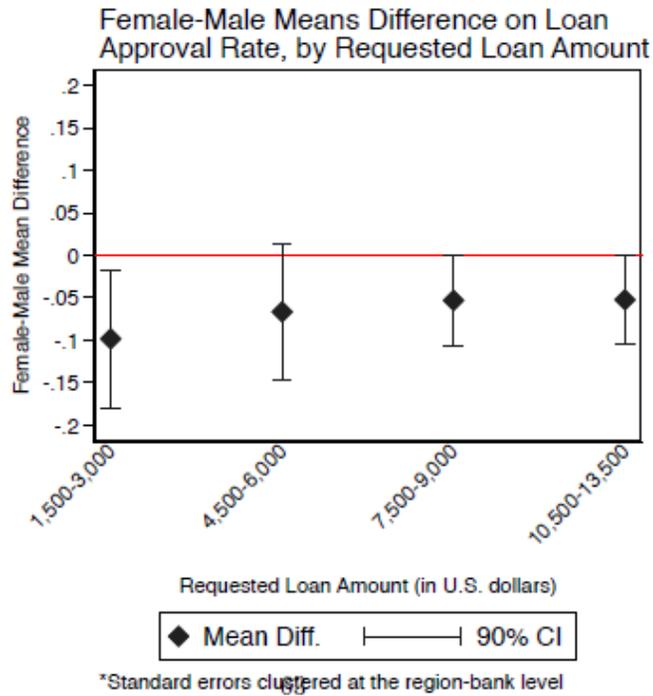


GRÁFICO A.VII. Discriminación de Género en el Monto del Préstamo Solicitado

(a) Diferencia de Media Hombres-Mujeres en la Tasa de Respuesta, por Monto del Préstamo Solicitado



(b) Diferencia de Media Hombres-Mujeres en la Tasa de Aprobación, por Monto del Préstamo Solicitado



Apéndice B. Resultados Adicionales (PARA PUBLICAR EN INTERNET)

Apéndice B.1. Verificación de robustez para la inclusión de efectos fijos del ejecutivo de cuenta

Una preocupación es que algunos ejecutivos de cuenta recibieron más de una solicitud (ejecutivos de cuenta con un conjunto de solicitudes). Esto podría aumentar las posibilidades de que se produzcan efectos de sospecha, lo que a su vez podría aumentar desproporcionadamente la tasa de rechazo y en última instancia confundir la identificación del parámetro de discriminación de género. Ese sería el caso si, por ejemplo, el ejecutivo de cuenta encontrara que el número de solicitudes recibidas en un día determinado fuera notoriamente mayor en comparación con un día normal. Además, en el marco del racionamiento crediticio, esto reducirá naturalmente las posibilidades de aprobación de las solicitudes de préstamo experimentales (efecto de saturación). Asimismo, el ejecutivo de cuenta puede empezar a inferir que con tantas solicitudes de préstamo es posible que algunas de ellas sean falsas, lo que también genera una reducción en la probabilidad de respuesta/aprobación de las solicitudes de préstamo experimentales asignadas a ese ejecutivo de cuenta (efecto de sospecha). Sin embargo, con el fin de identificar los efectos de la discriminación de género, esto último es problemático solo si tales comportamientos no observables están correlacionados con el género del tester asociado con las solicitudes de préstamo.

Una prueba sencilla para determinar la presencia de tales efectos de confusión es examinar si el efecto de género derivado de la muestra de solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta “con un conjunto de solicitudes” es estadísticamente diferente del mismo efecto derivado de la muestra completa de solicitudes de préstamo. De hecho, como se muestra en el Cuadro B.I abajo, no hay evidencia alguna de diferencias significativas en las estimaciones paramétricas de los efectos de género entre las dos muestras, es decir, no podemos rechazar la hipótesis nula de que no existan efectos de sospecha o saturación.

Aunque a los ejecutivos de cuenta les fueron asignadas aleatoriamente las solicitudes de préstamo, algunas características inobservables de los ejecutivos de cuenta pueden estar correlacionadas con el género del tester, en cuyo caso nuestras estimaciones de parámetros serían engañosas. Examinamos esto probando si la inclusión de efectos fijos específicos del ejecutivo de cuenta en la regresión de ejecutivos de cuenta “con un conjunto de solicitudes” genera cambios estadísticamente significativos en el tamaño del efecto de las estimaciones de género (véanse

columnas 3 y 6). No rechazamos la hipótesis nula de que no hay diferencias en el efecto de género entre las dos especificaciones. En general, esta evidencia respalda nuestra afirmación de que el esquema de asignación aleatoria de solicitudes de préstamo a los ejecutivos de cuenta funcionó bien, y que las características específicas de los ejecutivos de cuenta que no son observables por el econométrista probablemente estén bien equilibradas entre las solicitudes de hombres y de mujeres.

CUADRO B.I. La Función de los Efectos Fijos del E.C. - OLS

	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)			La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)		
	Muestra Completa	Solo Conjunto de Solicitudes	Solo Conjunto de Solicitudes	Muestra Completa	Solo Conjunto de Solicitudes	Solo Conjunto de Solicitudes
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mujeres (= 1)	-0.016 (0.023)	-0.001 (0.026)	-0.001 (0.030)	-0.064 (0.017)	-0.071 (0.021)	-0.095 (0.032)
Valor p $H_0 : \beta_{female} > 0$	0.247	0.488	0.483	0.000	0.001	0.002
Valor p $H_0 : \beta_{Full} = \beta_{NS}$		0.665			0.796	
Valor p $H_0 : \beta_{NS} = \beta_{NS-FE}$			0.999			0.531
Observaciones	1,313	1,071	1,071	1,313	1,071	1,071
R^2	0.205	0.216	0.446	0.230	0.239	0.481
Género del E.C.	✓	✓	×	✓	✓	×
E.F. Región-Banco	✓	✓	×	✓	✓	×
Tratamiento de Información	✓	✓	×	✓	✓	×
Loan Officer's Baseline Covariates	✓	✓	×	✓	✓	×
Requested Loan Amount-Term F.E.	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. del E.C.	×	×	✓	×	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. La muestra “con un conjunto de solicitudes” incluye solo solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta que recibieron 2 solicitudes o más. Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. *Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. También reportamos el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $\beta_{female} > 0$, el valor p para una prueba bilateral de la hipótesis nula de que β_{female} difiere entre la muestra completa y las regresiones con un conjunto de solicitudes, y el valor p para una prueba bilateral de la hipótesis nula de que β_{female} difiere entre las regresiones con un conjunto de solicitudes con y sin efectos fijos del ejecutivo de cuenta.

Apéndice B.2. Efectos heterogéneos por ingresos en línea de base del prestatario

¿Aumenta la discriminación de género en el acceso al mercado de créditos de consumo cuando los prestatarios señalan menores ingresos? El Cuadro B.II muestra evidencia de esto comparando las solicitudes de préstamo presentadas por hombres y por mujeres que están por encima y por debajo del salario mensual medio (\approx USD 1,000). En cuanto a la tasa de respuesta, no hay discriminación selectiva basada en los ingresos, y las diferencias entre hombres y mujeres no cambian mucho cuando se comparan las personas por encima y por debajo de los ingresos medios. En todo caso, la discriminación disminuye a medida que los prestatarios se empobrecen, ya que el coeficiente de interacción es positivo y poco significativo. Sin embargo, esto es pequeño y no es robusto en todos los modelos.

En cuanto a las tasas de aprobación encontramos que los ingresos individuales están correlacionados negativamente con la probabilidad de aprobación del préstamo, como se esperaba. En particular, los prestatarios hombres más pobres tienen, en promedio, 22 puntos porcentuales menos probabilidades de que les aprueben un préstamo en comparación con sus contrapartes más ricos. Esto se ilustra en el Gráfico B.I del Apéndice, donde encontramos que la distribución del salario mensual de los préstamos rechazados está notablemente desplazada hacia la izquierda en comparación con la distribución de ingresos de los testers cuyas solicitudes de préstamo sí fueron aceptadas. Aun así, no hay evidencia de que la discriminación de género contra las mujeres prestatarias disminuya con los ingresos, ya que el efecto de interacción en ningún caso es significativo.

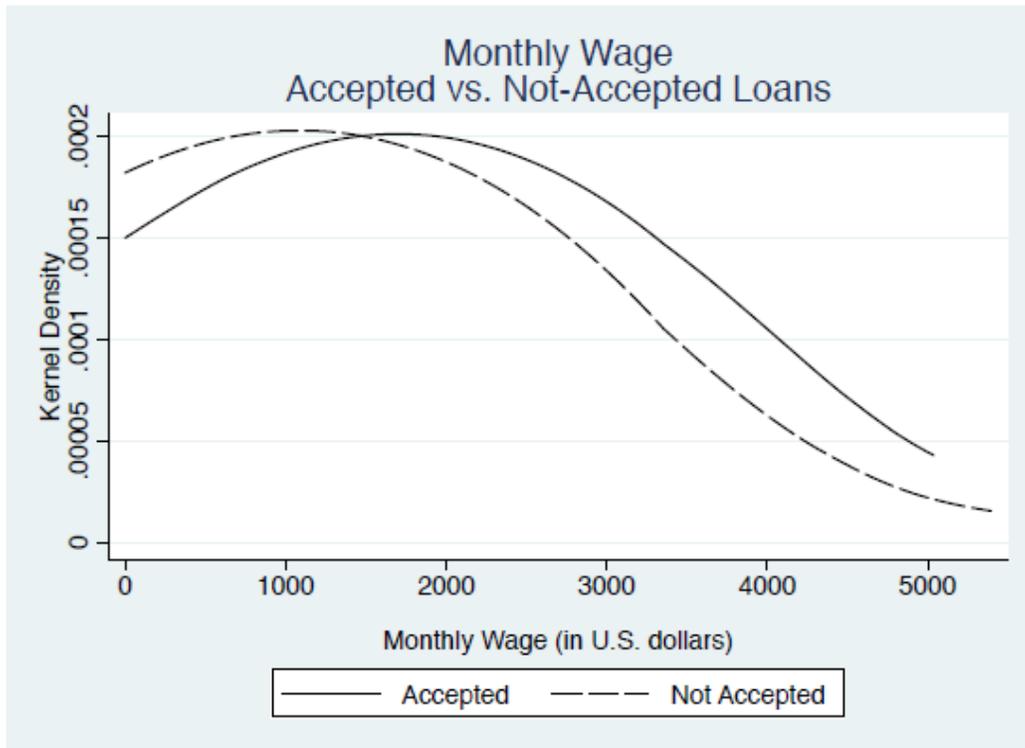
CUADRO B.II. Efectos Feterogéneos por Salario Mensual del Individuo - OLS

	La Solicitud de Préstamo fue Respondida (= 1)		La Solicitud de Préstamo fue Aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.046 (0.037)	-0.043 (0.038)	-0.075 (0.034)	-0.083 (0.036)
Salario Mensual < Media (= 1)	0.014 (0.029)	0.022 (0.029)	-0.227 (0.047)	-0.222 (0.053)
Mujer × (Salario Mensual < Media)	0.051 (0.039)	0.048 (0.096)	0.019 (0.052)	0.022 (0.051)
Valor p $H_0 : \beta_{inter} > 0$	0.901	0.890	0.644	0.662
Observaciones	1,313	1,313	1,313	1,313
R^2	0.195	0.208	0.220	0.232
Media Hombres (= 1) si Salario Mensual < Media	0.881	0.881	0.277	0.277
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓
Week F.E.	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓

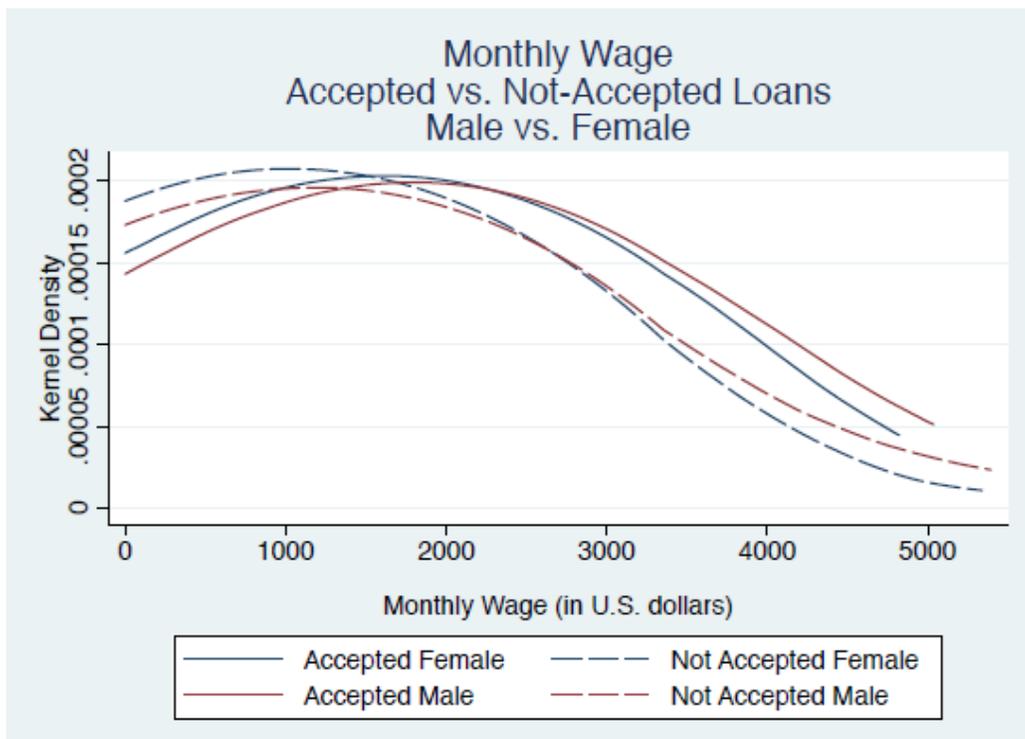
Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. El ingreso mensual medio es USD 1.415. Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, esto es, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de banco-región; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables de línea base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<29; 29–48), si tiene título de educación superior, y variables ficticias por años de experiencia en el sector bancario (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. De acuerdo con el plan de análisis previo, el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que la interacción de la variable ficticia mujer y salario mensual < la variable ficticia media es mayor a cero es reportada por separado.

GRÁFICO B.I. Distribución del Salario Mensual

(a) Aceptados vs. No Aceptados



(b) Aceptados vs. No Aceptados, por Género



Apéndice B.3. Efectos en el margen intensivo

En esta sección se muestran las estimaciones de la discriminación de género en el margen intensivo, es decir, los efectos del género en las condiciones ofrecidas para los préstamos aprobados, incluyendo el monto aprobado, el plazo aprobado, el pago del préstamo, la tasa de interés y la tasa del CAE⁴⁰. Es importante destacar que el análisis está condicionado en la solicitud de préstamo que se está aprobando y, por lo tanto, la selección de la muestra influirá en la comparación de las condiciones de crédito ofrecidas a hombres y a mujeres.

El Cuadro B.III muestra los resultados. Para el monto aprobado, encontramos que las mujeres testers obtienen préstamos que son USD 94 más grandes, en promedio, que los de los hombres. El efecto es casi el 1.3% de la media de los hombres, pero no es significativo. Asimismo, el plazo aprobado y el pago del préstamo también son mayores entre las mujeres que entre los hombres, pero los efectos son, una vez más, muy pequeños y no son estadísticamente significativos⁴¹. Por último, en lo que respecta a los intereses y las tasas del CAE, los efectos son casi nulos e insignificantes.

En general, nuestros resultados indican que las condiciones de crédito ofrecidas a las mujeres no son estadísticamente mejores que las ofrecidas a los hombres. Este resultado contrasta con el de Alesina, Lotti y Mistrulli (2013) que utilizan datos cuasiexperimentales en los contratos de préstamo entre bancos y microempresas en Italia y encuentran evidencia irrefutable de que las mujeres pagan más por productos de crédito que los hombres con igual conducta arriesgada. Asimismo, Agier and Szafarz [2013] utilizan métodos no experimentales para estudiar la discriminación de género en una institución de microfinanzas en Brasil y encuentran un tratamiento dispar con respecto a las condiciones de crédito ofrecidas a los hombres en relación con las mujeres. Sin embargo, los mismos autores no detectan ningún prejuicio sexista en la denegación de préstamos, un resultado que es potencialmente causado por el hecho de que la

⁴⁰ La revelación del CAE fue implementada por ley en 2012. Cualquier banco que ofrezca un producto financiero debe detallar no solo la tasa de interés de la oferta de crédito, sino también la tasa del CAE. Esta es expresada como porcentaje, similar a la TAE. La tasa del CAE reduce los costos asociados con la disparidad de la información entre bancos y clientes, de modo que los prestatarios puedan comparar los costos de los diferentes productos financieros entre los distintos bancos con una medición de costos estandarizada. La regulación del CAE no proporciona nueva información que no estuviese disponible anteriormente. En cambio, exige que la información sea resumida de manera destacada y sencilla y que sea de fácil acceso para los consumidores en todos los mercados de crédito.

⁴¹ Además, al comprobar si el préstamo es otorgado en los términos originales solicitados por el tester, tampoco encontramos ninguna evidencia de discriminación de género. Estos resultados están disponibles a solicitud.

cuantía promedio de los préstamos en su muestra es extremadamente baja, alrededor de USD 300 por préstamo, y por lo tanto el riesgo de incumplimiento es plausiblemente menor.

En principio, nuestros resultados sugieren que no hay discriminación contra las mujeres prestatarias en el margen intensivo. Sin embargo, tal interpretación solo sería válida bajo el supuesto de que el proceso de selección en el margen extensivo fuese igualmente estricto para las solicitudes de hombres y de mujeres, es decir, que las solicitudes aprobadas presentadas por hombres no fueran, en promedio, más arriesgadas que las solicitudes aprobadas presentadas por mujeres. Examinamos la validez de esta conjetura comprobando si las distribuciones de riesgo asociadas con las solicitudes aceptadas de hombres y de mujeres son estadísticamente comparables o no. Como indicador de riesgo, utilizamos la relación préstamo-ingresos (LIR, por sus siglas en inglés), es decir, la relación entre el monto del préstamo solicitado y los ingresos en línea de base del solicitante. Por lo general no observamos grandes diferencias en las distribuciones de LIR entre hombres y mujeres, y este es el caso tanto de la muestra completa como de la muestra de solicitudes de préstamo aceptadas (véase el Gráfico B.II).

Por último, obsérvese que si bien no hay evidencia de discriminación contra la mujer en el margen intensivo, el ejercicio LIR revela que el mercado de préstamo a plazos es ineficiente en el margen extensivo. Teniendo en cuenta a Becker (1957), siempre y cuando los ejecutivos de cuenta sean imparciales y las diferencias previstas entre las solicitudes de hombres y las de mujeres se deban únicamente a la discriminación estadística, la rentabilidad de las solicitudes de préstamo presentadas por solicitantes marginales de cada grupo de género debería ser la misma, es decir, que las solicitudes de préstamo idénticas de hombres y de mujeres que se encuentren en el límite de aprobación deberían tener las mismas posibilidades de ser aprobadas. De hecho, como muestra la evidencia de las distribuciones de LIR, las solicitantes mujeres no son más arriesgadas que sus homólogos masculinos en nuestra muestra. No obstante, las diferencias de género en la tasa de aceptación son enormes, lo que sugiere que los criterios de aprobación impuestos a las mujeres eran en promedio más exigentes que los de los hombres, lo que refuerza la hipótesis basada en el gusto.

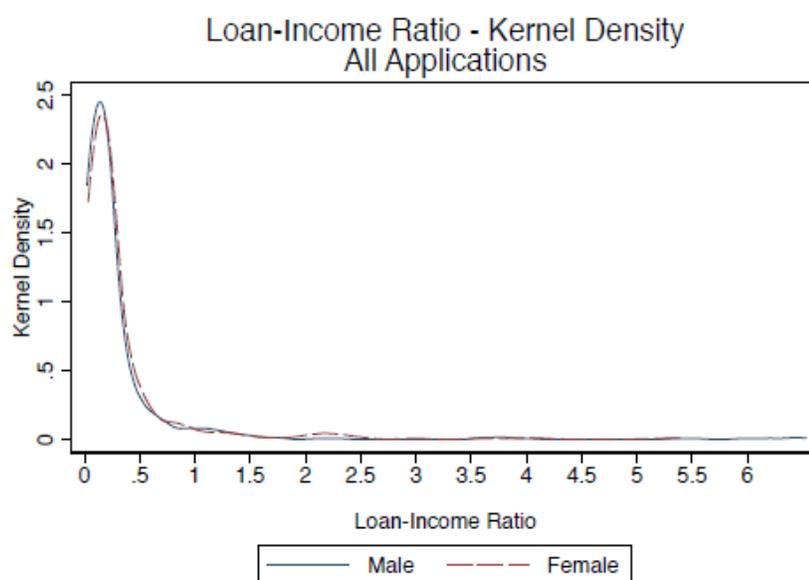
CUADRO B.III. Margen Intensivo: Préstamos Aprobados - OLS

	Monto Aprobado (USD)		Plazo Aprobado (meses)		Pago del Préstamo (USD)		Tasa de Interés		Tasa CAE	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	80 (172)	94 (164)	0.455 (0.466)	0.578 (0.539)	2.362 (4.910)	3.024 (4.883)	0.003 (0.039)	0.015 (0.038)	-0.033 (0.596)	-0.149 (0.565)
Valor p $H_0 : \beta_{Female} > 0$	0.680	0.716	0.833	0.855	0.683	0.730				
Valor p $H_0 : \beta_{Female} \leq 0$							0.473	0.349	0.522	0.603
Observaciones	408	408	408	408	408	408	408	408	341	341
R^2	0.889	0.898	0.915	0.917	0.698	0.708	0.480	0.519	0.550	0.594
Media Hombres (= 1)	6,995	6,995	34.743	34.743	265	265	1.387	1.387	22.282	22.282
Var. de Estratificación	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de Información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. en Línea de Base del Prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. en Línea de Base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

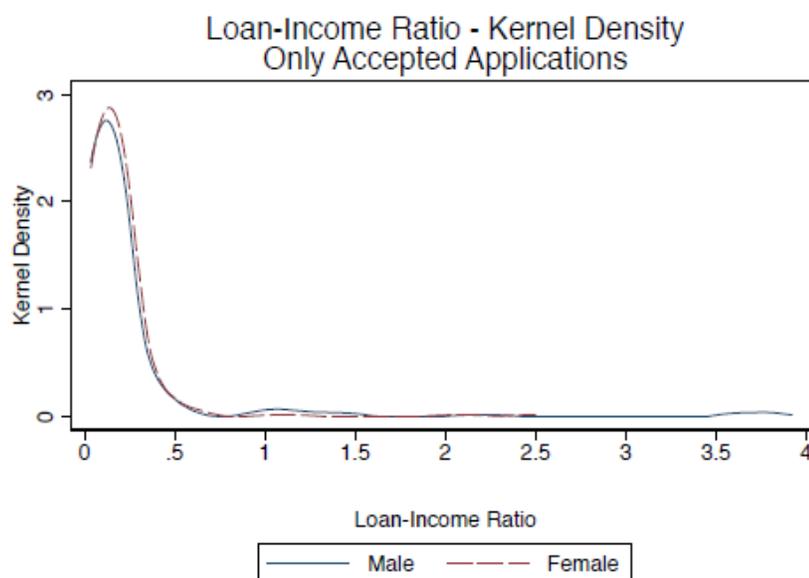
Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo aprobadas. Cifras monetarias en USD de julio de 2018. Todas las regresiones incluyen variables de estratificación, esto es, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, y 61 efectos fijos de banco-región; más 8 variables ficticias para el plazo-monto del préstamo solicitado, una variable ficticia que es igual a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información (y a 0 si no lo recibió), y 22 efectos fijos de tiempo-semana. El modelo (2) también toma en consideración las variables en línea de base a nivel del prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<29; 29–38), si está casado/a, las variables ficticias de salarios mensuales (USD 600–USD 1,200; >USD 1,200), si es autónomo/a, y si es cliente del banco asignado; así como las variables en línea de base a nivel del ejecutivo de cuenta, incluyendo variables ficticias de edad (<5; 6–10). Siguiendo el procedimiento estándar, cuando una variable de control tiene un valor faltante, se le imputa un valor igual a 0 y se le añade una variable ficticia igual a 1 para esa observación, lo que indica que faltaba la variable de control. *Los errores estándar (entre paréntesis) están agrupados a nivel de región-banco. De acuerdo con el plan de análisis previo, el valor p para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que $H_0 : \beta_{Female} > 0$ or $H_0 : \beta_{Female} \leq 0$ se reportan por separado.

GRÁFICO B.II. Distribución de Relación Préstamo-Ingresos

(a) Todas las Solicitudes



(b) Solo Solicitudes Aceptadas



La relación préstamo-ingresos es calculada como $LIR = \frac{RLA/RLT}{MonthlyIncome}$, con RLA el Monto del Préstamo Solicitado y RLT el Plazo del Préstamo Solicitado (en meses). Los préstamos son más riesgosos cuanto mayor es la LIR. Para las solicitudes de préstamo de no desertores, la media LIR es 0,156 con un rango intercuartil de [0.104 ; 0.285].

Apéndice B.4. Sobre los costos económicos de la discriminación de género.

Nuestra evidencia empírica sugiere que las diferencias de género en las tasas de aprobación son atribuibles a la discriminación por gusto por parte de los ejecutivos de cuenta. Esto podría potencialmente dañar la rentabilidad del banco. Examinamos los beneficios no percibidos (FP, por sus siglas en inglés) calculando el valor actual neto (NPV, por sus siglas en inglés) de los beneficios adicionales que los bancos hubiesen obtenido si, en ausencia de racionamiento crediticio, los ejecutivos de cuenta no hubieran discriminado basándose en el género de los solicitantes.

Esto último requiere identificar las solicitudes de mujeres que fueron rechazadas por razones discriminatorias, para lo cual seguimos una estrategia de emparejamiento por grado de propensión. Primero estimamos la predicción de probabilidad de obtener la aprobación de un préstamo para cada solicitante hombre y mujer de la muestra de no desertores, es decir, de aquellos de quienes tenemos información sobre si la solicitud fue aprobada o rechazada⁴². Luego agrupamos las observaciones de cada una de las 9 posibles combinaciones de monto y plazo del préstamo consideradas en nuestro experimento, y utilizamos el *pscore* estimado y el *k*-indicador de emparejamiento con los vecinos más cercanos- para comparar cada solicitud rechazada presentada por una mujer con la solicitud aprobada más cercana presentada por un hombre, dentro de cada categoría monto-plazo.

Nuestras estimaciones experimentales de discriminación de género indican que aproximadamente el 9% de las solicitudes rechazadas presentadas por mujeres hubiesen sido aprobadas si hubiesen sido presentadas por hombres⁴³. Luego, dentro de cada categoría monto-plazo, identificamos las solicitudes rechazadas debido a discriminación de género como aquellas que están por encima del percentil 91 de la distribución del *pscore* de las solicitudes rechazadas presentadas por mujeres. Obsérvese que dentro de cada categoría de monto-plazo, estamos comparando cada una de las solicitudes rechazadas presentadas por mujeres solicitantes con las solicitudes de hombres aprobadas más cercanas, y por lo tanto, la tasa de interés ofrecida para la solicitud de hombres correspondiente sirve como la tasa de interés contrafactual que una mujer

⁴² La especificación de la regresión del *pscore* incluye la serie completa de variables usadas en el modelo de regresión (2) en la Sección V.

⁴³ Esto se calcula de la siguiente manera. De las 766 solicitudes de préstamo presentadas por mujeres testers, 549 fueron rechazadas, lo que representa una tasa de rechazo del 71.7%. Según el Cuadro I, el tamaño del efecto de discriminación contra las mujeres prestatarias es 0,066 puntos porcentuales, que equivale a 50 de las 766 solicitudes de préstamo presentadas por mujeres, y esas 50 solicitudes de préstamo representan el 9,1% de las 549 solicitudes rechazadas.

solicitante hubiese obtenido si su solicitud hubiese sido aprobada. Por lo tanto, utilizamos este contrafactual para estimar los beneficios no percibidos.

Específicamente, para un préstamo de un año, los beneficios no percibidos asociados a cada solicitud rechazada debido a discriminación de género pueden calcularse como (ver fórmula en documento fuente), donde i representa la probabilidad de reembolso, L_i es el monto del préstamo, y $ri - \varphi$ es la diferencia entre la tasa de interés anual que el banco habría cobrado en caso de aprobación y el costo de oportunidad de préstamo. Asimismo, para un plazo de préstamo de t años, el NPV puede expresarse como (ver fórmula en documento fuente).

Conocemos L_i , t , y ri , que se adjuntan a cada solicitud aprobada. \hat{p}_i es proporcionada por la SBIF mediante datos que contienen el universo de transacciones de crédito a plazos en 2018. A continuación, calculamos la proporción de préstamos asignados a mujeres que no son declarados préstamos morosos >90 días, a saber, préstamos no declarados en mora por la regulación chilena. Hacemos esto con cada uno de los 9 tipos de préstamos para obtener la distribución de \hat{p}_i entre los distintos tipos de préstamos. Por último, suponemos que φ es la tasa de interés interbancaria anual (TIB) sugerida por el Banco Central de Chile para julio de 2019.

Además, estimamos que la media NPV de los beneficios no percibidos asociados con las solicitudes rechazadas por discriminación de género asciende a USD 1.785 o al 23% del monto del préstamo medio (\approx USD 7.500). Extrapolamos estos resultados realizando un cálculo aproximado de los beneficios no percibidos a nivel de la industria. En 2018, registros oficiales proporcionados por SBIF (2018) indican que solicitantes mujeres no clientes de entre 25 y 35 años presentaron 65.000 solicitudes de préstamo con cantidades que oscilan entre USD 1.500 y USD 13.500, de las cuales el 55% fueron rechazadas. Nuestras estimaciones experimentales de discriminación de género indican que aproximadamente el 9% de las solicitudes rechazadas presentadas por mujeres hubiesen sido aprobadas si hubiesen sido presentadas por hombres, o aproximadamente $65.000 \times 0,55 \times 0,09 \approx 3,200$ solicitudes. Por lo tanto, considerando la mediana de los beneficios no percibidos de USD 1.785 por solicitud discriminada, la discriminación de género tuvo un costo aproximado para la industria de $USD 1,785 \times 3,200 \approx USD 5.8$ millones al año, que equivale al costo anual de la contratación del 4% de la fuerza laboral de ejecutivos en el sistema bancario en Chile⁴⁴. Téngase en cuenta que nuestro cálculo experimental solo está considerando las solicitudes de préstamo rechazadas presentadas por solicitantes de entre 25 y 35 años por

⁴⁴ Hay aproximadamente 8.500 ejecutivos de cuenta en Chile, que ganan en promedio USD 23.000 al año.

montos de entre USD 1.500 y USD 13.500 (rango intercuartil). De hecho, siempre que la discriminación de género se extienda a todas las cohortes de edad, así como a todos los montos de los préstamos, es probable que los costos potenciales a nivel de la industria sean mucho mayores.

Obsérvese que el cálculo anterior solo es válido si suponemos que no hay racionamiento del crédito en el sistema bancario chileno, y las estadísticas oficiales apoyan esta suposición. Los registros de balances oficiales publicados anualmente por la SBIF indican que, para 2018, los retiros de los titulares en el sistema bancario comercial chileno fueron de USD 1.830 millones, o el 50% de los ingresos netos. Suponiendo que los titulares pudieran invertir las ganancias retenidas en préstamos, el monto total del crédito que no se prestó a las mujeres solicitantes debido a la discriminación de género es equivalente a solo un 0,5% de los retiros de los titulares. Un supuesto más estricto es que los bancos invierten las ganancias retenidas de manera proporcional a la distribución de los préstamos a plazos, lo que equivale al 9% de los retiros de los titulares. Sin embargo, en este caso el total de los préstamos rechazados a las mujeres corresponde solo al 5,6% de las ganancias pagadas a los accionistas. Por lo tanto, descartamos la idea de que la demanda es mayor que los recursos disponibles en el sistema bancario comercial chileno.