



COMISIÓN  
PARA EL MERCADO  
FINANCIERO

## Documento de Trabajo

Documento de Trabajo N°03/20

# Discriminación de género en el mercado de créditos de consumo

Ana Maria Montoya - Eric Parrado - Alex Solis - Raimundo Undurraga  
Enero 2020

# Discriminación de género en el mercado de créditos de consumo

Ana Maria Montoya - Eric Parrado - Alex Solis - Raimundo Undurraga

Esta publicación fue elaborada con el apoyo de CAF banco de desarrollo de América Latina y el Instituto Milenio para la Investigación de las Imperfecciones de Mercado y Política Pública (MIPP). Este documento está disponible en [scioteca.caf.com](http://scioteca.caf.com) y [cmfchile.cl](http://cmfchile.cl).

The Working Papers series is a publication of the Financial Market Commission (CMF), whose purpose is to disseminate preliminary research in the finance area for discussion and comments. These works are carried out by professionals of the institution or entrusted by it to third parties. The objective of the series is to contribute to the discussion and analysis of relevant topics for financial stability and related regulations. Although the Working Papers have the editorial revision of the CMF, the analysis and conclusions contained therein are the sole responsibility of the authors.

La serie de Documentos de Trabajo es una publicación de la Comisión para el Mercado Financiero (CMF), cuyo objetivo es divulgar trabajos de investigación de carácter preliminar en el área financiera, para su discusión y comentarios. Estos trabajos son realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar a la discusión y análisis de temas relevantes para la estabilidad financiera y normativas relacionadas. Si bien los Documentos de Trabajo cuentan con la revisión editorial de la CMF, los análisis y conclusiones en ellos contenidos son de exclusiva responsabilidad de sus autores.

# Discriminación de género en el mercado de créditos de consumo<sup>1</sup>

Ana María Montoya - Eric Parrado - Alex Solis - Raimundo Undurraga

Enero 2020

## ABSTRACT

When evaluating similar loan applications between male and female applicants, do bank account managers favor men? To answer to this question, we randomly assign loan applications of different amounts and terms to a balanced sample of potential male and female borrowers, who send the loan applications to a representative sample of bank account managers in Chile, also assigned in a randomized way. The work shows that loan applications submitted by women are 14.8 percent less likely to be approved than equivalent applications submitted by men, despite official statistics that indicate that repayment rates in Chile are higher for women. Nevertheless, among approved applications, there are no differences in credit conditions (amount, term, installment value, interest rate) offered to men and women. In addition, the paper examines whether gender discrimination is due to incorrect statistical discrimination by account managers. For this, a randomized information process is implemented to correct the biased convictions of account managers. This consists on providing information about the payment behavior of borrowers of both sexes. The document demonstrates that this treatment is ineffective in reducing approval gaps in favor of men, which implies discrimination based on taste. Moreover, once verified gender preferences on account managers, differences in approval rates between men and women are around 30 to 32 percent higher among pro-male account managers than among non-pro-male peers, and most of the effect is driven by pro-male account managers. Finally, the document shows that gender discrimination decreases with the size of the loan, which is consistent with taste-based hypothesis. At the consumer credit market level, about 9.9% of expected bank benefits are not capitalized due to gender discrimination based on taste (equivalent to annual non-perceived benefits of USD 13,400 per case), equivalent to the annual salary of 1,500 bank account managers or 18% of all account managers working in the Chilean banking system.

## RESUMEN

Al evaluar solicitudes de préstamo similares entre aplicantes hombres y mujeres, ¿favorecen los ejecutivos de cuenta a los hombres? Para contestar esta pregunta asignamos aleatoriamente solicitudes de préstamo de distintos montos y plazos a una muestra balanceada de posibles prestatarios y prestatarias, quienes enviaron las solicitudes de préstamo a una muestra representativa de ejecutivos de cuenta que trabajan en la banca en Chile, también asignados de manera aleatoria. El trabajo demuestra que las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres tienen un 14,8 por ciento menos probabilidades de ser aprobadas que solicitudes equivalentes presentadas por hombres, esto a pesar de que las estadísticas oficiales indican que en Chile las tasas de reembolso de las mujeres son más altas que las de los hombres. No obstante, el paper muestra que, entre las solicitudes aprobadas, no hay diferencias significativas en las condiciones crediticias (monto, plazo, valor cuota, tasa de interés) ofrecidas a hombres y mujeres. Adicionalmente, el paper examina si la discriminación de género se debe a una discriminación estadística incorrecta por parte de los ejecutivos. Para ello se implementa un tratamiento de información aleatorio destinado a corregir las convicciones sesgadas de los ejecutivos de cuenta. Esto consiste en proveer información real sobre el comportamiento de pago de los prestatarios de ambos sexos. El paper demuestra que el tratamiento es ineficaz en reducir las brechas de aprobación en favor de los hombres, lo que sugiere una discriminación por gusto. Más aún, se obtienen las preferencias de género de los ejecutivos de cuenta, y se observa que las diferencias en las tasas de aprobación entre hombres y mujeres son entre un 30 y un 32 por ciento mayores entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres que entre sus pares no pro-hombres, y la mayor parte del efecto es impulsado por los ejecutivos de cuenta pro-hombres. Por último, el paper muestra que la discriminación de género disminuye conforme el monto del préstamo aumenta, evidencia que es coherente con la hipótesis basada en el gusto. A nivel de mercado de créditos de consumo, se estima que el 9,9% de los beneficios bancarios previstos no se capitalizan debido a la discriminación de género por gusto (equivalente a beneficios no percibidos anuales de USD 13.400 por caso), un costo equivalente al salario anual de 1.500 ejecutivos de cuenta o al 18% de todos los ejecutivos de cuenta que trabajan en el sistema bancario de Chile.

JEL: J16, J71, G20, G41

Palabras Claves: Discriminación de género, Préstamos de consumo, Preferencias de género, Convicciones de género.

<sup>1</sup> 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; teléfono: +(56)(9)40245385. Agradecemos a María Gracia Evans, Alejandra Sanchez, Francisca Barriga y Piero Zanocco por su excelente asistencia en investigación. Este documento se ha beneficiado de los útiles comentarios de Brendan Daley, Elton Dusha, Juan Escobar, Verónica Frisancho, Carlos Norton, Marcelo Olivares, Debraj Ray, Carlos Scartascini, Diego Vera-Cossio, Razvan Vlaicu y de los profesionales de la Dirección de Estudios de la CMF. Agradecemos el apoyo financiero proporcionado por CAF y MIPP. Montoya agradece los fondos provenientes del Fondecyt postdoctoral N° 3190709. Los autores ponen de manifiesto que no tienen intereses financieros o materiales en los resultados reportados. Los resultados presentados en este documento cumplen con el plan de análisis previo registrado en AEA RCT Registry bajo el código AEARCTR-0003961 (<http://www.socialsciceregistry.org/trials/3961>). Errores y omisiones son responsabilidad de los autores.

## I. Introduction

Las disparidades de género a favor de los hombres están generalizadas en los mercados de crédito al consumo. En comparación con las mujeres prestatarias, los hombres prestatarios tienen más probabilidades de acceder a préstamos de consumo y pagar tasas de interés más bajas (WEF [2018]). Estas desigualdades se derivan en parte de las disparidades observables entre hombres y mujeres originadas en el mercado laboral (Hausmann et al. [2009], Goldin [2014], Demircuc-Kunt et al. [2017]). No obstante, el papel que juegan la discriminación estadística (Phelps [1972], Arrow [1973]) y la discriminación por gusto (Becker [1957]) contra las mujeres prestatarias también puede ser crucial<sup>2</sup>. Es fundamental descubrir la discriminación de género y sus mecanismos para poder hacer un análisis adecuado del bienestar del mercado de crédito al consumo. Por ejemplo, se argumenta que la discriminación basada en las convicciones es eficiente como respuesta óptima a un problema de información asimétrica entre un ejecutivo de cuenta y un solicitante de préstamo, mientras que las decisiones basadas en preferencias de género por parte de los ejecutivos de cuenta pueden conducir a una pérdida de bienestar. Además, así como es importante distinguir entre la discriminación por gusto y la discriminación estadística, es igualmente importante separar la discriminación estadística inexacta de la exacta, 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 sobre la distribución de grupos por género en relación con 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]).

En los mercados de crédito al consumo, la discriminación de género se produce si una solicitud de préstamo, por lo demás idéntica, recibe 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,

---

<sup>2</sup>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 los solicitantes y prestatarios para ayudar a hacer cumplir las leyes contra la discriminación y a identificar posibles patrones de préstamos discriminatorios.

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 and Siegelman [1992], Heckman [1998], Blanchflower et al. [2003], Han [2004], Alesina et al. [2013], Fisman et al. [2017], ?). Dado que, usualmente los investigadores poseen mucha menos información sobre los prestatarios que los bancos, los prestatarios y las prestatarias que parecen similares para los investigadores pueden ser diferentes para 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 y prestatarias podrían deberse a los sesgos de variable omitida asociados con las características no observables de los prestatarios o de los ejecutivos de cuenta<sup>3</sup>.

De esta manera, la discriminación es un efecto causal definido por un experimento conceptual de la hipótesis *ceteris paribus*, es decir, variando el género de los solicitantes, pero manteniendo todo lo demás constante<sup>4</sup>. 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, lo que permite a los ejecutivos de cuenta identificar fácilmente las solicitudes de préstamo falsas en las que se manipula el género<sup>5</sup>. Este documento supera esta limitación mediante la realización de un estudio por correspondencia con prestatarios reales en el

---

<sup>3</sup>Como lo sugiere Han [2004], identificar la discriminación de género utilizando datos observacionales requiere primero modelar los gustos del prestamista y las diferencias de género en la solvencia crediticia y luego, estudiar cómo estos factores afectan los beneficios y las condiciones de préstamo en un marco de equilibrio general, algo que es difícil de aplicar, ya que los gustos de los prestamistas rara vez se observan en la práctica y la función de los beneficios suele ser desconocida.

<sup>4</sup>Se han utilizado ampliamente estudios de auditoría/por correspondencia en las publicaciones sobre discriminación laboral, en los que se envían CV a los empleadores aleatorizando la raza o el género (Neumark et al. [1996], Bertrand and Mullainathan [2004], Oreopoulos [2011]), y se han extendido a otros dominios como la venta al por menor (Pope and Sydnor [2011], Zussman [2013]), o demanda de vivienda (Hanson et al. [2016], Ewens et al. [2014]). Además, también se han utilizado estudios de auditoría para comprobar si la discriminación responde a características alternativas de los solicitantes de empleo, como las credenciales universitarias 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 et al. [2013], Eriksson and Rooth [2014], Nunley et al. [2014]). Para una revisión más concienzuda de las publicaciones, véase Bertrand and Duflo [2017].

<sup>5</sup>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 agencias de informes de crédito: Experian, TransUnion o Equifax. Estas agencias recopilan una variedad de datos de identificación personal que les 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 luego haga una serie de preguntas derivadas del informe para verificar la identidad del individuo. También es común que la institución exija al solicitante escanear una forma de identificación. Además, existen varios servicios que ayudan a verificar la identidad a través de direcciones de correo electrónico, perfiles de redes sociales y direcciones IP.

que, en lugar de manipular el género del solicitante, asignamos aleatoriamente a los ejecutivos de cuenta solicitudes de préstamo equivalentes entre los potenciales prestatarios de distintos géneros.

El experimento es sencillo y se realiza de la siguiente manera. Primero, realizamos una encuesta de línea de base entre una muestra representativa de ejecutivos de cuenta en Chile a través de un acuerdo de colaboración con la Comisión para el Mercado Financiero (CMF), que es la autoridad nacional en materia de regulación bancaria en Chile. Al mismo tiempo, reclutamos una muestra de 404 prestatarios potenciales ("testers") en Chile, y emparejamos perfiles de hombres y de mujeres según demografía, ingresos, situación laboral e historial de crédito (las mismas variables específicas del solicitante utilizadas por los bancos para predecir el comportamiento de pago y evaluar las solicitudes de préstamo) a fin de obtener una muestra equilibrada de testers por género, es decir, prestatarios y prestatarias con distribuciones hipotéticamente idénticas de la capacidad de pago. Luego le pedimos a cada persona enviar por correo electrónico cuatro solicitudes de préstamo asignadas aleatoriamente (es decir, con montos de préstamo aleatorios entre USD 1.500 y USD 13.500, y con plazos de préstamo entre 12 y 60 meses) a cuatro ejecutivos de cuenta asignados aleatoriamente, y seleccionados de la lista de nuestra encuesta, para una muestra total 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. El objetivo era comprobar si las tasas de respuesta, las tasas de aprobación y las condiciones de crédito de los préstamos aprobados variaban dependiendo del género del tester.

Los ejecutivos de cuenta de nuestra muestra trabajan en bancos que reciben más del 99 % de todas las solicitudes de préstamo de consumo y, por lo tanto, nuestro experimento proporciona una medición precisa de la discriminación de género que existe en el ámbito de todo el mercado de bancos comerciales. Además, nuestro esquema de asignación aleatoria estratifica por monto del préstamo, así como por 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 disminuye con el monto del préstamo solicitado<sup>6</sup>.

Encontramos que, la tasa de aprobación de las solicitudes de préstamo presentadas por prestatarias es un 14,8% inferior a la tasa de aprobación de las solicitudes de préstamo que, de lo contrario serían idénticas, presentadas por sus homólogos hombres. El tamaño del efecto es significativo. Un cálculo inicial sugiere que los beneficios no percibidos a raíz de la discriminación de género contra las mujeres solicitantes ascienden al 9,9% de los beneficios previstos asociados con los préstamos aprobados (equivalentes a beneficios no percibidos anuales de USD 13.400 por caso), un costo de ineficiencia equivalente al salario anual de 1.500 ejecutivos de cuenta o al 18 por ciento de todos los ejecutivos de cuenta que trabajan en el sistema bancario de Chile. Sin embargo, considerando solamente los préstamos aprobados, no encontramos diferencias significativas de género en lo que respecta al monto de los préstamos aprobados, el plazo de los préstamos aprobados, la cuota de los préstamos o la tasa de interés ofrecida, lo que sugiere que la mayor parte de la discriminación de género está en el margen extensivo y no en el intensivo<sup>7</sup>.

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 podría haber discriminación estadística (inexacta). Por lo tanto, implementamos un experimento de relevancia de género con el objetivo de “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 crédito al consumo. En relación con las unidades de control, encontramos que los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje tienden a discriminar menos a las prestatarias en lo que respecta a las tasas de aprobación, pero los efectos

---

<sup>6</sup>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, i.e., aquellas que están al límite de los criterios de aprobación. Si las solicitudes de préstamo marginales presentadas por hombres producen ganancias más altas a los prestamistas que las solicitudes de préstamo marginales presentadas por mujeres, y esa diferencia no puede explicarse por variables omitidas y/o discriminación estadística, entonces hay motivos para argumentar a favor de la discriminación por gusto contra las mujeres solicitantes. Para ver un reciente documento empírico en ese sentido, véase Dobbie et al. [2018].

<sup>7</sup>A fin de evitar el sesgo de publicación, se registró con anticipación un plan de análisis previo en el AEA RCT Registry antes de que los datos fueran analizados, y todos los resultados reportados en este estudio están, según el plan de análisis previo (publicados en <http://www.socialscienceregistry.org/trials/3961>).

son muy pequeños e insignificantes. Esto probablemente se debe al hecho de que, incluso después de leer el mensaje, el 67 % de los ejecutivos de cuenta a quienes les fue enviada la información, no están de acuerdo con que las tasas de reembolso de las mujeres sean más altas que las de los hombres. Suponemos que nuestro tratamiento de información fracasó en su intento por corregir las convicciones sesgadas de los ejecutivos de cuenta debido a preferencias discriminatorias en relación con el género.

Pasamos de las convicciones de género a las preferencias de género y examinamos la presencia de la discriminación por gusto, utilizando una serie de medidas subjetivas y pruebas experimentales destinadas a obtener preferencias de género entre los ejecutivos de cuenta, como en [Charles and Guryan \[2008\]](#). Mostramos que los ejecutivos de cuenta cuyas preferencias de género no son pro-hombres (es decir, neutrales en materia de género o pro-mujeres) no discriminan ni a favor ni en contra de las prestatarias en lo que respecta a las tasas de aprobación y de respuesta. En cambio, entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres, las tasas de aprobación para los hombres son entre un 48 % y un 56 % mayores en relación con las tasas de aprobación para las mujeres, sugiriendo que la discriminación de género contra las prestatarias probablemente se explica por fuentes basadas en el gusto. Resulta interesante que cuando este resultado es desglosado por género del ejecutivo de cuenta, encontramos que el grueso del afecto proviene de ejecutivos de cuenta hombres pro-hombres. En particular, encontramos que las diferencias entre hombres y mujeres con respecto a las tasas de aprobación y de respuesta son entre un 10 % y un 88 % mayores entre los ejecutivos de cuenta hombres pro-hombres en comparación con las ejecutivas de cuenta pro-hombres, respectivamente. Este hallazgo coincide con toda la evidencia de 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 \[2005\]](#), [Delavande and Zafar \[2013\]](#), [Beck et al. \[2013\]](#), [Montalvo and Reynal-Querol \[2019\]](#)).

También encontramos variaciones sustanciales en las tasas de aprobación de los montos de los préstamos solicitados, con una disminución de la discriminación de género a mayor cuantía de los préstamos. Racionalizamos este resultado a través de un modelo estilizado en el que los ejecutivos de cuenta comprenden que la discriminación por gusto hacia las prestatarias (al rechazar una mayor proporción de sus solicitudes de préstamo) va en detrimento de los objetivos de maximización de sus utilidades, es decir, implica costos económicos reales. Al mismo tiempo, los ejecutivos de cuenta

se enfrentan a un sistema de incentivos que promueve la aprobación de préstamos más grandes y rentables y, por lo tanto, cuanto más pequeño sea el préstamo solicitado, más probable será que el beneficio psicológico de discriminar a la mujer sea mayor que los costos económicos de reducir las utilidades. El modelo ofrece una prueba indirecta para examinar los mecanismos de discriminación de género en los mercados de crédito, y la prueba puede emplearse para explorar la discriminación en cualquier otro factor basado en grupos (p. ej., raza, etnia, etc.).

Por último, 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 analizamos dos explicaciones posibles. La primera, mostramos que los bancos con una mayor proporción de ejecutivos de cuenta hombres están asociados con una mayor discriminación contra las mujeres, lo que sugiere que las políticas de contratación específicas de los bancos podrían ser un medio eficaz para neutralizar la discriminación de género. La segunda, examinamos las predicciones de [Becker \[1957\]](#) de que la competencia reduce la discriminación, combinando datos experimentales sobre la discriminación de género a nivel comuna con un índice de concentración del mercado basado en el número de sucursales que tienen los bancos en cada comuna. 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, lo que indica que las políticas regulatorias que reducen las barreras de ingreso para los bancos nuevos probablemente contribuyan a reducir la discriminación de género en los mercados de crédito al consumo.

Varios estudios recientes han utilizado datos de observaciones para detectar la presencia de discriminación de género en el mercado de crédito, en particular [Carter et al. \[2007\]](#), [Muravyev et al. \[2009\]](#), [Barasinska and Schafer \[2010\]](#), [Bellucci et al. \[2010\]](#), [Agier and Szafarz \[2013\]](#), [Stefani and Vacca \[2013\]](#), [Alesina et al. \[2013\]](#), [Mascia and Rossi \[2017\]](#), [Beck et al. \[2018\]](#), [Dobbie et al. \[2018\]](#), [Montalvo and Reynal-Querol \[2019\]](#), and [Andreeva and Matuszyk \[2019\]](#). La abrumadora 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)<sup>8</sup>. No obstante, ningún estudio previo tiene un diseño de

---

<sup>8</sup>También se ha analizado la discriminación en el acceso a los mercados crediticios en otros aspectos como raza ([Van Order et al. \[1993\]](#), [Berkovec et al. \[1998\]](#), [Blanchflower et al. \[2003\]](#), [Charles and Hurst \[2002\]](#), [Han \[2004\]](#), [Ross et al. \[2008\]](#), [Pope and Sydnor \[2011\]](#), [Hanson et al. \[2016\]](#), [Deku et al. \[2016\]](#), [Bayer et al. \[2017\]](#), [Bartlett et al. \[2018\]](#)), etnia y proximidad cultural ([Charles et al. \[2008\]](#), [Bayer et al. \[2017\]](#), [Cavalluzzo and Cavalluzzo \[1998\]](#), [Cavalluzzo et al. \[2002\]](#), [Cohen-Cole \[2011\]](#), [Fisman et al. \[2017\]](#), [Haselmann et al. \[2018\]](#)), y edad o situación

investigación que obtenga estimaciones causales de discriminación de género representativas del mercado de crédito al consumo, como el nuestro, en el que utilizamos un estudio aleatorio por correspondencia, con prestatarios reales y una muestra representativa de ejecutivos de cuenta<sup>9</sup> y, por lo tanto, ningún estudio previo ha podido calcular los costos de eficiencia, a nivel de la industria, asociados con la discriminación de género. Además, hasta donde sabemos, este es el primer paper que utiliza datos experimentales sobre las preferencias de género y las convicciones inducidas de los ejecutivos de cuenta para desentrañar en qué medida la discriminación de género se debe a mecanismos estadísticos y/o de animadversión.

El paper está organizado de la siguiente manera: La sección II describe la historia institucional del mercado de crédito al consumo en Chile. La sección III explica el diseño experimental. La sección IV detalla la estrategia de identificación y el modelo de regresión utilizado para obtener estimaciones informales de discriminación de género. La sección V analiza los principales resultados del estudio. La sección VI introduce un modelo sencillo de discriminación de género en el mercado de crédito al consumo y examina si los resultados observados se deben a mecanismos estadísticos o basados en el gusto. Por último, la sección VII proporciona un debate sobre políticas, y la sección VIII es la conclusión.

## II. Historia institucional

En 2018, el 78 % de las transacciones del mercado de crédito chileno fueron de préstamos de consumo, y más del 90 % de estas fueron procesadas electrónicamente<sup>10</sup>. En este mercado compiten 14 bancos comerciales, todos ellos supervisados por el regulador nacional bancario, CMF. Hay tres bancos grandes que abarcan cerca del 60 % y dos bancos medianos que abarcan cerca del 20 % de las solicitudes de préstamo de consumo; el 20 % restante está distribuido entre los bancos pequeños,

---

migratoria (Dobbie et al. [2018]).

<sup>9</sup>Hanson et al. [2016] utiliza un experimento por correspondencia por correo electrónico en EE.UU. para evaluar la respuesta diferencial de los originadores de préstamos hipotecarios a las solicitudes de información sobre préstamos realizados por clientes ficticios heterogéneos en términos de raza y calificación de crédito. Ross et al. [2008] utiliza un estudio no experimental por correspondencia con algunas interacciones en persona entre los originadores de préstamos hipotecarios y los testers para examinar la discriminación racial en los mercados hipotecarios de Chicago y Los Ángeles.

<sup>10</sup>Como se indica en Hanson et al. [2016], el uso de internet se está volviendo un componente estándar del proceso de préstamos. Por ejemplo, Bricker et al. [2010] reportan que el 42 % de los prestatarios en EE.UU. usan internet para encontrar información acerca de préstamos (otras fuentes son los vendedores de servicios financieros y los parientes o amigos). Además, el 90 % de los compradores de viviendas en 2012 reportaron haber usado internet en alguna medida durante su búsqueda de vivienda (Asociación Nacional de Agentes Inmobiliarios, 2012)..

ninguno de los cuales capta más del 5% del mercado<sup>11</sup>. Las principales clases de préstamos de consumo son los préstamos a plazos (19%), los préstamos rotatorios/las líneas de crédito (12%), las tarjetas de crédito bancarias (23%), y las tarjetas de crédito no bancarias (24%). Los testers de nuestro experimento solicitaron préstamos a plazos.

En el proceso de evaluación de los préstamos a plazo los ejecutivos de cuenta suelen pedir a quienes los solicitan que suministren su número de identificación tributaria (“RUT”) y que acrediten su situación laboral y sus ingresos. A los trabajadores dependientes les exigen adjuntar documentos que respalden sus ingresos mensuales. A los trabajadores independientes les piden presentar declaraciones de impuestos a la renta y/o recibos de boletas de honorarios. Algunos bancos además solicitan certificaciones de las contribuciones a la seguridad social. En general, la documentación cubre los últimos 3 a 6 meses<sup>12</sup>. Una vez que tienen esta información, los ejecutivos de cuenta evalúan si aprueban o no el préstamo, lo que normalmente no toma más de dos 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 políticas internas establecidas por el banco, así como de las inquietudes profesionales del ejecutivo de cuenta, la disparidad en la información entre el banco y el ejecutivo de cuenta, y el sistema de incentivos al que se enfrentan los ejecutivos de cuenta<sup>13</sup>.

En la práctica, existen convencionalmente cinco aspectos que son fundamentales en la evaluación de las solicitudes de préstamo a plazos: i) monto del préstamo solicitado, ii) plazo 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, es decir, si tiene un préstamo activo. También pueden requerirse otras consideraciones como activos, valores de propiedad, o si el individuo tiene alguna garantía adicional, aunque esto es principal-

---

<sup>11</sup>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 en segmentos de mayores ingresos. Para obtener detalles adicionales sobre la estructura del mercado de crédito al consumo en Chile, véase [Cuesta and Sepúlveda \[2019\]](#).

<sup>12</sup>Reportar los ingresos puede ser importante no solo para evaluar la solicitud de préstamo, sino también para establecer si el solicitante reúne los requisitos para obtener un crédito o no. De hecho, algunos bancos exigen un nivel mínimo de ingresos mensuales, que varía entre USD 300 y USD 2.200.

<sup>13</sup>Concuerdan con esto, [Agarwal and Wang \[2009\]](#) que muestran que la compensación de incentivos aumenta la originación 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 el problema de la agencia. [Hertzberg et al. \[2010\]](#) muestran que la disparidad en la información entre los ejecutivos de cuenta y el banco es considerable. 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.

mente en caso de solicitudes de préstamo a plazos que involucren grandes montos (típicamente por encima de los USD 15.000), que no es el caso de nuestro experimento.

El mercado de préstamos de consumo en Chile tiene un rango intercuartil de entre USD 850 y USD 13.700, donde los préstamos más grandes son generalmente préstamos a plazos y líneas de crédito<sup>14</sup>. La tasa promedio de aceptación es del 76%. Sin embargo, la tasa de aprobación se reduce drásticamente para los prestatarios que no son clientes del banco receptor, especialmente las cohortes de jóvenes, que son nuestra población objetivo para el experimento. Por ejemplo, solo al 39% de los prestatarios de entre 25 y 35 años, que no son clientes, se les aprueban sus solicitudes de préstamo.

**Disparidades entre hombres y mujeres.** Las diferencias en el acceso a los préstamos, entre los hombres y las mujeres solicitantes, son notables. En 2018, solo el 43% de las solicitudes de préstamo de consumo fueron presentadas por mujeres, y la proporción de las solicitudes de préstamo presentadas por mujeres estuvo bien equilibrada entre los bancos, lo que sugiere que el mercado de crédito al consumo no está segmentado por género del solicitante<sup>15</sup>. El monto promedio de los préstamos solicitados por prestatarios varones ( USD 12.000) es cerca de un 50% mayor que el de las mujeres ( \$8.000), una diferencia que se explica potencialmente por las diferencias salariales entre hombres y mujeres en el mercado laboral. De hecho, en 2018 las mujeres chilenas con título universitario recibieron, en promedio, el 65% del salario de los hombres con el mismo nivel educativo (OECD [2018]). Por otra parte, las disparidades entre hombres y mujeres también son notables en las condiciones de crédito ofrecidas, ya que las tasas de interés pagadas por las mujeres son, en promedio, un 15% más altas en comparación con las tasas ofrecidas a los hombres. Nótese que los costos asociados con la administración del crédito son fijos, no varían de acuerdo con el monto del préstamo, por lo que los préstamos más pequeños son relativamente más caros de administrar que los más grandes. Por lo tanto, si no hay discriminación de género, las diferencias en las condiciones de crédito entre hombres y mujeres podrían explicarse por las diferencias en la cuantía de los préstamos solicitados por cada género.

---

<sup>14</sup>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 ese momento era de \$653.89 pesos chilenos por cada dólar estadounidense, según el Banco Central de Chile.

<sup>15</sup>Solo uno de cada 14 bancos tiene una mayor proporción de mujeres solicitantes, y ese banco recibe menos del 4% del número total de solicitudes de préstamo al consumo.

No obstante, esto contrasta con los hechos estilizados que muestran que las prestatarias son mejores deudoras que sus contrapartes masculinas en el mercado crediticio chileno, lo cual concuerda con la evidencia que indica que, también en otros contextos, las mujeres tienen tasas de reembolso de préstamos más altas que los hombres ([Anthony and Horne \[2003\]](#), [Ameen \[2004\]](#), [D'espallier et al. \[2011\]](#)). De hecho, datos del Informe Anual Global de Disparidad entre Géneros 2018 emitido por la CMF ([SBIF \[2018\]](#)) muestran que en 2017 el 56 % de la deuda de los prestatarios hombres presentaba una mora de entre 0 y 90 días, superando en un 12,5 % la tasa de morosidad correspondiente a las mujeres. Para los préstamos morosos de  $\geq$  90 días (i.e., préstamos declarados en mora por la regulación chilena), la tasa de incumplimiento entre los hombres es del 3,99 % y solo del 2,80 % entre las mujeres. Además, de cada 1.000 cheques que giran los prestatarios hombres 16 no tienen fondos en comparación con 14 de las mujeres. Estas diferencias se mantienen incluso después de controlar las solicitudes de préstamo y las características de los prestatarios, sugiriendo que el compromiso de reembolso de las mujeres no se debe al proceso de selección en el margen extensivo.

Por último, a fin de examinar cómo evolucionan las disparidades entre hombres y mujeres en las distintas cohortes de edad en términos de acceso a préstamos de consumo, tasas de interés, monto promedio de los préstamos e ingresos mensuales, utilizamos datos administrativos que incluyen todos los préstamos de consumo contraídos por los bancos chilenos durante 2018. Los gráficos del Apéndice [A.I](#) y [A.II](#) ilustran una perspectiva general. Hay dos observaciones importantes aquí. Primera, las diferencias de género en cuanto al monto de los préstamos y las tasas de interés son mínimas para la cohorte de jóvenes, lo que se refleja en la brecha salarial casi nula para ese grupo de edad. Segunda, las disparidades entre hombres y mujeres aumentan sustancialmente a medida que los deudores envejecen, y este es el caso de todos los indicadores. Por tanto, fijamos como población objetivo para nuestro experimento a la cohorte más joven (25 a 35 años), donde las disparidades entre hombres y mujeres son las más pequeñas. Esto hace que la prueba sea más rigurosa a la hora de identificar la discriminación de género, y por lo tanto las estimaciones sobre las diferencias de género, derivadas de nuestro experimento, pueden ser interpretadas como un límite inferior en relación con las diferencias que encontraríamos a través de una muestra representativa de deudores en el mercado de crédito al consumo en Chile.

### III. Diseño Experimental

Asignamos aleatoriamente las solicitudes de préstamo (con monto y plazos aleatorios) a una muestra equilibrada de testers hombres y mujeres, reclutados especialmente para este experimento, estos 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 es comprobar si las tasas de respuesta, las tasas de aprobación y las condiciones de crédito de los préstamos aprobados varían dependiendo del género del tester. El experimento se desarrolló de la siguiente forma:

**Reclutamiento de testers.** Utilizamos datos administrativos acerca del universo de individuos que rindieron la Prueba de Selección Universitaria (PSU) en Chile durante el período 2001-2009 y seleccionamos aleatoriamente una submuestra de individuos. En abril de 2018, los individuos seleccionados recibieron por correo electrónico una invitación para participar en un experimento para analizar las disparidades entre hombres y mujeres en el mercado de crédito al consumo en Chile<sup>16</sup>. Según se indicó en el plan de análisis previo, nuestro objetivo en materia de testers era de 400 individuos. 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 aleatoriamente por el equipo de investigación. El pago del incentivo estaba condicionado a que i) el tester hubiera respondido una breve encuesta con el fin de obtener información demográfica, económica y de identificación tributaria; ii) el tester hubiera adjuntado comprobantes sobre su situación laboral (si era trabajador dependiente), declaraciones de impuestos sobre la renta y/o recibos de boletas de honorarios mensuales (si era trabajador independiente) y contribuciones a la seguridad social, todo ello durante los últimos 3 a 6 meses; iii) el tester demostrara 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 reenviara al equipo de investigación todas las respuestas de correo electrónico que recibiera de los ejecutivos de cuenta sobre cada solicitud de préstamo.

---

<sup>16</sup>Sabíamos que algunos de los participantes decidieron tomar parte en el experimento, no por el incentivo económico, sino para luchar contra la discriminación de género, en cuyo caso generamos “efectos del experimentador” que amenazan la validez interna del diseño. Sin embargo, como se detalla a continuación (véase la subsección ‘solicitudes de préstamo’), nuestro diseño minimiza tales amenazas imponiendo un protocolo estricto para las interacciones entre testers y ejecutivos de cuenta, y observamos que los testers respetaron el protocolo a cabalidad.

Se incluyeron en la muestra del estudio un total de 404 testers, de los cuales el 58 % eran mujeres. Su inclusión en la muestra tenía como fin crear muestras de hombres y mujeres con características que, en promedio, fueran estadísticamente idénticas en aquellos aspectos que los bancos tienen en cuenta al evaluar solicitudes de crédito al consumo, asegurando así que las diferencias medias en los resultados entre los solicitantes hombres y mujeres reflejaran las diferencias en el comportamiento de los ejecutivos de cuenta y no de los solicitantes<sup>17</sup>. Las personas reclutadas provienen de una población de individuos que presentaron la prueba PSU, a lo sumo hace 17 años, por lo que nuestro marco de muestreo está compuesto en su mayoría por profesionales relativamente jóvenes que no tienen más de 10 años de experiencia en el mercado laboral. La edad media es 29, y solo el 11 % están casados<sup>18</sup>. Cerca del 90 % están empleados, y entre ellos, el 39 % son empleados independientes. En términos de ingresos, el salario mensual medio se sitúa en torno a los USD 1.000, y el 3 % de con mayores ingreso posee un salario sobre los USD 4,000, Los datos sobre el historial de crédito de cada participante fueron obtenidos a través de los registros administrativos. Al inicio del experimento, ninguno de los participantes tenía deuda morosa en el mercado de crédito formal. No obstante, el 39 % había tenido un préstamo activo. Nuestra información previa al tratamiento nos permite equiparar el conjunto de variables que los bancos suelen utilizar para evaluar las solicitudes de préstamo de consumo y, como se muestra en la siguiente sección, estas variables están bien equilibradas entre testers hombres y mujeres.

**Muestra de ejecutivos de cuenta.** Dos meses antes de empezar el experimento, a través de la CMF, se llevó a cabo una encuesta representativa a nivel nacional entre ejecutivos de cuenta de los 12 bancos más relevantes. La encuesta incluye direcciones de correo electrónico, así como información demográfica básica como género, educación y años de experiencia. Además, la encuesta recopila las percepciones de los ejecutivos de cuenta sobre el grado de información de los clientes acerca de los productos financieros que suelen contratar, así como un módulo sobre las preferencias de género en el que los ejecutivos de cuenta declaran su cartera óptima de clientes hombres y

---

<sup>17</sup>Según lo sugieren [Ayres and 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.

<sup>18</sup>Como hemos detallado en la sección anterior, resulta útil utilizar una muestra de solicitantes jóvenes para quienes las disparidades entre hombres y mujeres son bajas, ya que esto implementa de manera efectiva una prueba más rigurosa para identificar la discriminación de género, y por lo tanto las estimaciones de discriminación de género derivadas de nuestro experimento constituirán un límite inferior en relación con las estimaciones obtenidas mediante una muestra representativa de deudores en el mercado de crédito al consumo en Chile.

mujeres y los principales problemas que enfrentan al trabajar con cada grupo<sup>19</sup>. La encuesta fue respondida por 1.989 ejecutivos de cuenta de 12 bancos y de 12 regiones del país. Para este experimento se seleccionó una submuestra aleatoria representativa de 656 ejecutivos de cuenta de nueve bancos, cada uno de los cuales recibió al menos una solicitud de préstamo de un probador<sup>20</sup>. Cerca del 64% de los ejecutivos de cuenta de la muestra son mujeres, el 20% son menores de 29 años, el 70% tienen entre 29 y 48 años y el 34% están casados. Tienen, en promedio, 11 años de experiencia trabajando en el sector bancario, y el 97% tiene un título de educación superior.

**Solicitudes de préstamos.** Los testers envían las solicitudes de préstamo a plazos por correo electrónico. El monto del préstamo solicitado está asociado a un plazo de préstamo preestablecido. A fin de diseñar un esquema representativo de los montos y plazos de los préstamos contratados en el mercado de crédito al consumo en Chile, utilizamos datos administrativos de la CMF sobre el universo de las transacciones de préstamos de consumo en 2018. Entre los préstamos aprobados, el rango intercuartil es entre USD 1.000 y USD 14.000; así que establecimos nueve posibles montos dentro de los USD 1.500 y los USD 13.500, El rango intercuartil para el plazo del préstamo fluctúa entre 12 y 60 meses, y la relación entre el monto del préstamo y el plazo del préstamo se comporta de manera lineal, es decir, los préstamos más grandes suelen asociarse a los plazos más largos. Por lo tanto, para cada uno de los nueve posibles montos adjuntamos el plazo correspondiente de un conjunto de nueve posibles plazos que van de 12 a 18 a 24, etc., hasta un máximo de 60 meses. Por último, los testers no detallan la finalidad del préstamo (p. ej., comprar ropa, un automóvil, etc.), lo que minimiza la presencia de un sesgo específico de motivo por parte del ejecutivo de cuenta<sup>21</sup>.

---

<sup>19</sup>Una preocupación natural es que la serie de preguntas relacionadas con los problemas que los ejecutivos de cuenta enfrentan con 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 comenzar a aumentar las tasas de aprobación de las solicitudes de préstamo presentadas por prestatarias (prestatarios), o ambas cosas. Sin embargo, creemos que los riesgos son mínimos en este sentido. En primer lugar, la CMF les aseguró a los ejecutivos de cuenta que sus respuestas serían confidenciales y anónimas y que, por lo tanto, no serían compartidas con los bancos ni con ninguna otra institución conexas. En segundo lugar, se les pidió a los ejecutivos de cuenta reportar problemas con los prestatarios, tanto hombres como mujeres, lo que posiblemente redujo la sospecha sobre los prejuicios de género en el diseño de la encuesta. 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 y/o aprobación de las solicitudes de préstamo experimentales que llegaron dos o tres meses después.

<sup>20</sup>En tres de cada 12 bancos, menos de 15 ejecutivos de cuenta respondieron la encuesta, y en consecuencia esos bancos fueron descartados del procedimiento de la muestra. Los ejecutivos de cuenta de la muestra trabajan en 9 bancos que incluyen más del 90% de las transacciones del mercado de crédito al consumo hasta 2018.

<sup>21</sup>Aunque no se especifique la finalidad de la solicitud de préstamo, el ejecutivo de cuenta puede adivinarla basándose en el género del solicitante, y usar esa suposición para calcular la rentabilidad de la solicitud del préstamo. Sin embargo, creemos que esto es inusual ya que, a diferencia de los préstamos hipotecarios, el motivo que tiene el consumidor para solicitar el préstamo rara vez funciona como garantía. Además, los ejecutivos de cuenta no suelen

Para cada solicitud de préstamo, el tester recibe un correo electrónico separado con un texto estandarizado, así como la dirección de correo electrónico del ejecutivo de cuenta asignado. Ya con el texto estandarizado, el tester lo copia y lo pega y, a través de su cuenta de correo electrónico personal, envía la solicitud de préstamo al correo electrónico del ejecutivo de cuenta asignado. Todas las solicitudes de préstamo incluyen el monto del préstamo, el plazo del préstamo, el salario mensual y el número de identificación tributaria del individuo. 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 cotizando las condiciones de préstamo. Me gustaría obtener un préstamo por cinco millones de pesos chilenos. Deseo pagarlo en 36 meses. Mi RUT es *[número de identificación tributaria]*. Mi salario mensual es de \$750.000 pesos chilenos. Encuentre adjuntos mi comprobantes salariales y mis contribuciones a la seguridad social.

Atentamente,

*[Nombre del tester]*

La capacidad de negociación es inobservable y podría estar relacionada con las condiciones de crédito ofrecidas en un entorno real. También hay amplia evidencia 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 et al. \[2005\]](#), [Bowles et al. \[2007\]](#), [Small et al. \[2007\]](#), [Card et al. \[2016\]](#), y especialmente [Bertrand \[2011\]](#)). Para ir sobre seguro, evitamos que los testers negociaran las condiciones de crédito al responder las preguntas de los ejecutivos de cuenta<sup>22</sup>. No obstante, 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. Los testers fueron capacitados para interactuar de manera sistemática con los ejecutivos de cuenta, proporcionando únicamente la información específica requerida. Con el fin de supervisar las interacciones se pidió a los testers

---

pedir información sobre la garantía al evaluar las solicitudes de préstamo. Presentamos evidencia de esto en la sección de resultados.

<sup>22</sup>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 prestatarias, esperamos que las estimaciones derivadas de nuestro experimento sean un límite más bajo en relación con la discriminación de género observada en un entorno real donde los solicitantes pueden negociar.

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 pago<sup>23</sup>.

**Aleatorización.** Primero creamos solicitudes de préstamo de manera aleatoria, las cuales diferían en cuanto al monto y al plazo del préstamo. Luego creamos cuatro intervalos por tester y estratificamos los intervalos por región y género del tester. Luego, dentro de cada región, asignamos aleatoriamente cada solicitud de préstamo a cada intervalo, para un total de 1.616 observaciones de solicitudes de préstamo de testers<sup>24</sup>. Luego tomamos la muestra de ejecutivos de cuenta y estratificamos por región, banco, y género de los ejecutivos de cuenta. Dentro de cada estrato, asignamos aleatoriamente un ejecutivo de cuenta a una observación de solicitud de préstamo de tester. El Gráfico del Apéndice A.III ilustra el diseño experimental. Si un solicitante de préstamo reside en una región diferente, los ejecutivos de cuenta pueden remitirlos a colegas que trabajan en la sucursal de esa región. Por lo tanto, restringimos la asignación aleatoria a los testers que viven en la misma región de la sucursal bancaria donde trabaja el ejecutivo de cuenta. Como resultado, algunos ejecutivos de cuenta recibieron más de una solicitud de préstamo. Por último, más del 90 % de las solicitudes de préstamo fueron asignadas a ejecutivos de cuenta que trabajaban en bancos en donde el tester no era cliente en el momento de presentar la solicitud, reduciendo así al mínimo la influencia del historial de crédito en la probabilidad de aprobación.

Las solicitudes de préstamo recibidas por cada uno de los ejecutivos de cuenta se limitaron a ser diferentes en cuanto a su monto, plazo y tester, lo que minimiza la sospecha de engaño. Cada tester fue emparejado solo con un ejecutivo de cuenta por banco para evitar también la sospecha a nivel de los bancos. Por último, como los ejecutivos de cuenta podían sospechar al recibir múltiples

---

<sup>23</sup>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.

<sup>24</sup>Para un poder estadístico del 80 %, el tamaño de nuestra muestra nos permite identificar diferencias de género del orden del 1,1 % a un nivel de relevancia estadística del 95 % para cualquiera de los resultados del margen externo (tasas de respuesta o de aprobación). Podríamos haber aumentado el poder estadístico creando un mayor número de intervalos por tester o equiparando a los testers y asignándolos a ejecutivos de cuenta en pares. No obstante, aumentar el número de intervalos posiblemente significaba tener que reducir el atractivo de participar en el experimento para los testers. Además, recibir un número inusual de solicitudes nuevas provenientes de solicitantes muy similares (pares coincidentes) aumentaría el riesgo de sospecha entre los ejecutivos de cuenta, por lo que descartamos estas estrategias al construir el diseño aleatorio.

solicitudes de préstamo con el mismo mensaje, optamos también por variar la forma de redactar las solicitudes. 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 variaba en cuanto del texto estandarizado utilizado para solicitar el préstamo<sup>25</sup>.

**Resultados de interés.** Según se detalla en nuestro plan de análisis previo, los resultados de interés están diseñados para examinar la discriminación de género en los márgenes extensivos e intensivos. En el margen extensivo tenemos i) si la solicitud de préstamo fue respondida por el ejecutivo de cuenta y ii) si la solicitud de préstamo fue aceptada por el ejecutivo de cuenta. Para los préstamos aceptados, se evalúan cinco resultados principales correspondientes al margen intensivo: i) el monto del préstamo aprobado, ii) el plazo del préstamo aprobado, iii) la cuota del préstamo, iv) la tasa de interés cobrada y v) el CAE (Cargo Anual Equivalente), una medida resumida de los costos por préstamo, incluyendo el monto del préstamo, la tasa de interés, el plazo del préstamo, los costos operativos y el seguro de crédito<sup>26</sup>.

**Tamaño de la muestra y abandonos.** Nuestra muestra total de solicitudes de préstamo es de 1.616, que fueron distribuidas entre 656 ejecutivos de cuenta en 10 bancos en Chile. Se les pidió a todos los 404 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 los abandonos, enviamos correos electrónicos cada dos semanas para recordar a los testers que enviaran sus solicitudes asignadas. El 87% de las solicitudes se enviaron dentro de las primeras cuatro semanas después de la fecha inicial del experimento, con un promedio de 2,5 semanas. Después de 10 semanas, 548 de las 1.616 solicitudes de préstamo no habían sido enviadas por los testers, por lo que las consideramos abandonos para una tasa de atrición del 34%. La diferencia en la tasa de atrición por género es del 4,8%, lo que no es significativo en los niveles convencionales (véase el Cuadro A.I en el Apéndice). Aun así, nuestro análisis empírico comprueba la robustez de nuestros resultados de esta deserción diferencial.

---

<sup>25</sup>Las variaciones entre los mensajes fueron diseñadas para ser lo suficientemente pequeñas como para preservar el objetivo y la amabilidad del mensaje, pero lo suficientemente distintivas para evitar sospechas.

<sup>26</sup>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.

A fin de explorar los determinantes de atrición, el cuadro [A.II](#) en el Apéndice muestra cómo se correlacionan las características individuales con la probabilidad de no enviar la solicitud de préstamo asignada. Los casos de abandono se dieron en su mayoría entre los individuos que fueron asignados a un ejecutivo de cuenta que trabaja en un banco del que eran clientes en el momento del experimento. Esta relación preexistente aumentó las posibilidades de abandono en 20 puntos porcentuales en relación con las solicitudes de préstamo asignadas a bancos en los que el tester no era cliente. Suponemos que los clientes de los bancos prevén que las solicitudes de préstamo experimentales podrían alterar su perfil de riesgo y, por lo tanto, afectar sus posibilidades de obtener un préstamo en el banco asignado en el futuro. Este no es el caso de los no clientes, ya que, a menos que tengan previsto solicitar un préstamo en el banco asignado a corto plazo, no corren ningún riesgo al enviar la solicitud de préstamo experimental, y obtener el incentivo monetario por participar en el experimento es una inversión que vale la pena. En general, esperamos que la desproporcionada tasa de atrición entre las solicitudes asignadas a los clientes de los bancos genere un sesgo a la baja en las tasas de aprobación, ya que estamos perdiendo solicitudes de préstamo que se esperaba que tuvieran una mayor probabilidad de ser aceptadas en comparación con las solicitudes promedio de los no clientes.

Por último, no encontramos evidencia de que el abandono esté correlacionado con la edad del solicitante, su estado civil, el hecho de tener un préstamo activo, el monto del préstamo o el género del ejecutivo de cuenta asignado. Pese a que los individuos de altos ingresos son más propensos a abandonar la muestra en comparación con sus contrapartes de bajos ingresos, la relación no es estadísticamente sólida al ser controlada por variables adicionales. Según se muestra en el Gráfico [A.IV](#) del Apéndice, las distribuciones de ingresos de los desertores y no desertores se superponen sustancialmente en el área de ingresos, lo que sugiere que la selección de ingresos no funciona en este caso.

**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 características de los ejecutivos de cuenta y de los bancos que reciben sus solicitudes de préstamo, así como en todos los aspectos considerados por los bancos al evaluar las solicitudes de préstamo de consumo: el monto del préstamo solicitado, el plazo del préstamo solicitado, los ingresos, la situación laboral, si el tester tiene préstamos en mora dentro del sistema bancario, y

si el solicitante es actualmente cliente del banco. Debido al carácter aleatorio, esperamos que las solicitudes de préstamo enviadas por hombres y mujeres testers estén bien equilibradas estadísticamente en cuanto a tipo de ejecutivo de cuenta, bancos y características de las solicitudes de préstamo.

En lo que respecta a las características iniciales de hombres y mujeres testers, tratamos de asegurar el equilibrio estadístico entre el género de los solicitantes de manera no experimental, equiparando las muestras masculinas y femeninas con respecto a las variables clave que influyen en la evaluación de préstamos a cuotas bajas, específicamente los datos demográficos, los ingresos y el comportamiento crediticio<sup>27</sup>. A pesar de nuestros esfuerzos por asegurar el equilibrio, la naturaleza misma de los métodos no experimentales implica que indudablemente persistieron algunas diferencias entre hombres y mujeres testers. La primera pregunta es si es probable que esas diferencias se correlacionen simultáneamente con el género y la probabilidad de respuesta/aprobación del préstamo. De no ser así, las diferencias restantes no deberían influir en nuestra conclusión de que es el género lo que origina diferentes tasas de respuesta/aprobación entre los testers. La segunda pregunta es si las diferencias residuales son lo suficientemente grandes como para explicar el volumen de discriminación que reportamos en las siguientes secciones. Aunque ningún experimento puede eliminar todas las diferencias idiosincrásicas de género en las características de los testers (lo que requeriría aleatorizar el género, lo cual no es posible), estamos seguros de que la magnitud de la discriminación que observamos no puede explicarse de manera plausible por la divergencia respecto a las características uniformes entre hombres y mujeres testers. Los cuadros A.III y A.IV en el Apéndice muestran test de media por género del solicitante para un amplio conjunto de variables previas al tratamiento. El diseño funcionó como se esperaba, ya que solo cuatro de las 74 variables presentan desequilibrio en los niveles estadísticos convencionales (5,4%), y de esto se trata lo que se esperaría que ocurra por pura casualidad.

---

<sup>27</sup>Desde luego, como lo sugieren Heckman and Siegelman (1992), un elemento importante de juicio subjetivo entra en esta fase, ya que el analista debe suponer que sabe qué características son relevantes para los ejecutivos de cuenta, y cuándo dichas características son lo "suficientemente cercanas como para hacer que los miembros de todos los grupos de género sean estadísticamente "indistinguibles". Esta es una labor difícil cuando se estudia la discriminación en el mercado laboral debido a que el número de características que pueden ser relevantes para los empleadores es considerable, y es probable que los distintos empleadores concedan una importancia distinta a cada característica. En contraste, los mercados hipotecario y de crédito, tienen menos características (usualmente patrimonio, ingresos y situación crediticia) que son atributos esenciales de los compradores, y por lo tanto, como señalan los mismos autores, "los métodos de auditoría parecen menos adecuados para el mercado laboral que para el mercado [de crédito] inmobiliario".

Por último, el abandono es endógeno a los participantes, lo que puede crear problemas de identificación si es selectiva por género. Para evitar los sesgos de selección, se realiza test de media que permita analizar las diferencias entre géneros en el subgrupo de solicitudes de préstamo que no fueron presentadas (abandonos) y encontramos que solo el 6,3% de las variables muestran diferencias que son estadísticamente significativas entre los géneros de los solicitantes, y que las variables clave, normalmente asociadas con la probabilidad de aprobación del préstamo, como el nivel de ingresos, la edad, la situación laboral, si el solicitante es cliente del banco y si tiene un préstamo activo, están balanceadas (resultados disponibles a solicitud). Esto último sugiere que el abandono es plausiblemente ortogonal al género del solicitante y, por lo tanto, es improbable que las posibles diferencias en las tasas de aprobación entre los géneros de los testers estén sesgadas por problemas de selección inducidos por el abandono. En general, nuestra evidencia otorga credibilidad a la suposición de que, siempre y cuando los bancos no discriminen basándose en fuentes estadísticas o del gusto, la rentabilidad prevista asociada con las solicitudes de préstamo experimentales realizadas por hombres y mujeres testers es estadísticamente idéntica.

#### IV. Modelo econométrico

Presentamos estimaciones del efecto promedio de género para la probabilidad de respuesta/aprobación de la solicitud de préstamo. Como se especifica en el plan de análisis previo, estimamos el siguiente modelo de probabilidad lineal<sup>28</sup>:

$$Y_{ijkt} = \alpha + \beta Female_{i_i} + \gamma Gender_j + \mu_k + \delta_l + \theta_t + \rho T_j + \eta X_i + \pi Z_j + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

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.  $Y_{ijkt}$  ies

---

<sup>28</sup>Algunas de las variables bajo estudio son variables dependientes limitadas (VDL). El problema planteado por la inferencia causal con las VDL no es esencialmente diferente al problema de la inferencia causal con resultados continuos. Si no hay variables o si las variables son escasas y discretas, los modelos lineales no son menos apropiados para las VDL que otros tipos de variables dependientes. Este es ciertamente el caso en un estudio experimental en el que las variables de línea de base se incluyen en el modelo de regresión solo para mejorar la eficiencia, pero su omisión no sesgaría las estimaciones de los parámetros de interés. De hecho, todos los resultados de regresión de los modelos, incluyendo las VDL mostradas en este estudio, son robustos en relación con las especificaciones logit. Estos resultados están disponibles a solicitud.

una variable ficticia que equivale a 1 si la solicitud de préstamo fue respondida/aprobada y a 0 en caso contrario, mientras que  $\beta$  es el nivel de discriminación de género para el resultado que se examina (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  $\beta$  negativa indicaría que los ejecutivos de cuenta discriminan contra las prestatarias, ya que la probabilidad de responder o aprobar una solicitud de préstamo presentada por una mujer es menor que la probabilidad de responder o aprobar una solicitud de préstamo presentada por un hombre.  $Gender_j$  es una variable ficticia que equivale a 1 si el ejecutivo de cuenta es hombre y a 0 si es mujer;  $\mu_k$  son efectos fijos específicos de la región-banco;  $\delta_l$  son efectos fijos del tipo de préstamo;  $\theta_t$  son efectos fijos de la semana;  $\rho$  es el efecto asociado con una variable ficticia que equivale a 1 si el ejecutivo de cuenta recibió el tratamiento de información y a 0 en caso contrario<sup>29</sup>;  $X_i$  es un vector de las características del solicitante previas al tratamiento, incluyendo edad, estado civil, salario mensual, si es autónomo/a, y si el individuo es cliente del banco donde trabaja el ejecutivo de cuenta asignado;  $Z_j$  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,  $\varepsilon_{lijkt}$  es el término de error<sup>30</sup>.

Los efectos fijos a nivel región-banco capturan 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 prestatarios elegibles y los procedimientos estándar de procesamiento de préstamos impuestos por el banco. Los efectos también controlan 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  $Gender_j$  para las diferencias

---

<sup>29</sup>Como se detalla en la introducción, para detectar la discriminación estadística, nuestro diseño experimental incluye un subexperimento en el que se envió de manera aleatoria a la mitad de los ejecutivos de cuenta información sobre la capacidad de pago de las mujeres prestatarias en relación con los hombres. Por lo tanto, controlamos esto en todas las regresiones. Para más detalles sobre el tratamiento de información, véase la sección VI sobre mecanismos.

<sup>30</sup>Nótese que incluir efectos fijos del tester no tiene sentido aquí, ya que esto que 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  $\mu_k$ . Por último, la mitad de los ejecutivos de cuenta recibieron más de una solicitud, lo que permite incluir efectos fijos específicos de cada uno de ellos para esos casos, así como agrupar los errores estándar a nivel del ejecutivo de cuenta. Aunque esto no fue especificado con antelación en nuestro plan de análisis previo, la inferencia estadística de nuestros resultados es robusta a este cambio en el sentido de que las decisiones de rechazo de la hipótesis nula siguen siendo las mismas en los niveles convencionales de relevancia estadística. Consulte el Apéndice B.1 para ver información detallada.

no observadas entre 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 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 and McKenzie (2009), Cameron and Miller (2015), Bugni et al. (2018)). Por último, los efectos fijos de tiempo capturan 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.

## V. 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 controlamos los efectos fijos a nivel región-banco, las observaciones aún pueden estar correlacionadas con cada sucursal región-banco. Por lo tanto, suponemos que los términos de error no son independientes y reportan errores estándar clusterizados a nivel región-banco a lo largo de la sección empírica del análisis<sup>31</sup>. Según el plan de análisis previo, nuestra probabilidad a priori es que existe discriminación de género contra las mujeres solicitantes, por lo que reportamos el valor p del coeficiente de género del tester para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que  $H_0 : \beta > 0$ . Nótese que establecer esta probabilidad a priori implica que los resultados imprevistos que apuntan a los efectos de la discriminación contra los hombres, se interpreten como una prueba de no discriminación contra las mujeres solicitantes, y no al contrario.

### V.1. *Discriminación de género en el margen extensivo*

**Tasas de aprobación y respuesta.** Cerca del 90 % de las solicitudes de préstamo presentadas fueron respondidas por los ejecutivos de cuenta, y no encontramos evidencia de discriminación de género contra las prestatarias en las tasas de respuesta, es decir, los ejecutivos de cuenta no distinguen entre solicitantes hombres y solicitantes mujeres al decidir si inician o no un proceso

---

<sup>31</sup>La inferencia estadística de nuestros resultados es robusta al uso de errores estándar robustos, ya que las decisiones de rechazo de la hipótesis nula sin efecto siguen siendo las mismas en los niveles convencionales de relevancia estadística. Estos resultados están disponibles a solicitud.

de evaluación de las solicitudes de préstamo entrantes (véase el Cuadro I). Segundo, el 34 % de las solicitudes presentadas fueron aceptadas, lo cual coincide con la tasa de aprobación entre nuestra población objetivo, es decir, los jóvenes prestatarios que no son clientes del banco receptor. Sin embargo, la tasa de aprobación es 5,5 puntos porcentuales más baja entre las prestatarias, lo que equivale al 14,8 % de la tasa de aprobación masculina, en promedio<sup>32</sup>. El resultado es estadísticamente significativo al 5 % de confianza para una prueba unilateral y robusta en todos los modelos, lo que confirma que hombres y mujeres testers estaban bien equilibrados en sus atributos de línea de base y, por lo tanto, *beta* captura el efecto causal de género<sup>33</sup>. Para proporcionar cierta perspectiva, una diferencia de género del 14,8 % en las tasas de aprobación es equivalente a la diferencia en las tasas de aprobación entre un prestatario cuyos ingresos se encuentran en el segundo tercil de la distribución de ingresos y un prestatario cuyos ingresos se encuentran en el tercer tercil, un efecto de discriminación considerable.

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. No obstante, en cerca del 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<sup>34</sup>. Esto ciertamente puede influir en las diferencias de género observadas en las tasas de aceptación, especialmente si el tipo de información adicional requerida por los ejecutivos de cuenta difiere entre las solicitudes de hombres y las de mujeres. Podemos probar esto observando si el ejecutivo de cuenta pidió más información y de qué tipo (véase el Cuadro II).

---

<sup>32</sup>Una preocupación en este caso es que algunos ejecutivos de cuenta recibieron más de una solicitud (ejecutivos de cuenta con conjunto de solicitudes), lo que puede aumentar las posibilidades de que se produzcan efectos de sospecha que aumenten de manera desproporcionada la tasa de rechazo y, en última instancia, confundan la identificación del parámetro de discriminación de género. Sin embargo, no encontramos ninguna evidencia de diferencias en el tamaño de los efectos de la muestra de solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta con solicitud unitaria frente a la muestra contrafáctica de solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta con conjunto de solicitudes, lo que se opone a la hipótesis de los efectos de sospecha. Además, la inclusión de efectos fijos específicos de los ejecutivos de cuenta en la muestra de E.C. con conjunto de solicitudes no cambia las decisiones de rechazo de las pruebas estadísticas, y los tamaños del efecto son en su mayoría los mismos que los que se encuentran en nuestra especificación principal. Esto último no solo aborda la hipótesis de los efectos de sospecha, sino que también apoya la afirmación de que nuestro 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 están bien equilibradas entre las solicitudes de hombres y las de mujeres. Consulte el Apéndice B.1 para ver información detallada.

<sup>33</sup>Además, analizamos los efectos heterogéneos de los ingresos de línea de base de los solicitantes y no encontramos evidencias de que la discriminación de género varíe entre quienes reciben ingresos por encima y por debajo de la media. Consulte el Apéndice B.2 para ver un análisis detallado.

<sup>34</sup>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.

No encontramos evidencia de discriminación de género en la solicitud de más información o en el tipo de información requerida. Los efectos son robustos en todos los indicadores y modelos, lo que sugiere que la información adicional requerida por los ejecutivos de cuenta no desempeña un papel importante en las diferencias de género observadas en las tasas de aceptación y, por lo mismo, es poco probable que afecte nuestras estimaciones de discriminación de género.

**Robustez frente a la deserción.** De las 1.616 solicitudes asignadas, 548 no fueron presentadas, lo que equivale a una tasa de atrición del 34%. Comparando las solicitudes de préstamo asignadas a testers hombres y mujeres, la tasa de atrición es del 31,8% entre las mujeres y del 36,6% entre los hombres, para una deserción diferencial de 4,8 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 el efecto de género. El supuesto de identificación clave aquí es la monotonidad, es decir, el género afecta la selección de la muestra en un solo sentido. En otras palabras, 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 aceptada (respondida) o no, y luego reducimos 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 método, esto requiere reducir el margen de distribución superior o inferior de 7,1%. Dado que el resultado es una variable ficticia, reducimos aleatoriamente el 7,1% de “1” para construir el límite inferior y por separado reducimos aleatoriamente el 7,1% de “0” para construir el límite superior. Por último, utilizamos el enfoque dado por [Imbens and Manski \(2004\)](#) para construir intervalos de confianza bilaterales y unilaterales del 95% para el efecto de género (véase el Cuadro I, last two rows). últimas dos filas). En términos de la tasa de aceptación, encontramos que el límite superior casi duplica el efecto medio, mientras que el límite inferior lo reduce a la mitad, y estos efectos son robustos en todos los modelos. Si bien los I.C. Imbens-Manski del 95% muestran un límite izquierdo muy negativo, su límite derecho está cerca de cero, pero sigue siendo positivo. Nótese, sin embargo, que, como lo establece nuestro plan de análisis previo, nuestra hipótesis nula es que  $\beta_{Female} > 0$ , y, por lo tanto, la prueba adecuada se basa en el intervalo de confianza unilateral. Esto generalmente da un límite inferior por debajo

de cero, que es coherente con la discriminación de género contra las mujeres solicitantes.

Por último, nótese que el límite inferior solo es relevante si los hombres que tienen mayor probabilidad de ser aprobados son quienes abandonan la muestra. Tres factores que afectan la probabilidad de aprobación son: los ingresos, la cuantía del préstamo y si al individuo le han aprobado crédito en el pasado; pero una regresión que predice el abandono como función de estas variables no encuentra ningún efecto significativo<sup>35</sup>. La deserción entre los testers hombres que son menos propensos a obtener una aprobación nos llevaría a subestimar el efecto de género, haciendo que los límites superiores sean más relevantes. Por lo tanto, nuestros efectos de género estimados parecen robustos frente a la deserción.

## V.2. *Discriminación de género 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, la cuota del préstamo, la tasa de interés y la tasa del CAE. 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 jugará un papel en la comparación de las condiciones de crédito ofrecidas a hombres y a mujeres. Una corrección típica de la selección de la muestra es Heckman (1979), pero carecemos de un instrumento excluible que explique la probabilidad de aprobación del préstamo pero que no influya en las condiciones de crédito asociadas con el préstamo aprobado. De manera alternativa, estimamos los límites superior e inferior de los efectos de género truncando la distribución de los resultados para el grupo de hombres por la diferencia en las tasas de aprobación entre los dos grupos, que es similar al método de Lee (2009)<sup>36</sup>.

HPor lo tanto, para cada resultado de interés (monto aprobado, plazo aprobado, cuota del préstamo, tasa de interés y tasa del CAE), construimos los límites superior e inferior reduciendo la

---

<sup>35</sup>Los testers hombres con un préstamo activo no son más propensos a abandonar la muestra que sus contrapartes sin un préstamo activo ( $valorp = 0,518$ ); los testers hombres con ingresos mensuales por encima de la media no son más propensos a abandonar la muestra que aquellos con ingresos por debajo de la media; los que están por encima del percentil 95 de la distribución de ingresos no abandonan la muestra más que los que tienen ingresos por debajo de ese umbral ( $valorp = 0,297$ ); y los testers hombres cuyo préstamo asignado está por encima del percentil 90 de la distribución de la cantidad del préstamo no abandonan la muestra más que aquellos con préstamos por debajo de ese umbral ( $valorp = 0,643$ ).

<sup>36</sup>La suposición clave aquí es que el género afecta la selección de la muestra solo en un sentido, es decir, que de otro modo las solicitudes iguales de mujeres que fueron rechazadas hubiesen sido aceptadas si hubiesen sido presentadas por testers hombres, y que de otro modo las solicitudes iguales de hombres que fueron aceptadas hubiesen sido rechazadas si hubiesen sido presentadas por testers mujeres.

distribución de los resultados para el grupo de hombres (no discriminación) según la diferencia en las tasas de aprobación entre los dos grupos como proporción de la tasa de aprobación del grupo de mujeres (discriminación). Esto requiere recortar el 14% superior o inferior de la distribución de resultados para los hombres. Luego utilizamos el método de [Imbens and Manski \(2004\)](#) para construir intervalos de confianza bilaterales y unilaterales del 95% para el efecto de género. El cuadro III muestra estimaciones de los efectos limitados y no limitados de la discriminación de género.

Para el monto aprobado, encontramos que las mujeres testers obtienen préstamos que son USD 217 más grandes, en promedio, que los de los hombres. El efecto es casi el 3% de la media de los hombres, pero no es significativo. El efecto de límite inferior es naturalmente más bajo, pero sigue favoreciendo a las mujeres. En contraste, si descartáramos los préstamos más grandes entre los hombres (aquellos en el 14% superior de la distribución de la cuantía del préstamo), encontraríamos un efecto aún mayor de USD 688 a favor de las mujeres, pero esto todavía no es significativo al nivel del 5%. De hecho, ninguno de los intervalos de confianza de Imbens-Manski nos permite rechazar firmemente la hipótesis nula a favor de las mujeres. Asimismo, el plazo aprobado y la cuota del préstamo también son mayores entre las mujeres que entre los hombres, pero los efectos son, una vez más, muy pequeños y no significativos al nivel del 5%, incluso para el límite superior<sup>37</sup>. Por último, en lo que respecta a los intereses y las tasas del CAE, los efectos son casi nulos e insignificantes, y de nuevo estos son robustos en relación con los intervalos de confianza de Imbens-Manski.

En general, nuestros resultados indican que las condiciones de crédito ofrecidas a las mujeres no son estadísticamente mejores que las ofrecidas a los hombres, y esto incluso en el escenario más favorable para las mujeres, es decir, al truncar la distribución de la calidad de los préstamos desde la parte superior de la curva para la muestra de hombres<sup>38</sup>. En principio, este resultado

---

<sup>37</sup>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.

<sup>38</sup>Este resultado contrasta con el de [Alesina et al. \(2013\)](#) 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 en relación con las condiciones de crédito ofrecidas a los hombres con respecto a las de 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 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.

sugiere 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 riguroso para las solicitudes de hombres y de mujeres, es decir, que las solicitudes aprobadas presentadas por hombres fueron, en promedio, más arriesgadas que las solicitudes aprobadas presentadas por las 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 de línea de base del solicitante. Por lo general no observamos grandes diferencias en las distribuciones de la LIR entre hombres y mujeres (véase el Gráfico I). En todo caso, las prestatarias aceptadas parecen ser un poco más arriesgadas que los hombres aceptados, lo que no favorece la hipótesis de la discriminación de género contra la mujer en el margen intensivo (véase el Gráfico II).

Este ejercicio también revela que el mercado de préstamos al consumo es ineficiente. 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. Pero como lo hemos revelado en la sección anterior, la discriminación de género contra las mujeres en el margen extensivo es enorme, lo que significa que los criterios de aprobación impuestos a las mujeres fueron en promedio más estrictos que aquellos impuestos a los hombres. En consecuencia, cabe esperar que las solicitudes aceptadas de las mujeres sean menos arriesgadas que las de los hombres, lo que no parece ser el caso. Esto arroja evidencia a favor de las fuentes de discriminación basadas en el gusto.

## VI. Mecanismos

Los dos modelos de discriminación son el modelo estadístico ([Phelps \[1972\]](#), [Arrow \[1973\]](#), [Aigner and Cain \[1977\]](#)) y el modelo basado en el gusto ([Becker \[1957\]](#)). Si la diferencia de trato entre mujeres y hombres prestatarios se debe a las diferencias en las convicciones que tienen los

ejecutivos de cuenta con respecto a la capacidad de pago de cada grupo, entonces argumentaríamos a favor de fuentes estadísticas que justifican la discriminación de género<sup>39</sup>. TEse sería el caso si se cree que los prestatarios hombres son más regulares en sus pagos que sus contrapartes femeninas (es decir, una tasa más baja de préstamos morosos, una tasa más baja de cheques sin fondos, etc.), por lo tanto, cuando se enfrentan a solicitudes de préstamo observablemente similares, los ejecutivos de cuenta dan prioridad a aquellos solicitados por los hombres. Es importante destacar que esas convicciones pueden o no ser exactas, y eso afectará el análisis de bienestar/eficiencia derivado de los resultados (Borhen et al. [2019]). Alternativamente, los ejecutivos de cuenta pueden discriminar basándose en sus preferencias o gustos con respecto al género. En particular, si a los ejecutivos de cuenta les "desagradan" las prestatarias y prefieren a los prestatarios, estarán dispuestos a dar rienda suelta a esa animadversión, rechazando una mayor proporción de solicitudes de préstamo presentadas por mujeres, en cuyo caso estaríamos ante la presencia de una discriminación por gusto<sup>40</sup>.

## VI.1. *Discriminación estadística*

### VI.1.1. *Una prueba directa de discriminación estadística*

Como se detalla en la sección II, las brechas de ingresos entre hombres y mujeres son considerables. Si los ejecutivos de cuenta prevén que las mujeres son económicamente más vulnerables y, por lo tanto, más propensas al incumplimiento que los hombres, entonces la discriminación de género contra las mujeres puede deberse a fuentes estadísticas. Sin embargo, esta hipótesis está en desacuerdo con la evidencia que muestra que las mujeres son mejores deudoras que los hombres. Datos del Informe Anual Global de Disparidad entre Géneros 2018 (SBIF [2018]) muestran que el 56 % de la deuda de los prestatarios hombres en 2017 presentaba una mora de entre 0 y 90 días, lo cual supera el 12,5 % a la tasa de morosidad correspondiente de las mujeres. Para los préstamos morosos de  $\geq$  90 días (i.e., préstamos declarados en mora por la regulación chilena), la tasa de

---

<sup>39</sup>La discriminación estadística puede deberse a diferencias en el promedio previsto de la variable no observable de interés entre los grupos (Phelps [1972] y Arrow [1973]) o a diferencias en las desviaciones previstas entre las distribuciones de grupos (Aigner and Cain [1977]). Para un análisis exhaustivo de las publicaciones sobre la discriminación en la economía, véase Bertrand and Duflo (2017)

<sup>40</sup>Akerlof [1980] propone un mecanismo diferente, pero relacionado, que sugiere que la discriminación por gusto es determinada por lo que él llama 'la costumbre social' de discriminar, en cuyo caso un ejecutivo de cuenta discriminaría a las mujeres, no porque intrínsecamente no le gusten las mujeres, sino porque 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.

morosidad, entre los hombres es del 3,99 % y solo del 2,80 % entre las mujeres. Además, de cada 1.000 cheques que giran los prestatarios hombres 16 no tienen fondos en comparación con 14 de las mujeres<sup>41</sup>. Del mismo modo, si los ejecutivos de cuenta prevén que las mujeres están menos interesadas/informadas que los hombres en/acerca de los productos financieros ofrecidos por el banco, entonces las clientes mujeres serán percibidas como menos rentables a largo plazo.

A pesar de esto, las convicciones de los ejecutivos de cuenta sobre el comportamiento de los clientes podrían ser imprecisas. Por ello examinamos si las convicciones de los ejecutivos de cuenta están alineadas con el desempeño real de prestatarios y prestatarias. Observamos cómo los ejecutivos de cuenta evalúan a clientes hombres y mujeres en una variedad de aspectos que pueden llegar a afectar sus probabilidades de aprobación de crédito, incluyendo la capacidad de pago de los clientes y el grado de información que estos tienen sobre los productos financieros. Nuestro ejercicio intenta determinar si los problemas más importantes a los que se enfrentan los ejecutivos de cuenta al atender a clientes mujeres suelen estar vinculados con estos aspectos particulares, en cuyo caso una discriminación estadística inexacta puede ser un factor que influya en los efectos observados sobre la discriminación de género contra las mujeres. Se solicita al ejecutivo de cuenta elegir solo un problema dentro de la lista de opciones que se detalla a continuación, aquél que él o ella considere como el más importante. La pregunta se hace por separado para el caso de clientes hombres y clientes mujeres, es decir, los ejecutivos de cuenta responden a la pregunta dos veces: primero para los clientes hombres y luego para las clientes mujeres.

*Cuál es el problema más importante que usted enfrenta al atender a clientes mujeres (hombres), en comparación con clientes hombres (mujeres)?*

Problema (a)	Problema (b)	Problema (c)	Problema (d)	Problema (e)
“Los clientes mujeres (hombres) suelen tener tasas de reembolso más bajas que los clientes hombres (mujeres)”	“Los clientes mujeres (hombres) están relativamente desinformadas/os sobre los productos financieros en comparación con los clientes hombres (mujeres)”	“Los clientes mujeres (hombres) hacen demasiadas preguntas en comparación con los clientes hombres (las mujeres)”	“Es difícil comunicarse con los clientes mujeres (hombres) en comparación con los clientes hombres (mujeres)”	“Los clientes mujeres (hombres) son demasiado difíciles y exigen respuestas más rápidas que los clientes hombres (mujeres)”

<sup>41</sup>Nótese que estas diferencias se mantienen incluso después de controlar las solicitudes de préstamo y las características de los prestatarios, lo que sugiere 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 contrapartes hombres.

La lista de opciones fue diseñada en base a múltiples entrevistas presenciales con ejecutivos de cuenta fuera de la muestra, de las cuales seleccionamos los problemas más comunes reportados, los cuales fueron clasificados como estadísticos o basados en el gusto. Las opciones a) y b) se clasifican como problemas relacionados con la discriminación “estadística”, mientras que las tres últimas son problemas relacionados con la discriminación ‘basada en el gusto’.

El cuadro IV indica la distribución de las convicciones por género de cliente. En primer lugar, con respecto a la pregunta sobre los principales problemas con las clientes mujeres, encontramos que cerca del 70% de las respuestas están clasificadas como razones basadas en el gusto (en comparación con el 30% relacionadas con la discriminación estadística). Esto contrasta con el caso de los clientes varones, donde las respuestas son mucho más equilibradas: el 57% están basadas en el gusto y el 43% en la discriminación estadística. Esto sugiere que los ejecutivos de cuenta juzgan de manera distinta a los clientes hombres y a las clientes mujeres. En segundo lugar, la probabilidad de que los ejecutivos de cuenta informen problemas con clientes mujeres basados en estadísticas es 15 puntos porcentuales menor en relación con los clientes hombres, una diferencia considerable que es significativa en el nivel del 1%. La mayor parte de esta diferencia se debe a que los ejecutivos de cuenta informan una mayor proporción de problemas relacionados con las bajas tasas de reembolso entre clientes hombres que entre clientes mujeres, lo que significa que sus convicciones acerca de la capacidad de reembolso de clientes hombres y mujeres concuerdan con las diferencias reales en las tasas de morosidad entre los grupos. Además, en el cuadro V probamos si los ejecutivos de cuenta que identifican problemas relacionados con fuentes basadas en estadísticas al evaluar a clientes mujeres, tienden a discriminar más a las clientes mujeres en lo que respecta a las tasas de respuesta y aprobación, y no encontramos evidencia alguna que apoye dicha afirmación. Por el contrario, la discriminación de género contra las mujeres solicitantes es totalmente impulsada por ejecutivos de cuenta que sostienen que los principales problemas que enfrentan al atender mujeres se basan en el gusto. Esto último da credibilidad a la hipótesis de que la discriminación estadística no es un canal plausible para explicar las diferencias de género en las tasas de aprobación, sino lo más probable es que se deban a prejuicios contra las mujeres basados en el gusto.

### VI.1.2. *Una prueba basada en el tratamiento para detectar la discriminación estadística*

Hemos sugerido que es poco probable que la discriminación estadística sea un mecanismo subyacente de la discriminación de género porque i) entre los problemas más importantes reportados por los ejecutivos de cuenta, aquellos relacionados con convicciones basadas en estadísticas, como la capacidad de pago o la información sobre productos financieros, son más evidentes entre clientes hombres que entre clientes mujeres; y ii) los ejecutivos de cuenta que identifican problemas relacionados con fuentes basadas en estadísticas al evaluar a clientes mujeres, no las discriminan más en términos de respuesta y tasas de aprobación en comparación con los ejecutivos de cuenta cuyas convicciones están basadas en el gusto. Nótese, sin embargo, que se pidió a los ejecutivos de cuenta que informaran ‘el problema más importante.’<sup>41</sup> que se enfrentaban <sup>42</sup>. Más importante aún, aunque los problemas reportados en relación con las bajas tasas de reembolso son más notorios entre los clientes hombres que entre las clientes mujeres (lo cual parece concordar con las diferencias reales en las tasas de morosidad entre los grupos), los ejecutivos de cuenta pueden tener convicciones imprecisas acerca de la capacidad relativa de pago de los hombres frente a las mujeres.

TEsto último exige un enfoque alternativo que nos permita comprobar la presencia de discriminación estadística imprecisa. Por lo tanto implementamos un experimento de información en el que algunos ejecutivos de cuenta fueron asignados de manera aleatoria para leer un párrafo sobre el desempeño de las mujeres prestatarias en relación con los hombres, según lo reportado por la SBIF [2018], así como sobre los costos potenciales asociados con la discriminación de género en el mercado del crédito al consumo. El objetivo es alinear las convicciones de los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje sobre la capacidad de pago de las mujeres (en comparación con los hombres) con la información oficial acerca de sus tasas de reembolso. Un rechazo de la hipótesis nula de que ningún efecto del tratamiento favorece mecanismos (imprecisos) basados en estadísticas<sup>43</sup>.

---

<sup>42</sup>En otras palabras, si bien es cierto que los ejecutivos de cuenta son más propensos a preocuparse principalmente por los problemas de gusto al atender a clientes mujeres, eso no implica que no les importe en absoluto la capacidad de pago de las mujeres.

<sup>43</sup>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 and Sapiro [1993], Bitter and Goodyear-Grant [2017], y Wang and Dovidio [2017]

El experimento se llevó a cabo mientras los ejecutivos de cuenta respondían la encuesta de línea de base. En particular, la mitad de los ejecutivos de cuenta de nuestra muestra fueron asignados de manera aleatoria para que leyeran el siguiente mensaje:

*¿Sabía usted que las prestatarias pagan, en promedio, tasas de interés más altas que los hombres? Un informe reciente publicado por la SBIF (2018) revela que los préstamos aprobados entre las prestatarias son un 47% más bajos que los préstamos aprobados a hombres, pero las mujeres pagan tasas de interés que son, en promedio, un 15% más altas. 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 varones. La discriminación de género contra las mujeres puede tener consecuencias negativas para las mujeres que desean acceder al mercado de crédito al consumo, así como para nuestra economía, ya que podría ser ineficiente y perjudicial para la productividad.*

El mensaje fue publicado al final de la encuesta y se les pidió a los ejecutivos de cuenta que, para poder terminar la encuesta, lo leyeran atentamente y luego declararan si estaban de acuerdo o no con que las mujeres tienen tasas de reembolso más altas que los hombres. Esto aumentó las posibilidades de que las unidades de tratamiento leyesen el mensaje. El mensaje fue sometido a una prueba previa con ejecutivos de cuenta fuera de la muestra, hasta que logró emitir dos observaciones importantes. La primera, el mensaje reconoce que, aunque las mujeres reciben aprobación para préstamos más pequeños y pagan tasas de interés más altas que los hombres, las mujeres son deudoras más confiables que los hombres. La segunda, el mensaje observa los costos de la discriminación de género en cuanto a la eficiencia y productividad de la economía.

La encuesta de línea de base se llevó a cabo dos meses antes de la fecha inicial del experimento; por lo tanto, como recordatorio, se reenvió el mensaje a través de la cuenta de correo electrónico oficial de la CMF a los correos electrónicos de los ejecutivos de cuenta de la muestra un día antes de dar inicio al experimento, aumentando así las posibilidades de que los ejecutivos de cuenta actualizaran sus convicciones en materia de género, 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 párrafo del tratamiento.

Observamos que, con respecto a las tasas de aprobación, los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje discriminaron a las prestatarias casi en la misma medida que los ejecutivos de cuenta del grupo de control (véase el Cuadro VI). Como resultado, las diferencias de control del tratamiento en la discriminación de género son bastante pequeñas e insignificantes, es decir, una mejor información sobre el desempeño de las prestatarias (en comparación con los prestatarios) en cuanto al comportamiento de pago no generó reducciones significativas en las disparidades entre hombres y mujeres en relación con las tasas de respuesta y aprobación. Este resultado se debe, en parte, al hecho de que sólo el 37% de los ejecutivos de cuenta a quienes les fue asignado el mensaje estuvieron de acuerdo con que las tasas de reembolso de las mujeres son más altas que las de los hombres después de leer el mensaje. Esto sugiere que la información utilizada en el tratamiento no logró corregir las convicciones inexactas de los ejecutivos de cuenta, y que es poco probable que la discriminación de género contra las mujeres prestatarias tenga sus raíces en fuentes estadísticas relacionadas con la capacidad de pago. Si bien no podemos descartar la presencia de otras fuentes de discriminación de género basadas en estadísticas más allá del comportamiento de pago, planteamos la hipótesis de que las fuentes basadas en el gusto podrían haber perjudicado el cambio en las convicciones, lo que refuerza la hipótesis de que las diferencias entre mujeres y hombres en las tasas de aprobación en contra de las mujeres son probablemente impulsadas por mecanismos de discriminación basados en el gusto.

Una interpretación alternativa es que los ejecutivos de cuenta ya estaban informados sobre los elementos incluidos en nuestro mensaje, pero esto favorece directamente la hipótesis de que la discriminación de género contra las prestatarias se basa en el gusto. Otra hipótesis es que la información utilizada en el tratamiento fue diseñada erróneamente, es decir, que entregó un mensaje que no todos los ejecutivos de cuenta interpretaron de la manera que esperábamos. De ser así, se violaría el supuesto de excluibilidad, ya que las características no observables de los ejecutivos de cuenta están correlacionadas con la probabilidad de recibir el mensaje correcto y, por lo tanto, los efectos del tratamiento estimados son potencialmente engañosos. Sin embargo, creemos que este no es el caso, ya que precisamente nuestra prueba previa neutralizó esta amenaza potencial. De hecho, como ya mencionamos, el mensaje solo fue entregado hasta que todos los ejecutivos de cuenta que participaron en la prueba previa lo habían entendido como esperábamos. Además,

un último aspecto es el bajo cumplimiento del tratamiento, es decir, si una parte relevante de los ejecutivos de cuenta de la muestra leyeron o no el mensaje. Sin embargo, era necesario leer el mensaje y responder activamente si estaban de acuerdo o no para poder completar la encuesta. También se envió un recordatorio el día anterior a iniciar el experimento. Creemos que todas estas acciones juntas pueden generar un alto grado de cumplimiento del tratamiento.

## VI.2. *Discriminación por gusto*

### VI.2.1. *Una prueba directa de discriminación por gusto*

Los informes subjetivos sobre los principales problemas que enfrentan los ejecutivos de cuenta al atender a clientes de ambos sexos en su mayoría captan sus convicciones sobre el comportamiento de los clientes, pero no sus preferencias de género, que es la medida necesaria para examinar la discriminación por gusto. Por lo tanto, nuestra encuesta a los ejecutivos de cuenta incluye un módulo separado diseñado específicamente para explorar sus preferencias de género. Primero obtenemos preferencias subjetivas de género a través de la siguiente pregunta: “Si usted tuviese la oportunidad de elegir la distribución óptima de clientes hombres y clientes 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 %

Un 28 % de los ejecutivos de cuenta eligió una cartera de clientes compuesta por más hombres que mujeres (es decir, un 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. Obsérvese que la pregunta suscita preferencias subjetivas de género, que pueden o no estar alineadas con sus preferencias reveladas sobre el género del cliente. En segundo lugar, la opción indicada 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, es decir, basándose puramente en los atributos estadísticos de los clientes potenciales, pero también pueden elegir la misma distribución por razones basadas en el gusto, que no tienen nada que ver con los objetivos de maximización de los beneficios.

Analizamos hasta qué punto nuestra medida subjetiva de las preferencias de género es un buen indicador de la discriminación de género basada en el gusto (en contraposición a la estadística), explorando en primer lugar si esta medida está correlacionada con las convicciones de los ejecutivos de cuenta acerca de los principales problemas a los que se enfrentan al atender a clientes hombres y mujeres. Curiosamente, observamos que los ejecutivos de cuenta pro-hombres (es decir, aquellos que eligieron una cartera de clientes compuesta por más hombres que mujeres) tienen un 9% más probabilidades de reportar que el principal problema que enfrentan al tratar con clientes mujeres está basado en el gusto, en comparación con los ejecutivos de cuenta no pro-hombres (significativo al nivel del 5%). Por el contrario, la fuente del principal problema que enfrentan los ejecutivos de cuenta al tratar con clientes varones no está correlacionada con sus preferencias de género (resultados disponibles a solicitud). Sin embargo, estas son solo correlaciones entre dos indicadores subjetivos. Además, las llamadas razones "basadas en el gusto" pueden capturar costos operativos adicionales que los ejecutivos de cuenta tienen en cuenta al procesar las solicitudes. De ser así, entonces nuestro indicador pro-hombres se correlaciona con razones "basadas en el gusto" contra las prestatarias, no exclusivamente por medio de un desagrado intrínseco por las mujeres, sino mediante una combinación de motivos de gusto y estadísticos, lo que naturalmente confunde su validez de constructo.

Un planteamiento más sólido es emplear un enfoque de preferencia revelada y someter a prueba experimental nuestra medida subjetiva pro-hombres para ver si está correlacionada con las preferencias de género obtenidas mediante elecciones de género reales. Para ello, 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 hipotética por participar en la encuesta, 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 le pidió al ejecutivo de cuenta que decidiera si donaría 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 ficti-

cios<sup>44,45</sup>. Básicamente, 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 no a otras fuentes de discriminación, lo que proporciona una prueba de preferencia revelada para determinar la validez de nuestra medida subjetiva en cuanto a preferencias de género.

El cuadro VII muestra los resultados de toda la muestra y luego separados por género del ejecutivo de cuenta. El 64 % de los ejecutivos de cuenta decidieron donar el segundo boleto al colega ficticio asignado aleatoriamente, pero el hecho de que el nombre del donatario fuera femenino o masculino no cambió la decisión de donar en absoluto (véase la columna 1). No se encontró evidencia de efectos heterogéneos entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres y los no pro-hombres. Sin embargo, encontramos gran heterogeneidad al analizar por separado las muestras de los ejecutivos de cuenta hombres y mujeres. Entre los ejecutivos de cuenta hombres, los individuos pro-hombres tienen entre 21 y 25 puntos porcentuales más probabilidades de donar el segundo boleto que sus contrapartes no pro-hombres si el nombre del donatario es masculino, pero entre 29 y 36 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 nulos en el caso de las ejecutivas de cuenta. En general, esta evidencia sugiere que es más probable que los ejecutivos de cuenta hombres revelen sus preferencias de género basadas en el gusto contra las clientes mujeres a que lo hagan sus homólogas mujeres

**Implementación de la prueba directa.** Según nuestro plan de análisis previo, proponemos probar si la discriminación por gusto es un mecanismo plausible que impulsa las diferencias entre hombres y mujeres en las tasas de aprobación de préstamos estimando los efectos heterogéneos de la discriminación de género en las solicitudes de préstamo asignadas a ejecutivos de cuenta pro-hombres y no pro-hombres. Primero probamos la muestra colectiva de ejecutivos de cuenta y

---

<sup>44</sup>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.

<sup>45</sup>A fin de evitar desinformaciones, se les dijo a los ejecutivos de cuenta que su decisión de "donar o no.<sup>era</sup> completamente anónima, y confidencial, por lo tanto, su reputación no se vería afectada.

luego replicamos el ejercicio por género del ejecutivo de cuenta<sup>46</sup>.

El cuadro VIII muestra los resultados. En términos de tasas de respuesta, casi no encontramos efectos de discriminación de género, 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. En cuanto a las tasas de aprobación, la situación es diferente. Si observamos los efectos por tipo de preferencias de género, encontramos que los que más discriminan a las mujeres solicitantes 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 entre un 48 % y un 56 % menor en relación con la tasa de aprobación de las solicitudes de préstamo presentadas por hombres. En cambio, la diferencia entre hombres y mujeres en la tasa de aprobación entre los ejecutivos de cuenta no pro-hombres es del 3,7 % a favor de los hombres, un pequeño e insignificante efecto de discriminación. Comparando por tipo de preferencias de género, encontramos que la discriminación de género contra las mujeres solicitantes es entre un 30 % y un 32 % mayor entre los ejecutivos de cuenta hombres pro-hombres que entre los no pro-hombres, una diferencia que es estadísticamente significativa en el nivel del 5 % para una prueba unilateral<sup>47</sup>. El panel (a) de los Gráficos III y IV ilustran este resultado.

**Efectos heterogéneos por género del ejecutivo de cuenta.** El experimento sugiere que las fuentes de discriminación basadas en el gusto son más probables entre los ejecutivos de cuenta hombres que son pro-hombres. Por lo tanto, analizamos la discriminación de género por género del ejecutivo de cuenta y luego replicamos el ejercicio combinando el género y el tipo de preferencias de género (véase el Cuadro IX). En primer lugar, en términos de tasas de respuesta, encontramos que la discriminación contra las mujeres ocurre principalmente entre los ejecutivos de cuenta hombres. Entre las solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta hombres, es 6,8 puntos porcentuales menos probable que las presentadas por mujeres sean respondidas en comparación con las solicitudes de préstamo presentadas por hombres. Esto es considerablemente mayor en

---

<sup>46</sup>Como se detalla en el plan de análisis previo, esperamos que los ejecutivos de cuenta pro-hombres discriminen más a las mujeres prestatarias en comparación con sus homólogos no pro-hombres y así reportar pruebas unilaterales de la hipótesis nula de que el efecto de interacción entre el género del cliente y la variable ficticia pro-hombres es mayor a cero.

<sup>47</sup>Nótese que la variable ficticia pro-hombres está desequilibrada entre los géneros de los solicitantes, lo que explica la reducción en el tamaño del efecto desde -0,194 en el modelo simple, considerando solo a los ejecutivos de cuenta pro-hombres (un modelo de regresión que no puede emplear una variable ficticia pro-hombres) hasta -0,115 en el modelo de efectos heterogéneos (que controla a los ejecutivos de cuenta pro-hombres).

comparación con los efectos de discriminación casi nulos encontrados en la muestra de solicitudes de préstamo enviadas a ejecutivas de cuenta mujeres.

En cuanto a las tasas de aprobación, encontramos que tanto los ejecutivos de cuenta como las ejecutivas de cuenta discriminan negativamente a las prestatarias. Sin embargo, las diferencias de género son mayormente significativas para la muestra de ejecutivas de cuenta mujeres (véase el valor  $p$  para la prueba unilateral). Esto no se debe a diferencias en el orden de la magnitud de los efectos de género, sino puramente al mayor poder estadístico en la muestra de ejecutivas de cuenta mujeres, cuyo tamaño de muestra es casi el doble que el de los hombres. De hecho, como se muestra en las regresiones de la muestra completa, el coeficiente de interacción es cercano a cero y nunca es estadísticamente significativo a niveles convencionales.

El cuadro X amplía el análisis anterior y muestra efectos heterogéneos por género y preferencias de género del ejecutivo de cuenta. De acuerdo con nuestra medida sobre la preferencia de género revelada, encontramos que la mayor parte de la discriminación contra las mujeres prestatarias proviene de los ejecutivos de cuenta hombres que son pro-hombres, precisamente aquellos que muestran la mayor discriminación contra las mujeres en el experimento de los boletos. En particular, encontramos que las diferencias entre hombres y mujeres con respecto a las tasas de aprobación y de respuesta son entre un 10% y un 88% mayores entre los ejecutivos de cuenta hombres pro-hombres en comparación con las ejecutivas de cuenta pro-hombres, respectivamente (véase la interacción triple). Este no es el caso de los ejecutivos de cuenta no pro-hombres, donde las diferencias entre mujeres y hombres son mucho menores y no varían significativamente entre los géneros de los ejecutivos de cuenta (véase la interacción  $\text{Mujer} \times (\text{Ejecutivo de cuenta es hombre})$ ). El panel (b) de los Gráficos III y IV ilustra estos resultados.

En general, nuestra evidencia es coherente con evidencia reciente que muestra que las ejecutivas de cuenta son menos propensas a hacer excepciones al evaluar solicitudes de préstamo y más propensas a seguir las recomendaciones del banco (Montalvo and Reynal-Querol [2019]). También, Beck et al. [2013] muestra que los préstamos revisados y supervisados por ejecutivas de cuenta tienen menos probabilidades de caer en mora que los préstamos manejados por hombres (efecto que no puede explicarse por la selección de prestatarios o ejecutivos de cuenta ni por las diferencias en la selección, la carga de trabajo y la experiencia), lo que sugiere que las ejecutivas de cuenta discriminan menos los atributos no relacionados con la capacidad de reembolso que sus homólogos

masculinos. Por último, existe una extensa bibliografía en el campo de la economía feminista que sugiere 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 (véase [Schmitt et al. \[2002\]](#), [Figart \[2005\]](#), [Delavande and Zafar \[2013\]](#), entre muchos otros).

### VI.2.2. Una prueba basada en un modelo para la discriminación de género

Esta sección desarrolla un marco teórico que caracteriza la forma en que las fuentes de discriminación basadas en el gusto y en las estadísticas interactúan en un modelo de decisión de préstamos a nivel de los ejecutivos de cuenta. El modelo es útil porque nos permite derivar una prueba indirecta para descubrir si la discriminación de género es estadística o basada en el gusto, una prueba que no depende de mediciones de convicciones de género o de preferencias de género, sino principalmente de heterogeneidades en el monto de las solicitudes de préstamo, y por lo tanto sirve como una verificación de la robustez para verificar la validez estadística de los resultados mostrados en las secciones anteriores.

**Esquema.** Un ejecutivo de cuenta típico es una persona que toma decisiones neutrales frente al riesgo a la hora de aprobar o rechazar una solicitud de préstamo presentada por un individuo  $i$  del grupo de género  $g = (male; female)$ , para lo cual utiliza una regla de decisión de costo-beneficio de la fórmula:

$$\hat{p}(q_{i,g})W(L_{i,g}(1 + r^*(q_{i,g}))) \leq (1 - \hat{p}(q_{i,g}))W(L_{i,g}) + W(\phi L_{i,g}) + C_1(\hat{p}(q_{i,g})r^*(q_{i,g})) + C_2(\delta_g, L_{i,g}),$$

donde  $\hat{p}$  es la probabilidad prevista de reembolso asociada con el solicitante del préstamo  $i$ , que depende positivamente de su calidad como prestatario potencial,  $q_{i,g}$ .  $L_{i,g}$  es el monto del préstamo solicitado, y  $r^*(q_{i,g})$  la tasa de interés óptima y las comisiones que se cobran por el préstamo en caso de aprobación. La utilidad de amortización está constituida por el beneficio asociado con la recepción del monto del préstamo más el beneficio marginal que genera la tasa de interés.

En cuanto a los costos, es posible que el ejecutivo de cuenta no obtenga el reembolso del préstamo, pero también existe un costo de oportunidad por aprobar la solicitud de préstamo, que es independiente de la probabilidad de reembolso y se expresa como una proporción,  $\phi$ , del monto del préstamo. Suponemos que la tasa de interés  $r(q_{i,g})$  depende negativamente del  $q_{i,g}$ , de modo que

cuanto mayor sea la calidad del solicitante, menor será la tasa de interés ofrecida. A los ejecutivos les interesa que los solicitantes sean de alta calidad, ya que estos son más propensos a reembolsar los préstamos. Dado que ofrecer una tasa de interés relativamente alta puede llevar al rechazo del préstamo por parte del prestatario, incluimos una función de costo de fidelidad,  $C_1$ , que depende positivamente de  $r^*(q_{i,g})$ . Por último,  $\delta_g$  es un parámetro de pérdida de utilidad asociado con el desagrado por los solicitantes del grupo  $g$ , con  $C_2(\delta_g, L_{i,g})$  el costo relacionado basado en el gusto de aprobar un préstamo de un solicitante del grupo  $g$ , y por lo tanto no depende de  $r^*(q_{i,g})$ .

Para la discriminación estadística, suponemos que  $\hat{p}$  es una función lineal de los atributos observables de la solicitud de préstamo y de los atributos inobservables asociados con los solicitantes del grupo  $g$ , de manera que  $\hat{p} = q_{i,g} + \epsilon_g$ . Nótese que los atributos inobservables están sujetos a un error de previsión por parte del ejecutivo de cuenta y se expresan como una desviación de la verdadera probabilidad de reembolso,  $p$ , de manera que  $\epsilon_g = \hat{p} - p$ , con  $\mathbf{E}(\epsilon_g) = \mu_g$ . El ejecutivo de cuenta puede sobreestimar o subestimar la calidad del solicitante. Si  $\hat{p} > p$ , el solicitante será evaluado como más propenso a pagar los préstamos de lo que realmente es.

Por último, suponemos que  $W(\cdot)$ ,  $C_1(\cdot)$ , y  $C_2(\cdot)$  son todas funciones de utilidad no decrecientes y regulares.  $W(\cdot)$  es estrictamente cóncava, mientras que  $C_1(\cdot)$  y  $C_2(\cdot)$  son funciones estrictamente convexas. La función de beneficio es:

$$B(r^*) = \hat{p}(q_{i,g})W(L_{i,g}(1+r^*(q_{i,g}))) - (1-\hat{p}(q_{i,g}))W(L_{i,g}) - W(\phi L_{i,g}) - C_1(\hat{p}(q_{i,g})r^*(q_{i,g})) - C_2(\delta_g, L_{i,g}),$$

y el problema del ejecutivos de cuenta es encontrar  $r^*(q_{i,g})$  de manera que:

$$r^*(q_{i,g}) \in \arg \max_{r^* \in (0,1)} \mathbb{E}(B(r^*)).$$

Vamos a considerar que  $W(x) = \frac{1-e^{-\lambda x}}{\lambda}$ ,  $C_1(x) = \frac{e^{\eta x}-1}{\eta}$ , y  $C_2(\delta_g, L_{i,g}) = \frac{\delta_g}{\sqrt{L_{i,g}}}$ . Sabemos que  $\mathbb{E}(\epsilon_g) = \mu_g$ . Obsérvese también que  $\epsilon_g \approx 0$ , de manera que usando la aproximación de Taylor de primer orden en cero<sup>48</sup>, tenemos que  $\mathbb{E}(C_1(\hat{p}(q_{i,g})r^*(q_{i,g}))) \approx \frac{e^{\eta(q_{i,g}+\mu_g)r^*(q_{i,g})}-1}{\eta}$ . Definiendo

---

<sup>48</sup>Consulte el Apéndice C para ver las evidencias.

$\alpha_{i,g} = q_{i,g} + \mu_g$ , se deduce que:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(B(r^*)) &= \alpha_{i,g} \left( \frac{1 - e^{-\lambda L_{i,g}(1+r^*(q_{i,g}))}}{\lambda} \right) - (1 - \alpha_{i,g}) \left( \frac{1 - e^{-\lambda L_{i,g}}}{\lambda} \right) \\ &\quad - \left( \frac{1 - e^{-\lambda \phi L_{i,g}}}{\lambda} \right) - \left( \frac{e^{\eta \alpha_{i,g} r^*(q_{i,g})} - 1}{\eta} \right) - \frac{\delta_g}{\sqrt{L_{i,g}}}. \end{aligned}$$

Resolviendo  $r^*(q_{i,g}) \in (0, 1)$  obtenemos una solución de forma cerrada de la fórmula<sup>49</sup>:

$$r^*(q_{i,g}) = \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g}}$$

Describimos la dependencia de  $r^*(q_{i,g})$  en  $q_{i,g}$ ,  $L_{i,g}$  y  $\mu_g$ . Las derivadas están dadas por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial r^*(q_{i,g})}{\partial q_{i,g}} &= -\eta \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{(\lambda L_{i,g} + \eta(q_{i,g} + \mu_g))^2} < 0, \\ \frac{\partial r^*(q_{i,g})}{\partial \mu_g} &= -\eta \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{(\lambda L_{i,g} + \eta(q_{i,g} + \mu_g))^2} < 0, \\ \frac{\partial r^*(q_{i,g})}{\partial L_{i,g}} &= \frac{\left(\frac{1}{L_{i,g}} - \lambda\right) \eta(q_{i,g} + \mu_g) - \lambda(\log(L_{i,g}) - 1)}{(\lambda L_{i,g} + \eta(q_{i,g} + \mu_g))^2} \leq 0. \end{aligned}$$

Nuestro modelo se comporta bien. Como se esperaba,  $r^*(q_{i,g})$  está disminuyendo en  $q_{i,g}$  y  $\mu_g$  de manera que las condiciones de crédito ofrecidas mejoran a medida que aumenta la calidad esperada del solicitante. Además, existe  $e < L^* < \frac{1}{\lambda}$ , de manera que la tasa de interés óptima aumenta en  $L_{i,g}$  si y solo si  $L_{i,g} \leq L^*$ .

TEL motivo central del ejercicio de modelación es predecir cómo cambia la probabilidad de aceptación/rechazo de una solicitud de préstamo a medida que variamos los parámetros de discriminación  $\delta$  y  $\mu_g$ . Las derivadas correspondientes se calculan a continuación:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathbb{E}(B(r^*(q_{i,g})))}{\partial \delta_g} &= -\frac{1}{\sqrt{L_{i,g}}} < 0 \\ \frac{\partial \mathbb{E}(B(r^*(q_{i,g})))}{\partial \mu_g} &= \frac{1 - e^{-\lambda(1+r^*(q_{i,g}))L_{i,g}}}{\lambda} + \frac{1 - e^{-\lambda L_{i,g}}}{\lambda} \\ &\quad + \alpha_{i,g} L_{i,g} \frac{\partial r^*(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{-\lambda(1+r^*(q_{i,g}))L_{i,g}} + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r^*(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{\eta \alpha_{i,g} r^*(q_{i,g})} > 0 \end{aligned}$$

<sup>49</sup>Los detalles de las condiciones necesarias y suficientes para garantizar una solución interior se pueden encontrar en el Apéndice C. A partir de ahora, supondremos que  $\lambda \in (\frac{10}{11e}, \frac{1}{e})$

En primer lugar, notamos que la derivada en  $\delta_g$  es negativa ya que el ejecutivo de cuenta es consciente de que su animadversión contra el grupo  $g$  no está maximizando el beneficio, que se percibe como un costo. Sin embargo, el costo de la discriminación por gusto está disminuyendo en  $L_{i,g}$ . En particular, los préstamos de mayor cuantía contribuyen en mayor medida a la cartera de acciones gestionada por el ejecutivo de cuenta, lo que aumenta sus incentivos monetarios, ya que la compensación suele estar vinculada al monto total aprobado. Además, los costos de administración de préstamos suelen ser fijos en todos los montos de préstamos, por lo que los préstamos más grandes implican un costo promedio más bajo. Como resultado, los préstamos más grandes se perciben como más rentables que los más pequeños y, por lo tanto, el costo psicológico de discriminar a un grupo determinado de prestatarios en función de los atributos basados en el gusto disminuirá a medida que aumente la cuantía del préstamo.

En segundo lugar, la derivada con respecto a  $\mu_g$  es positiva, lo que significa que la discriminación estadística positiva a favor de los solicitantes del grupo  $g$  siempre aumentará sus posibilidades de aprobación de préstamo. Esto se debe a que un cliente de mayor calidad esperada aumenta su tasa de pago prevista, un efecto que compensa con creces el efecto decreciente de  $\mu_g$  sobre  $r^*(q_{i,g})$ .

**Simulación.** Los Gráficos V y VI ilustran cómo el beneficio previsto para el ejecutivo de cuenta varía entre  $q_{i,g}$  y  $L_{i,g}$ , y cómo esta variación cambia dependiendo de la forma como discriminan los ejecutivos de cuenta. A efectos de simulación, suponemos que  $\lambda = 0,3344$ ,  $\eta = 4$ , y  $\phi = 0,1$ .

Primero observamos que  $\mathbb{E}(B(r^*(q_{i,g})))$  aumenta con  $q_{i,g}$ , como se esperaba. Sin embargo, diferentes parámetros de discriminación pueden generar distintos resultados de decisión. Por ejemplo, para una solicitud de préstamo presentada por un solicitante del grupo  $g$  con  $q_{i,g} \in (0,44; 0,49)$  (véase el Gráfico V, panel (a)), un ejecutivo de cuenta con un gran desagrado por los solicitantes del grupo  $g$  ( $\delta = 0,4$ ) rechazará la solicitud de préstamo, pero el ejecutivo de cuenta más neutral ( $\delta = 0,1$ ) la aceptará. El grado de discriminación se refleja en las diferencias de calidad requeridas para aprobar el préstamo en cada margen ( $\Delta_q = 0,49 - 0,44 = 0,05$  unidades de calidad en nuestro ejemplo). Del mismo modo, si se considera el panel (b), para dos ejecutivos de cuenta con diferentes predicciones sobre la calidad de un solicitante del grupo  $g$ , es más probable que el que tiene una  $\mu_g$  más alta acepte la solicitud de préstamo en comparación con el que tiene una  $\mu_g$  más baja.

El caso de  $L_{i,g}$  contra  $\mathbb{E}(B(r^*(q_{i,g})))$  es ligeramente diferente. En este caso, el beneficio previsto tampoco disminuye con respecto a la cuantía del préstamo, pero el tamaño del efecto de

discriminación contra los solicitantes del grupo  $g$  evoluciona de manera distinta en función de  $L_{i,g}$  dependiendo de si la fuente de discriminación es el gusto o la estadística. Bajo la discriminación por gusto (Gráfico VI, panel (a)), los préstamos más grandes reducen el grado de discriminación entre los grupos. Como se mencionó anteriormente, los préstamos más grandes se perciben como más rentables que los más pequeños, por lo tanto, cuanto más grande sea la cuantía del préstamo, más costoso será discriminar a raíz de los atributos basados en el gusto. Esto se ilustra en el área decreciente entre las dos curvas a medida que  $L_{i,g}$  aumenta. A medida que esta área disminuye, también lo hace la posibilidad de que para un préstamo de una cuantía determinada los ejecutivos de cuenta de alto y bajo nivel de discriminación discrepen sobre si aceptar o rechazar la solicitud de préstamo. Por el contrario, el grado de discriminación asociado con las fuentes estadísticas aumenta con la cuantía del préstamo (Gráfico VI, panel (b)). De hecho, a medida que el área entre las curvas se expande con  $L_{i,g}$ , también lo hace la probabilidad de que los funcionarios de alto y bajo nivel de discriminación discrepen sobre la decisión de aceptar o rechazar la solicitud de préstamo de determinada cuantía, y esto se debe a que los errores de predicción en la tasa de reembolso son más costosos cuando los préstamos son más grandes.

**Implementando una prueba basada en un modelo.** Nuestro modelo predice que a medida que las solicitudes de préstamo aumentan en cuantía, la probabilidad de discriminación por gusto disminuye, mientras que la probabilidad de discriminación basada en las estadísticas aumenta. Dado que los efectos siguen direcciones opuestas, tomamos esto como una suposición de identificación que nos permite implementar una prueba indirecta para desentrañar las fuentes de discriminación. La prueba es sencilla. Examinamos si las diferencias con respecto a las tasas de aprobación entre hombres y mujeres tienden a disminuir en la distribución de los montos de los préstamos solicitados, es decir, si los préstamos de mayor cuantía reducen las diferencias de género contra las mujeres. El rechazo de la hipótesis nula de que no hay diferencias en los efectos del monto del préstamo solicitado con respecto a las diferencias de género favorece los mecanismos basados en el gusto. Nótese que la cuantía del préstamo solicitado se asignó aleatoriamente entre las solicitudes y, por lo tanto, el diseño garantiza la validez interna de la prueba.

Comenzamos examinando estas hipótesis gráficamente (véanse los gráficos VII y VIII). En primer lugar, las diferencias en las tasas de respuesta entre hombres y mujeres no varían en absoluto a medida que pasamos de montos de préstamos más pequeños a montos más grandes. Sin embargo,

la discriminación de género en las tasas de aprobación contra las prestatarias es notablemente mayor en los préstamos por debajo de la cantidad media (USD 7.500), lo que concuerda con la hipótesis basada en el gusto. Probamos si estas diferencias son estadísticamente significativas en el cuadro XI. En comparación con los préstamos solicitados de USD 7.500 o más, la probabilidad de ser aprobados es 25 % mayor para los préstamos por debajo de ese umbral. La diferencia es aún mayor cuando se utiliza un umbral inferior a los USD 4.500 en lugar de USD 7.500. Luego, al comparar las diferencias de medias entre mujeres y hombres con respecto a las tasas de aprobación, encontramos que la discriminación contra las prestatarias aumenta a medida que disminuye el monto del préstamo solicitado. En comparación con los montos de préstamos solicitados de USD 7.500 o más, el diferencial en las tasas de aprobación entre hombres y mujeres es un 19 % mayor (en términos de la tasa de aprobación de las solicitudes de hombres) para los montos de préstamos solicitados inferiores a USD 7.500 los efectos son robustos en todos los modelos, pero solo son significativos al nivel del 10 %. Cuando se utiliza un umbral inferior a los USD 4.500, los efectos son ligeramente mayores (en valor absoluto), aunque ya no son significativos<sup>50</sup>. En general, estos resultados refuerzan el mecanismo basado en el gusto para explicar la discriminación de género<sup>51</sup>.

## VII. Discusión de políticas

**Costos económicos de la discriminación.** 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 perjudica la rentabilidad de los bancos. Examinamos los beneficios no percibidos (FP, por sus siglas en inglés) calculando el valor actual neto (NVP, por

---

<sup>50</sup>Según nuestro plan de análisis previo, reportamos valores  $p$  para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que el efecto de discriminación contra las mujeres aumenta (en valor absoluto) en el monto del préstamo solicitado, i.e.,  $H_0 : \beta_{inter} \leq 0$ . Sin embargo, a la luz de nuestros resultados, está claro que nuestra probabilidad a priori avanzó en dirección contraria.

<sup>51</sup>Como prueba de robustez, analizamos más a fondo si los efectos del tratamiento derivados del experimento de información detallado en el apartado anterior son heterogéneos por subgrupos del monto del préstamo solicitado. El ejercicio es útil en el sentido de que el tratamiento de información es una variación exógena de  $\mu_g$ , que afecta las predicciones de los ejecutivos de cuenta sobre la calidad de las solicitudes de préstamo. Hipotéticamente, las unidades a quienes les fue asignado el mensaje tienen ahora una mejor opinión de la capacidad de pago de las mujeres en relación con las unidades de control, es decir, las solicitudes de mujeres que fueron recibidas por las unidades a quienes les fue asignado el mensaje son ahora clasificadas con mayor  $\mu_g$  que otras solicitudes similares de mujeres recibidas por las unidades de control. Dado que nuestro modelo predice que el efecto de  $\mu_g$  en la probabilidad de aceptación aumenta con la cuantía del préstamo, rechazar la nulidad de los efectos del tratamiento no heterogéneos apoyaría la hipótesis de la discriminación estadística. Sin embargo, no encontramos evidencia de efectos distintos a cero para los préstamos solicitados por encima y por debajo del umbral medio de USD 7.500, rechazando la hipótesis de discriminación estadística. Estos resultados están disponibles a solicitud.

sus siglas en inglés) de los beneficios adicionales que los bancos hubiesen obtenido si, en ausencia de racionamiento del crédito, los ejecutivos de cuenta no hubiesen discriminado basándose en el género de los solicitantes.

Esto 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 rechazada<sup>52</sup>. Luego agrupamos las observaciones de cada una de las nueve posibles combinaciones de monto y plazo del préstamo consideradas en nuestro experimento, y usamos el *pscore* 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 hombres. Luego, dentro de cada categoría monto-plazo, identificamos las solicitudes discriminadas como aquellas que están por encima del percentil 91 de la distribución del *pscore* de las solicitudes rechazadas presentadas por mujeres. Dado que estamos comparando cada una de las solicitudes de mujeres rechazadas con las solicitudes de hombres aprobadas más cercanas, dentro de cada categoría monto-plazo, la tasa de interés ofrecida para la solicitud de hombres correspondiente, sirve como la tasa de interés contrafactual que una prestataria hubiese obtenido si su solicitud hubiese sido aprobada. Utilizamos este contrafactual para estimar los beneficios no percibidos.

Específicamente, para  $n$  solicitudes discriminadas de un préstamo de un período los beneficios no percibidos pueden calcularse como  $FP_0 = \sum_{i=1}^n \hat{p}_i L_i (r_i - \phi) + (1 - \hat{p}_i) L_i (r_i - \phi)$ , donde  $p_i$  representa la probabilidad de reembolso,  $L_i$  es el monto del préstamo, y  $r_i - \phi$  es la diferencia entre la tasa de interés anual que el banco hubiese cobrado en caso de aprobación y el costo de oportunidad de préstamos. Asimismo, para un plazo de préstamo de  $t$  años, el NVP puede expresarse como  $NPV_{FP} = FP_0 + \sum_{t=1}^{T-1} \frac{1}{(1+\phi)^t} \sum_{i=1}^n \hat{p}_i L_i t_i (r_i - \phi) + (1 - \hat{p}_i) L_i t_i (r_i - \phi)$ .

---

<sup>52</sup>La especificación de la regresión del *pscore* incluye las mismas variables utilizadas en el análisis de regresión de la Sección V.

Conocemos  $L_i$ ,  $t$ , y  $r_i$ , que es la información que se adjunta a cada solicitud aprobada.  $\hat{p}_i$  es estimado utilizando datos de la CMF que contienen el universo de las transacciones de crédito al consumo en 2018, a partir del cual calculamos la proporción de préstamos asignados a mujeres que no son declarados como préstamos morosos de  $>90$  días (i.e., préstamos declarados en mora por la regulación chilena), y hacemos esto con cada uno de los nueve tipos de préstamos para obtener la distribución de  $\hat{p}_i$  entre los distintos tipos de préstamos. Por último, suponemos que es la tasa de interés interbancaria anual (TIB) sugerida por el Banco Central de Chile hasta julio de 2019.

Nuestro NVP estimado de beneficios no percibidos asciende a 1,2 millones de dólares, lo que representa el 9,9% de los beneficios previstos de los préstamos aprobados en nuestra muestra. Es decir, no se obtuvo una décima parte de los beneficios previstos debido a la discriminación de género contra las mujeres solicitantes. Además, por cada mujer solicitante rechazada por discriminación, el promedio de beneficios no percibidos es de USD 13.400 por año.

Por último, pero no menos importante, realizamos un cálculo de beneficios no percibidos a nivel de la industria. Utilizamos datos administrativos sobre el universo de las solicitudes de préstamo, con montos que oscilan entre USD 1.500 y USD 13.500 presentadas por mujeres solicitantes de entre 25 y 35 años de edad en 2018, que no eran clientes del banco en el momento de la solicitud. Esto representa un total de 65.000 solicitudes, 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 habrían sido aprobadas si hubiesen sido presentadas por hombres. Entonces, hay aproximadamente  $65,000 \times 0.55 \times 0.09 \approx 3,200$  solicitudes presentadas por mujeres que fueron rechazadas pero que hubiesen sido aceptadas si hubiesen sido presentadas por hombres. Para un beneficio no percibido per cápita promedio de USD 13.400, la discriminación de género tuvo un costo para la industria de cerca de USD 43 millones al año. Curiosamente, esto equivale al costo anual de la contratación de 1.500 ejecutivos de cuenta, es decir, el 18% del número total de ejecutivos de cuenta que trabajan en el sistema bancario chileno<sup>53</sup>.

**Perspectiva de las políticas.** WSi bien se ha demostrado que el desarrollo económico está correlacionado positivamente con una menor desigualdad de género, es posible que no queramos esperar pacientemente a que el problema de la desigualdad de género se resuelva por sí solo a través

---

<sup>53</sup>Hay aproximadamente 8,500 ejecutivos de cuenta en Chile, que ganan un promedio de USD 27.500 al año.

del crecimiento económico (Jayachandran (2015)). En esta sección discutimos las posibles vías para ayudar a eliminar la disparidad entre hombres y mujeres en el acceso a los préstamos al consumo. Comenzamos analizando la heterogeneidad de los efectos de la discriminación de género en los bancos y encontramos variaciones sustanciales (véase el Gráfico IX). En lo que se refiere a las tasas de respuesta, tres de cada nueve bancos muestran estimaciones de puntos negativos (discriminación contra las mujeres), mientras que cuatro de cada nueve bancos muestran estimaciones de puntos positivos (discriminación a favor de las mujeres). Sin embargo, la evidencia no es significativa en todos los casos. El caso de las tasas de aprobación es diferente. Casi la mitad de los bancos discrimina a las mujeres, mientras que solo un banco discrimina a favor de ellas. La pregunta clave aquí es si las diferencias entre bancos en cuanto a la discriminación de género se deben a las políticas específicas de cada banco que regulan el tratamiento de los clientes de ambos sexos o si se deben a las diferencias en el nivel de competencia entre los mercados en donde operan los bancos.

*Políticas de contratación.* Nuestra evidencia no revela cuánta influencia tienen los ejecutivos de cuenta (en relación con las políticas bancarias) en los resultados de préstamos. Por ejemplo, la discriminación de género puede ser mayor en determinado banco porque a sus ejecutivos de cuenta les desagradan más las mujeres que los hombres, pero no necesariamente porque las políticas específicas a nivel del banco discriminen a las clientes mujeres. En ese caso, las políticas de contratación son importantes. Utilizamos la encuesta de línea de base que realizamos entre los ejecutivos de cuenta para examinar hasta qué punto las características de los ejecutivos de cuenta están relacionadas con las estimaciones de discriminación de género dentro de cada banco. Exploramos una serie de aspectos, incluyendo el género, el perfil de edad, los años de experiencia en el sector bancario, el grado de educación y la generosidad. No encontramos correlación alguna entre el tamaño del efecto específico de la discriminación de género en los bancos y las características de los ejecutivos de cuenta, excepto por el género (resultados disponibles a solicitud). Conforme a nuestros hallazgos en la Sección VI, observamos que los bancos con una mayor proporción de ejecutivos de cuenta hombres están asociados con una mayor discriminación contra las mujeres, tanto en términos de respuesta como en las tasas de aprobación. Los gráficos X y XI ilustran este resultado.

Es probable que la mayor parte de dicha correlación sea impulsada por ejecutivos de cuenta hombres pro-hombres, por ello, probablemente sería una estrategia rentable para los bancos eva-

luar las actitudes y preferencias de género de los hombres que solicitan empleo para reducir la discriminación de género. Por otra parte, la automatización del proceso de evaluación mediante el uso de algoritmos que limiten la influencia de los ejecutivos de cuenta en la decisión final también podría ser beneficiosa para reducir la discriminación, aunque esto podría ser a costa de disminuir la fidelidad de los clientes, algunos de los cuales podrían buscar servicios bancarios en los que la relación con los ejecutivos de cuenta sea más personal y, por lo tanto, potencialmente más segura.

*Discriminación y competencia.* Los bancos ubicados a la derecha de la distribución (los que discriminan positivamente a las mujeres) bien podrían ser bancos especializados en préstamos al consumo y dirigidos a mujeres prestatarias, lo que en parte evita la discriminación contra las mujeres. Siempre que los bancos tengan rendimientos constantes a escala y que los hombres y las mujeres estén igualmente cualificados (es decir, que las solicitudes de préstamo presentadas por hombres y por mujeres sean igualmente rentables), debemos esperar que la discriminación de género disminuya a medida que la fracción de bancos del nicho pro-mujeres aumente su participación en el mercado. Esto, sin embargo, a costa de la segregación del mercado. Por el contrario, el aumento de la competencia entre bancos debería conducir al mismo resultado de mercado sin segregación (Becker (1957, 1993)). Pero ¿discriminan menos los bancos en los mercados menos concentrados?

Analizamos esta pregunta probando si la diferencia promedio en relación con las tasas de respuesta y aprobación entre hombres y mujeres en un municipio determinado cambia a medida que aumenta la concentración del mercado en dicho municipio. La concentración del mercado se mide a nivel municipal mediante el Índice Herfindahl- Hirschman como  $HHI_{k=1}^K s_k^2$ , donde  $s_k$  es el número de sucursales locales propiedad del banco  $k$  dividido por el número total de sucursales del banco en un municipio determinado<sup>54</sup>. Cuanto mayor sea el índice HHI, más concentrado estará el mercado. El índice oscila entre 0 y 10, 000, En nuestra muestra, la mediana del Índice HHI en los municipios es 1.467, y analizamos cómo varía la discriminación de género en los municipios con bajos niveles de concentración del mercado (por debajo de la media) frente a altos niveles de concentración del mercado (por encima de la media).

El Cuadro XII muestra los resultados. No encontramos ninguna diferencia en términos de discriminación de género en las tasas de respuesta entre los municipios con alta concentración del

---

<sup>54</sup>Nuestros resultados son robustos con el mismo índice medido a nivel regional.

mercado versus aquellos con baja. Sin embargo, las diferencias en las tasas de aprobación entre hombres y mujeres son algo mayores en los municipios con alta concentración del mercado, donde la discriminación de género contra la mujer se sitúa entre 2,4 y 4,6 puntos porcentuales más en comparación con los municipios con altos niveles de competencia, alrededor del 6% al 12% de la tasa de aprobación entre los prestatarios hombres en municipios con alta concentración. El tamaño de los efectos no es insignificante, aunque sí lo es a nivel convencional. Si bien no podemos desentrañar en qué grado la correlación negativa entre la competencia y la discriminación de género es atribuible a la reducción de los costos de búsqueda para los clientes (un efecto secundario de la demanda) y en qué grado a un aumento del costo relativo de la discriminación de género basada en el gusto a medida que disminuyen los beneficios marginales (lado de la oferta), la evidencia sugiere que es probable que las políticas regulatorias orientadas a reducir las barreras de entrada para los nuevos bancos, contribuyan a reducir la discriminación de género en los mercados de crédito al consumo<sup>55</sup>.

## VIII. Conclusion

Al evaluar solicitudes de préstamo similares de hombres y mujeres, ¿favorecen los ejecutivos de cuenta a los hombres? En el presente documento se examina esta pregunta a través de un estudio por correspondencia con prestatarios y prestatarias reales en el contexto del mercado de crédito al consumo en Chile. Hasta donde sabemos, este es el primer paper que utiliza un diseño experimental para obtener estimaciones causales a nivel de mercado sobre la discriminación de género en el mercado de crédito al consumo, y el primero en obtener preferencias de género entre los ejecutivos de cuenta para comprobar la presencia de discriminación por gusto o experimentar con tratamientos de información que examinan la presencia de discriminación estadística.

Descubrir si la discriminación de género se debe a fuentes estadísticas (Phelps (1972), Arrow (1973), (Aigner and Cain, 1977)) o basadas en el gusto (Becker (1957)) resulta pertinente, ya que el diseño de políticas antidiscriminatorias eficaces depende fundamentalmente de la fuente de discriminación. Por ejemplo, se espera que los mercados competitivos reduzcan la discriminación

---

<sup>55</sup>La aparición de la tecnología Fintech también puede jugar un papel crucial en este sentido, aunque solo represente el 0,04% de las reservas de crédito de los bancos de crédito chilenos, lo que es demasiado bajo para generar una reducción considerable de la discriminación de género a corto plazo.

por gusto, pero no necesariamente la discriminación estadística. Además, si bien se argumenta que la discriminación estadística es eficiente en condiciones de información incorrecta, la discriminación por gusto puede conducir a la pérdida de bienestar. Por otra parte, como sugieren [Borhen et al. \(2019\)](#), la premisa de que la discriminación estadística es eficiente se basa en el supuesto de que esta se derive de convicciones correctas acerca de la distribución de grupos en relación con el resultado pertinente y, por lo tanto, el que las convicciones sean correctas también afecta al análisis de bienestar/eficiencia.

Nuestros resultados son convincentes. No mostramos diferencias significativas en las tasas de respuesta a las solicitudes de préstamo entre prestatarios y prestatarias, y ambos grupos recibieron respuesta en más del 90 % de las solicitudes. Sin embargo, las tasas de aprobación de las solicitudes de préstamo son un 14,8 % más bajas entre prestatarias mujeres, resultado que equivale a la diferencia en las tasas de aprobación entre los prestatarios del segundo y tercer tercil de la distribución de ingresos. Revelamos que los beneficios no percibidos asociados con la discriminación de género representan el 9,9 % de los beneficios previstos derivados de los préstamos aprobados. Aun así, si consideramos solo los préstamos aprobados, no encontramos diferencias significativas entre hombres y mujeres en cuanto al monto del préstamo aprobado, el plazo del préstamo, el pago del préstamo o la tasa de interés ofrecida, lo que sugiere que la mayor parte de la discriminación de género observada se da a través del acceso al mercado crediticio (margen extensivo), pero no en el tratamiento que los bancos dan a los prestatarios y a las prestatarias que ya participan en el mercado de crédito al consumo. En particular, nuestra muestra comprende una joven cohorte de deudores en la que las disparidades entre hombres y mujeres en términos de salarios y acceso a los mercados de crédito son probablemente mínimas. Por lo tanto, nuestra evidencia sobre la discriminación de género debe considerarse un límite inferior en relación con los efectos de género que encontraríamos en una muestra de deudores representativos.

En segundo lugar, proporcionamos evidencia que sugiere que la discriminación de género observada contra las prestatarias se debe probablemente a fuentes basadas en el gusto (a diferencia de los mecanismos estadísticos). Nuestros resultados muestran que mientras que los ejecutivos de cuenta no pro-hombres no discriminan en absoluto a las prestatarias en términos de tasas de respuesta y aprobación, la diferencia en la tasa de aprobación de hombres y mujeres entre los ejecutivos de cuenta pro-hombres es del orden del 48 % al 56 %, con la mayor parte del efecto proveniente de los

ejecutivos de cuenta hombres pro-hombres. Además, encontramos que los bancos con una mayor proporción de ejecutivos de cuenta hombres están asociados con una mayor discriminación contra las mujeres, tanto en términos de respuesta como de tasas de aprobación, lo que exige políticas de contratación a nivel de banco que examinen mejor las actitudes de género y las preferencias de los hombres que solicitan empleo.

En tercer lugar, es poco probable que la discriminación de género contra las prestatarias en el mercado de crédito al consumo chileno se neutralice mediante tratamientos de información destinados a reducir la discriminación estadística contra mujeres/hombres. Un experimento de información implementado con ejecutivos de cuenta muestra que aquellos que fueron informados sobre el mejor desempeño de las mujeres (en comparación con los hombres), en cuanto al comportamiento de pago, no discriminan menos a las prestatarias en comparación con sus contrapartes de control que no fueron informados, rechazando la hipótesis basada en las estadísticas. Finalmente, la evidencia que muestra que la discriminación de género es menor en los municipios con una mayor concentración de bancos, sugiere que las políticas orientadas a aumentar la competencia en el mercado de préstamos tienen probabilidades de tener éxito en la reducción de la discriminación de género, aunque se requiere más investigación para entender los mecanismos que sustentan este resultado.



TABLE I. Margen extensivo: Tasas de aprobación y respuesta

	Solicitud de préstamo fue respondida (= 1)			Solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)		
	Diferencias de medias no ajustada	Modelo (1)	Modelo (2)	Diferencias de medias no ajustada	Modelo (1)	Modelo (2)
Mujeres (= 1)	0.000 (0.021)	-0.007 (0.017)	-0.009 (0.016)	-0.052* (0.029)	-0.056** (0.026)	-0.055** (0.022)
$p\text{Valor } H_0 : \beta_{Female} > 0$	0.498	0.354	0.278	0.038	0.018	0.008
Efecto de límite superior	0.012 (0.022)	0.003 (0.019)	0.001 (0.017)	-0.028 (0.029)	-0.035 (0.026)	-0.035 (0.022)
Efecto de límite inferior	-0.008 (0.021)	-0.014 (0.017)	-0.018 (0.016)	-0.104*** (0.029)	-0.105*** (0.026)	-0.100*** (0.022)
I.C. I-M del 95 %.	[-0.043;0.049]	[-0.043;0.035]	[-0.044;0.029]	[-0.152;0.020]	[-0.148;0.008]	[-0.136;0.001]
I.C. I-M unilateral del 95 %.	[-0.077;0.042]	[-0.070;0.032]	[-0.071;0.023]	[-0.199;0.009]	[-0.191;-0.002]	[-0.172;-0.006]
Observaciones.	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068
$R^2$	0.000	0.165	0.181	0.003	0.172	0.238
Media Hombres. (= 1)	0.891	0.891	0.891	0.372	0.372	0.372
Género del ejecutivo de cuenta.	×	✓	✓	×	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo.	×	✓	✓	×	✓	✓
E.F. Región-Banco.	×	✓	✓	×	✓	✓
E.F. Semana.	×	✓	✓	×	✓	✓
Trat. de información.	×	✓	✓	×	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario.	×	×	✓	×	×	✓
Var. de 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, es decir, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de 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; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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 agrupados a nivel de región-banco se muestran entre paréntesis. 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 de Efectos Límite Superior e Inferior se calculan según Lee (2009). Los intervalos de confianza bilaterales y de la parte inferior para los efectos limitados se calculan en base a Imbens y Manski (2004). \*Significativos al 10 %. \*\*Significativos al 5 %. \*\*\*Significativos al 1 %.

TABLE II. Información adicional solicitada

	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 impuestos (= 1)
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.026 (0.028)	-0.009 (0.030)	-0.016 (0.024)	-0.008 (0.013)	-0.001 (0.015)	-0.003 (0.017)	-0.013 (0.015)	-0.004 (0.007)
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{Female} > 0$	0.183	0.386	0.253	0.271	0.474	0.434	0.204	0.259
Observaciones	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068
$R^2$	0.138	0.144	0.126	0.083	0.155	0.086	0.227	0.200
Media Hombres (= 1)	0.284	0.256	0.187	0.039	0.090	0.051	0.092	0.016
Género del ejecutivo de cuenta	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario.	×	×	×	×	×	×	×	×
Var. de línea de base del E.C.	×	×	×	×	×	×	×	×

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Todos los modelos de regresión incluyen variables de estratificación, es decir, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de 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; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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 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, el valor- $p$  para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que  $H_0 : \beta_{Female} > 0$  se reporta por separado. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

TABLE III. Margen intensivo: Préstamos aprobados

	Monto aprobado (dólares estadounidenses)		Plazo aprobado (meses)		Pago del préstamo (dólares estadounidenses))		Tasa de interés		Tasa CAE	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	217 (214)	183 (192)	0.722 (0.501)	0.769 (0.540)	4.981 (6.104)	4.381 (5.997)	-0.005 (0.040)	0.010 (0.039)	-0.190 (0.508)	-0.117 (0.501)
Valor-p $H_0 : \beta_{Female} > 0$	0.841	0.826	0.921	0.919	0.790	0.765				
Valor-p $H_0 : \beta_{Female} \leq 0$							0.553	0.606	0.644	0.591
Efecto de límite superior	688 (449)	643 (423)	1.293* (0.647)	1.299* (0.694)	21.708* (11.178)	20.900* (11.070)	0.080 (0.059)	0.080 (0.057)	0.987 (0.597)	0.891 (0.545)
Efecto de límite inferior	90 (278)	9 (243)	0.016 (0.327)	0.068 (0.361)	-2.833 (5.442)	-4.488 (6.375)	-0.059 (0.045)	-0.040 (0.041)	-0.961 (0.597)	-0.755 (0.608)
I.C. I-M del 95 %.	[-371;1,433]	[-392;1,341]	[-0.555;2,361]	[-0.527;2,444]	[-11.812;40,152]	[-15,007;39,166]	[-0.133;0,177]	[-0.108;0,174]	[-1,946;1,990]	[-1,758;1,790]
I.C. I-M unilateral del 95 %.	[-266;2,166]	[-307;2,035]	[-0.435;3,422]	[-0.401;3,583]	[-9,799;58,495]	[-12,648;57,331]	[-0.207;0,155]	[-0.175;0,154]	[-2,926;1,765]	[-2,756;1,589]
Observaciones	364	364	364	364	364	364	364	364	303	303
$R^2$	0.897	0.902	0.918	0.920	0.697	0.704	0.470	0.515	0.551	0.597
Media Hombres (= 1)	6,852	6,852	33,988	33,988	264	264	1,410	1,410	22,422	22,422
Género del ejecutivo de cuenta	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. de línea de base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo aprobadas. Cifras monetarias en dólares estadounidenses de julio de 2018. Todos los modelos de regresión incluyen variables de estratificación, es decir, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de 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 (600-1,200 USD; >1,200 USD), Si es autónomo/a, y Si es Cliente del Banco; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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, le imputamos un valor igual a 0 y le añadimos 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, el Valor-textitp 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. Los de Efectos Límite Superior e Inferior se calculan según Lee (2009). Los intervalos de confianza bilaterales y de la parte inferior para los efectos limitados se calculan en base a Imbens y Manski (2004). \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

TABLE IV. Convicciones subjetivas acerca del principal problema con clientes hombres y mujeres

	Obs.	Principal problema con clientes hombres	Principal problema con clientes mujeres	Dif. de medias.	Valor- <i>p</i> .
Tasas de reembolso más bajas (= 1)	652	0.155	0.032	0.123***	0.000
Desinformado/a sobre productos financieros (= 1)	652	0.302	0.275	0.027	0.275
Razones basadas en estadísticas (= 1)	652	0.457	0.307	0.150***	0.000
Hace demasiadas preguntas (= 1)	652	0.120	0.143	-0.023	0.218
Dificultad para comunicarse (= 1)	652	0.150	0.104	0.046**	0.013
Demasiado exigente y quiere respuestas más rápidas (= 1)	652	0.273	0.446	-0.173***	0.000
Razones basadas en el gusto (= 1)	652	0.543	0.693	-0.150***	0.000

Nota: La muestra del análisis son los ejecutivos de cuenta seleccionados para participar en el experimento (652 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 atender a clientes hombres y mujeres. Las cifras reportadas corresponden a la media de cada grupo de clientes, a la diferencia de medias entre grupos y al valor *p* bilateral. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

TABLE V. Efectos heterogéneos por convicciones subjetivas sobre el principal problema con las clientes mujeres

	Solo si el principal problema con las clientes mujeres es de base estadística						Solo si el principal problema con las clientes mujeres está basado en el gusto						Muestra completa	
	La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue aprobada (= 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 aprobada (= 1)		La solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.019 (0.031)	-0.023 (0.032)	0.012 (0.049)	0.036 (0.048)	-0.010 (0.018)	-0.012 (0.016)	-0.091** (0.035)	-0.103*** (0.031)	-0.002 (0.018)	-0.004 (0.016)	-0.083** (0.033)	-0.086*** (0.029)		
Base estadística (= 1)									0.038 (0.036)	0.040 (0.033)	-0.101** (0.041)	-0.123*** (0.044)		
Mujer × (Base estadística)					-0.016 (0.038)	-0.020 (0.035)					0.098** (0.048)	0.112** (0.044)		
Observaciones	306	306	306	306	762	762	762	762	762	762	1,068	1,068	1,068	1,068
R <sup>2</sup>	0.254	0.290	0.182	0.338	0.202	0.219	0.208	0.257	0.166	0.182	0.176	0.243	0.176	0.243
Media Hombres (= 1) si el principal problema se basa en estadísticas	0.933	0.933	0.350	0.350	0.875	0.875	0.380	0.380	0.933	0.933	0.350	0.350	0.933	0.350
Media Hombres (= 1) si el principal problema se basa en el gusto														
Género del ejecutivo de cuenta	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×
Var. de línea de base del E.C.	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×	×

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Base estadística 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 es de base estadística, e igual a cero en caso contrario. Además del género del ejecutivo de cuenta, todas las regresiones controlan el resto de las variables de estratificación, es decir, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de 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 (600–1,200 USD; >1,200 USD), Si es autónomo/a, y Si es Cliente del Banco; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

TABLE VI. Experimento de tratamiento de información

	Grupo de Control				Grupo de Tratamiento				Muestra Total			
	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)	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)		
Mujeres (= 1)	(1) -0.014 (0.026)	(2) -0.026 (0.024)	(1) -0.060 (0.040)	(2) -0.054 (0.035)	(1) -0.011 (0.031)	(2) 0.000 (0.030)	(1) -0.051 (0.043)	(2) -0.054 (0.042)	(1) -0.012 (0.025)	(2) -0.024 (0.024)	(1) -0.069** (0.034)	(2) -0.065** (0.029)
Tratamiento de información (= 1)												
Mujer × (tratamiento de información)												
$Valor - p H_0 : \beta_{Female} > 0$	0.290	0.134	0.071	0.066	0.367	0.499	0.121	0.104	0.389	0.240	0.300	0.343
$Valor - p H_0 : \beta_{inter} \leq 0$												
Observaciones	547	547	547	547	521	521	521	521	1,068	1,068	1,068	1,068
$R^2$	0.200	0.225	0.203	0.295	0.195	0.221	0.206	0.266	0.165	0.181	0.172	0.238
Media Hombres (= 1) en Grupo de control	0.903	0.903	0.361	0.361					0.903	0.903	0.361	0.361
Media Hombres (= 1) en Grupo de tratamiento												
Género del ejecutivo de cuenta	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. - Semana.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. de línea de base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. El grupo de tratamiento recibió el tratamiento de información. Además del género del ejecutivo de cuenta, todas las regresiones controlan el resto de las variables de estratificación, es decir, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana. El modelo(2) también controla las variables de 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 (600–1,200 USD; > 1,200 USD). Si es autónomo/a, y Si es Cliente del Banco; las variables de línea de base de nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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. Según nuestro plan de análisis previo, reportamos i) the 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 de Prominencia de Género (i.e. Mujer × Tratamiento) es inferior o igual a cero. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

TABLE VII. Experimento de recompensa

	Todos los E.C.			Solo E.C. Mujeres			Solo E.C. Hombres		
	Si dona el 2 <sup>do</sup> boleto al colega asignado (= 1)			Si dona el 2 <sup>do</sup> boleto al colega asignado (= 1)			Si dona el 2 <sup>do</sup> boleto al colega asignado (= 1)		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Nombre del donatario es femenino (= 1)	0.004 (0.032)	-0.001 (0.050)	-0.024 (0.041)	0.021 (0.042)	-0.018 (0.066)	-0.043 (0.061)	-0.032 (0.054)	0.016 (0.066)	0.006 (0.055)
Ejecutivo de cuenta es pro-hombres (= 1)		0.051 (0.063)	0.065 (0.061)		0.023 (0.065)	0.039 (0.064)		0.212* (0.105)	0.246** (0.094)
Nombre del donatario es femenino × (Ejecutivo de cuenta es pro-hombres)		0.008 (0.098)	-0.028 (0.103)		0.095 (0.112)	0.055 (0.125)		-0.287* (0.161)	-0.359** (0.162)
Observaciones	652	652	652	427	427	427	225	225	225
$R^2$	0.000	0.003	0.044	0.000	0.006	0.047	0.001	0.018	0.094
Media si el nombre del donatario es masculino	0.638	0.638	0.638	0.595	0.595	0.595	0.723	0.723	0.723
Media si el E.C. es no pro-hombres		0.628	0.628		0.582	0.582		0.696	0.696
Apellido del donatario	×	×	√	×	×	√	×	×	√
Var. de línea de base del E.C.	×	×	√	×	×	√	×	×	√

Nota: La muestra del análisis son los ejecutivos de cuenta seleccionados para participar en el experimento (652 en total). El ejecutivo de cuenta es pro-hombres si la distribución óptima de su cartera de clientes hombres-mujeres incluye más del 50 % de clientes hombres. Los modelos 1 y 2 no incluyen variables de control. El modelo 3 controla dos variables ficticias del apellido del donatario (González, Errázuriz), más las variables de línea base a nivel del Ejecutivo de cuenta, incluidas las variables 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. \*Significativos al 10 %. \*\*Significativos al 5 %. \*\*\*Significativos al 1 %.



TABLE IX. Efectos heterogéneos por género del ejecutivo de cuenta

	Solo E.C. Hombres				Solo E.C. Mujeres				Muestra completa			
	La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.055** (0.024)	-0.068** (0.026)	-0.037 (0.071)	-0.056 (0.067)	0.023 (0.020)	0.018 (0.018)	-0.063** (0.030)	-0.058 (0.035)	0.017 (0.020)	0.012 (0.019)	-0.068** (0.028)	-0.061* (0.031)
Ejecutivo de cuenta es Hombre (= 1)							0.058** (0.021)	0.045 (0.019)	0.058** (0.021)	0.058** (0.019)	0.045 (0.045)	0.040 (0.047)
Mujer × (Ejecutivo de cuenta es Hombre)							-0.066** (0.026)	-0.062** (0.027)	-0.066** (0.026)	-0.062** (0.027)	0.035 (0.072)	0.018 (0.077)
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{female} > 0$	0.016	0.007	0.302	0.207	0.874	0.841	0.020	0.054	0.007	0.013	0.686	0.595
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{inter} > 0$												
Observaciones	373	373	373	373	695	695	695	695	1,068	1,068	1,068	1,068
$R^2$	0.931	0.154	0.409	0.291	0.229	0.253	0.221	0.269	0.167	0.183	0.173	0.238
Media Hombres (= 1) si el E. P. es Hombre	0.931	0.931	0.409	0.409	0.931	0.931	0.409	0.409	0.931	0.931	0.409	0.409
Media Hombres (= 1) si el E.C. es Mujer	0.869	0.869	0.350	0.350	0.869	0.869	0.350	0.350	0.869	0.869	0.350	0.350
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. de línea de base del E.C	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Además del género del ejecutivo de cuenta, todas las regresiones controlan el resto de las variables de estratificación, es decir, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de línea de base de nivel del Prestatario, incluidas las variables ficticias de Edad (<28; 29–35). 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; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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  $H_0 : \beta_{female} > 0$ ; 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., Prestatario Mujer × Mujer Ejecutivo de cuenta Hombre) es mayor a cero. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

TABLE X. Efectos heterogéneos por género y preferencia de género del ejecutivo de cuenta.

	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 aprobada (=1)	La solicitud de préstamo fue respondida (=1)	La solicitud de préstamo fue aprobada (=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 aprobada (=1)
Mujer (=1)	0.025 (0.030)	0.021 (0.041)	-0.047 (0.030)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Ejecutivo de cuenta es Pro-hombres (=1)	-0.073* (0.040)	-0.011 (0.039)	0.000 (0.047)	0.059 (0.047)	0.191 (0.138)	0.170 (0.140)	-0.073* (0.038)	-0.032 (0.039)	-0.023 (0.048)
Mujer × (Ejecutivo de cuenta es Pro-hombres)	0.005 (0.052)	0.004 (0.074)	-0.046 (0.078)	-0.066 (0.075)	-0.328** (0.138)	-0.247* (0.144)	0.005 (0.053)	-0.039 (0.069)	-0.053 (0.072)
Ejecutivo de cuenta es Hombre (=1)							0.025 (0.024)	0.021 (0.056)	0.002 (0.059)
Mujer × (Ejecutivo de cuenta es Hombre)							-0.059* (0.034)	-0.053 (0.092)	0.081 (0.100)
Ejecutivo de cuenta es Pro-hombres × Ejecutivo de cuenta es Hombre							0.160** (0.074)	0.173** (0.079)	0.215 (0.144)
Mujer × (Ejecutivo de cuenta es Hombre) × (Ejecutivo de cuenta es Hombre)							-0.074 (0.078)	-0.086 (0.078)	-0.291* (0.152)
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{Female} \times (L.O.is.Pro-male) > 0$	0.536	0.530	0.268	0.192	0.215	0.012	0.048	0.175	0.137
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{Female} \times (L.O.is.Male) \times (L.O.is.Pro-male) > 0$									
Observaciones	695	695	695	373	373	373	373	1.068	1.068
$R^2$	0.237	0.262	0.223	0.121	0.156	0.192	0.300	0.175	0.180
Media Hombres (=1) si el E.C. es Mujer y No-pro-hombres	0.895	0.895	0.366	0.926	0.926	0.400	0.400	0.856	0.252
Media Hombres (=1) si el E.C. es Mujer y Pro-hombres	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	×	×	×	×	×	×	×	×	×
Var. de línea de base del E.C.	×	×	×	×	×	×	×	×	×

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. El ejecutivo de cuenta es pro-hombres si la distribución óptima de su cartera de clientes hombres-mujeres incluye más del 50% de clientes hombres. Además del género del ejecutivo de cuenta, todas las regresiones controlan el resto de las variables de estratificación, es decir, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de 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 (600–1,200 USD; >1,200 USD), Si es autónomo/a, y Si es Cliente del Banco; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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, le imputamos un valor igual a 0 y le añadimos 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; y ii) el valor- $p$  para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que Prestataria Mujer × E.C. es Hombre × es Pro-hombres > 0. \*Sign. al 10%. \*\*Sign. al 5%. \*\*\*Sign. al 1%.

TABLE XI. Efectos heterogéneos por monto del préstamo solicitado

	Superior vs inferior a USD\$7,500				Superior vs inferior a USD\$4,500 USD			
	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)	0.014 (0.024)	0.013 (0.024)	-0.021 (0.034)	-0.018 (0.034)	0.005 (0.023)	0.003 (0.023)	-0.037 (0.030)	-0.036 (0.028)
Préstamo solicitado < \$7,500 USD (= 1)	0.023 (0.023)	0.025 (0.023)	0.111*** (0.037)	0.108*** (0.036)				
Mujeres × (Préstamo solicitado < \$7,500 USD)	-0.043 (0.030)	-0.047 (0.031)	-0.077* (0.046)	-0.082* (0.044)				
Préstamo solicitado < \$4,500 USD (= 1)					0.035 (0.036)	0.036 (0.037)	0.155*** (0.031)	0.151*** (0.033)
Mujeres × (Préstamo solicitado < \$4,500 USD)					-0.050 (0.060)	-0.053 (0.059)	-0.087 (0.062)	-0.089 (0.062)
valor- $p$ $H_0 : \beta_{inter} \leq 0$	0.918	0.928	0.952	0.967	0.795	0.812	0.917	0.921
Observaciones	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068	1,068
$R^2$	0.161	0.178	0.168	0.234	0.161	0.177	0.170	0.236
Media Hombres (= 1) si préstamo < 7,500 USD	0.896	0.896	0.425	0.425				
Media Hombres (= 1) si préstamo < 4,500 USD					0.898	0.898	0.500	0.500
Género del ejecutivo de cuenta E.F.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Región-Banco E.F.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓
Var. de línea de base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. Cifras monetarias en dólares estadounidenses. Todos los modelos de regresión incluyen variables de estratificación, es decir, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 (las variables ficticias por Plazo del Préstamo Solicitado se omiten ya que son colineales con las variables ficticias de Préstamo Solicitado). El modelo(2) también controla las variables de 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 (600–1,200 USD; >1,200 USD), Si es autónomo/a, y Si es Cliente del Banco; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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, el valor- $p$  para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que la interacción de la variable ficticia Mujer y la variable ficticia Préstamo Bajo es inferior o igual a cero se informa por separado. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

TABLE XII. Efectos heterogéneos por concentración de mercado a nivel municipal

	Solo Baja Concentración (Índice HHI $\mu$ Media)			Solo Alta Concentración (Índice HHI $\mu$ Media)			Muestra completa		
	Solicitud de préstamo fue respondida (= 1)	Solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	Solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	Solicitud de préstamo fue respondida (= 1)	Solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	Solicitud de préstamo fue respondida (= 1)	Solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	Solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	
Mujeres (= 1)	(1) -0.009 (0.030)	(2) -0.019 (0.031)	(1) -0.038 (0.025)	(2) -0.028 (0.024)	(1) 0.000 (0.027)	(2) 0.002 (0.025)	(1) -0.013 (0.027)	(2) -0.019 (0.026)	(1) -0.047* (0.026)
Índice HHI $\geq$ Media (= 1)							(1) -0.036 (0.034)	(2) -0.045 (0.032)	(1) -0.064* (0.032)
Mujer $\times$ (Índice HHI $\geq$ Media)							(1) 0.011 (0.040)	(2) 0.018 (0.037)	(1) -0.025 (0.042)
Observaciones	588	588	588	588	480	480	480	480	1,068
$R^2$	0.246	0.273	0.234	0.298	0.150	0.193	0.185	0.273	0.177
MMedia Hombres (= 1) si Índice HHI $<$ Media	0.889	0.889	0.353	0.353	0.894	0.894	0.394	0.894	0.353
Media Hombres (= 1) si Índice HHI $\geq$ Media									0.394
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×
Var. de línea de base del E.C.	×	✓	×	✓	×	✓	×	✓	×

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. El Índice HHI se calcula a nivel municipal como  $\sum_{i=1}^n s_i^2$  donde  $s_i$  es el número de sucursales locales del banco  $i$  dividido por el número total de sucursales del banco en un municipio determinado. Cuanto mayor sea el índice HHI, más concentrado estará el mercado. El índice HHI oscila entre 0 y 10,000, y la mediana del Índice HHI en todos los municipios es 1,467. Además del género del ejecutivo de cuenta, todas las regresiones controlan el resto de las variables de estratificación, es decir, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de 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 (600-1,200 USD; >1,200 USD), Si es autónomo/a, y Si es Cliente del Banco; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

Figura I. Distribución de Relación Préstamo-Ingresos: Todas las solicitudes

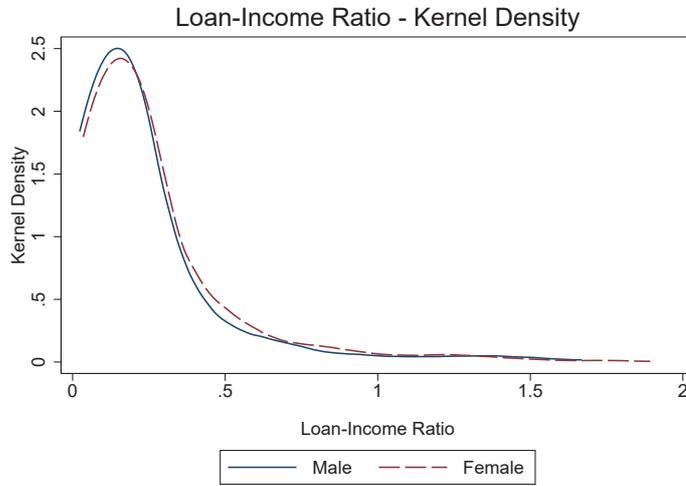
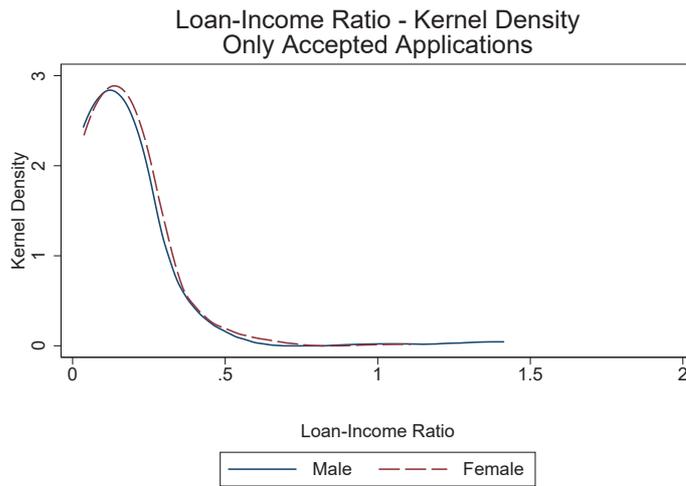


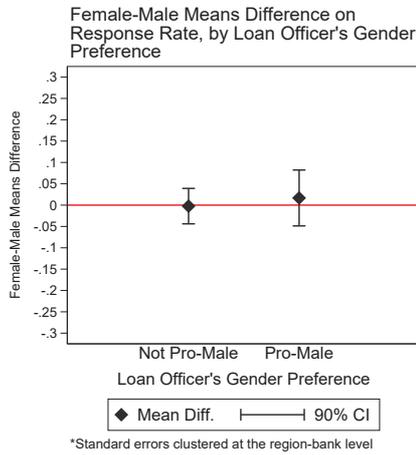
Figura II. Distribución de Relación Préstamo-Ingresos: Solicitudes Aceptadas



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. Considerando las solicitudes de préstamo de no desertores, la LIR media es 0,15, con un rango intercuartil de [0,1;0,3].

Figura III. Tasa de respuesta, Género del E.C., y Preferencia de género del E.C

(a) Tasa de respuesta y Preferencia de género



(b) Idem, por Género del E.C.

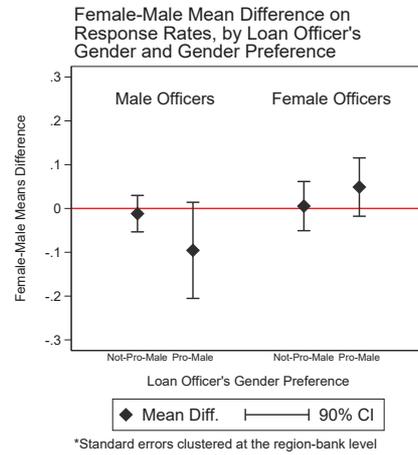
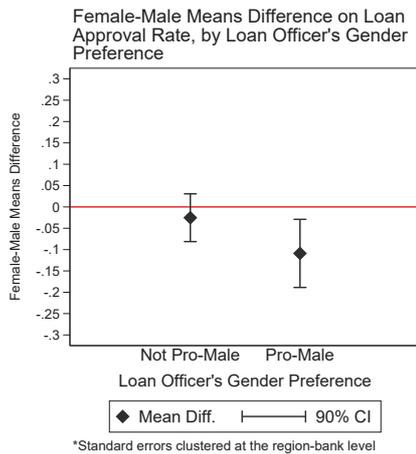


Figura IV. Tasa de Aprobación, Género del E.C., y Preferencia de Género del E.C.

(a) Tasa de Aprobación y Preferencia de Género



(b) Idem, por Género del E.C.

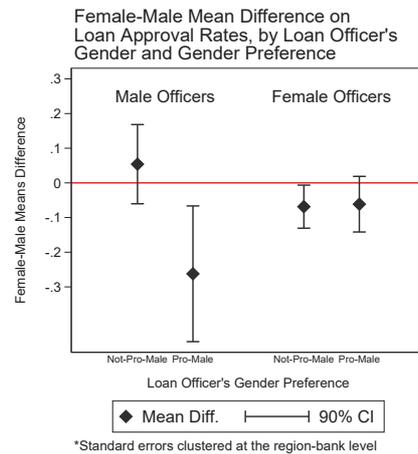
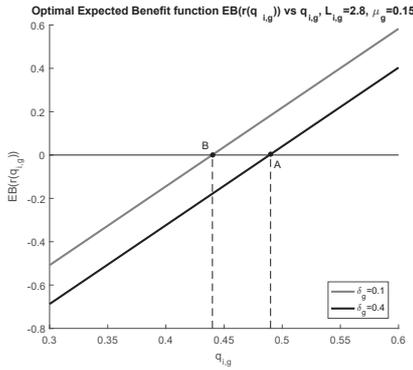


Figura V. Beneficio y Calidad de la Solicitud de préstamo Previstos

(a) Beneficio previsto frente a  $q_{ig}$ , variable  $\delta_g$



(b) Beneficio previsto frente a  $q_{ig}$ , variable  $\mu_g$

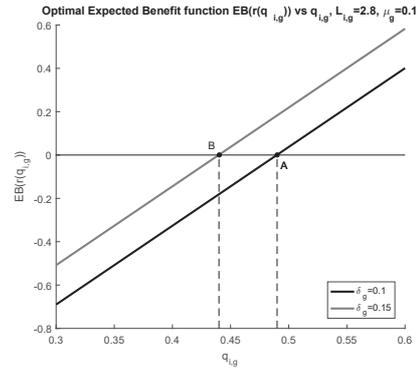
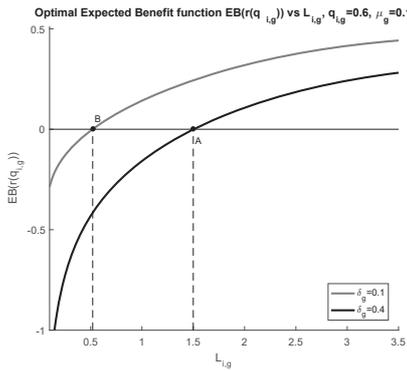


Figura VI. Beneficio Previsto y Cuantía del Préstamo

(a) Beneficio previsto frente a  $L_{ig}$ , variable  $\delta_g$



(b) Beneficio previsto frente a  $L_{ig}$ , variable  $\mu_g$

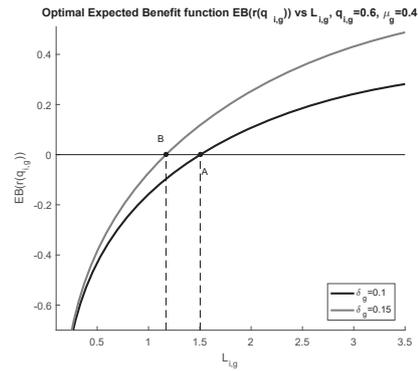


Figura VII. Diferencia de Media Hombres-Mujeres en la Tasa de Respuesta, por Monto del Préstamo Solicitado

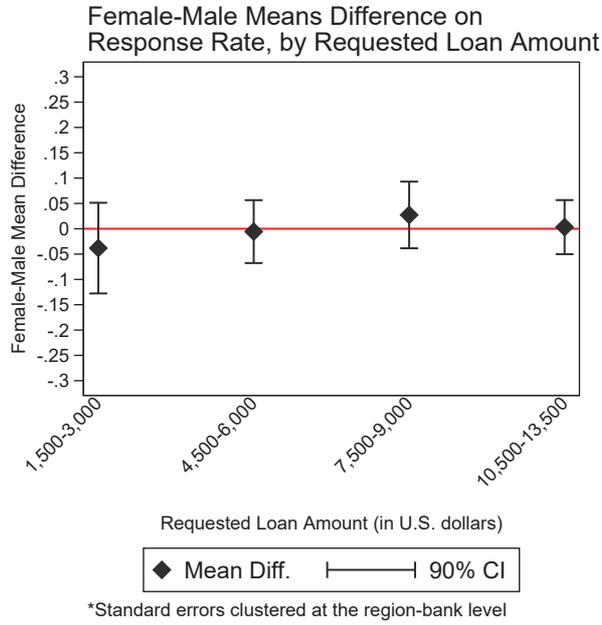


Figura VIII. Diferencia de Media Hombres-Mujeres en la Tasa de Aprobación de Préstamos, por Monto del Préstamo Solicitado

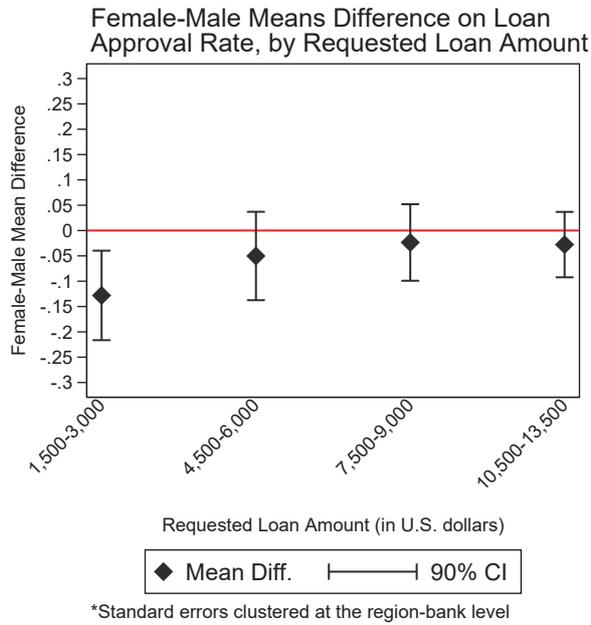
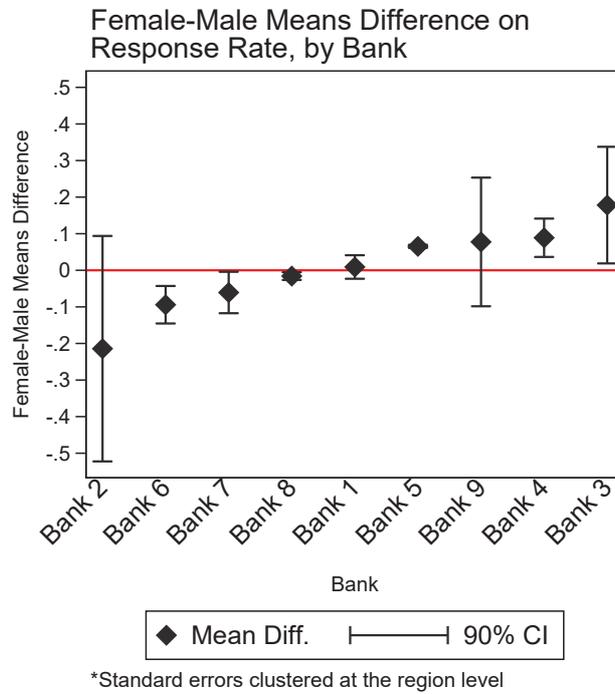


Figura IX. Discriminación de Género entre los Bancos

(a) Diferencia de Media Hombres-Mujeres en la Tasa de Respuesta, por Banco



(b) Diferencia de Media Hombres-Mujeres en la Tasa de Aprobación de Préstamos, por Banco

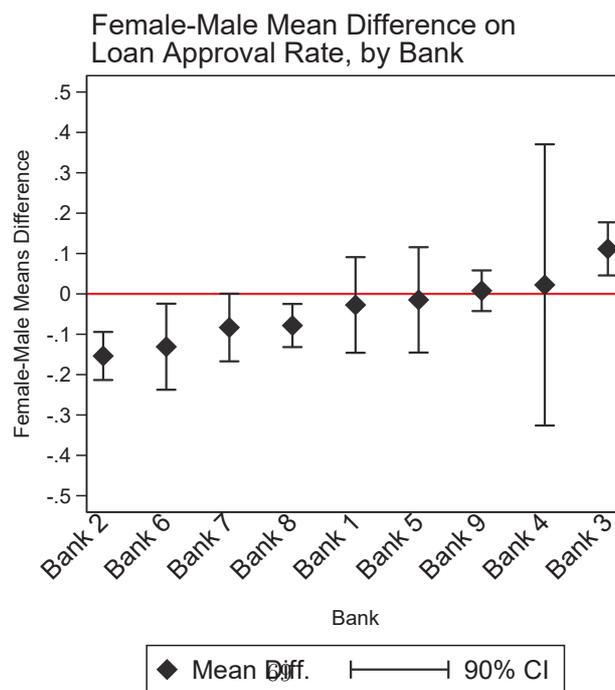
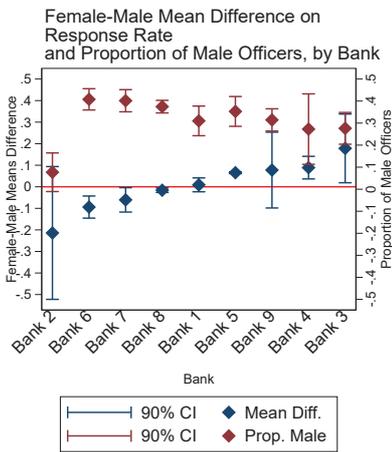


Figura X. Discriminación de Género en la Tasa de Respuesta y Proporción de E.C. Hombres, por Banco

(a) Discriminación de Género en la Tasa de Respuesta y Proporción de E.C. Hombres, por Banco



(b) Discriminación de Género en la Tasa de Respuesta y Proporción de E.C. Hombres, por Banco – Gráfico de dispersión

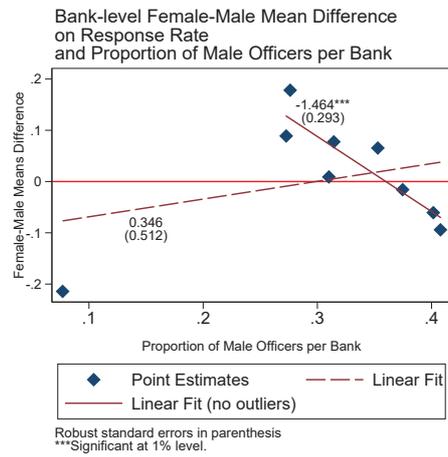
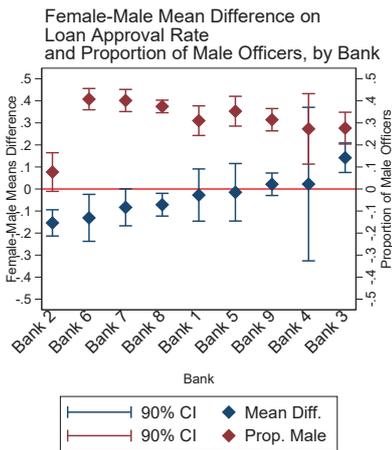
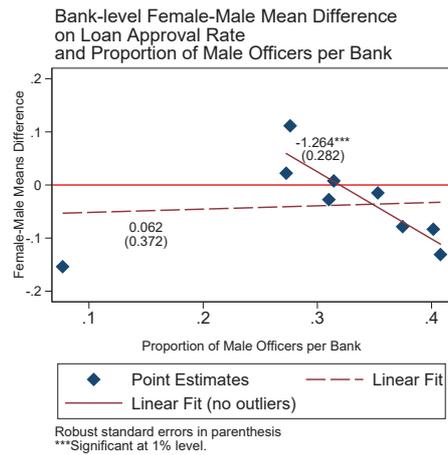


Figura XI. Discriminación de Género en la Tasa de Aprobación y Proporción de E.C. Hombres, por Banco

(a) Discriminación de Género en la Tasa de Aprobación y Proporción de E.C. Hombres, por Banco



(b) Discriminación de Género en la Tasa de Aprobación y Proporción de E.C. Hombres, por Banco – Gráfico de dispersión



Apéndice A. Tablas Adicionales y Figuras

TABLE A.I. Experimento de línea de base

	Mujeres	Hombres	Dif. de Medias
Número de prestatarios	233 57.7 %	171 42.3 %	
Número de solicitudes de préstamo asignadas	932 57.7 %	684 42.3 %	
Número de solicitudes de préstamo presentadas (no desertores)	635	433	
Número de solicitudes de préstamo no presentadas (desertores)	297	251	
Tasa de atrición	0.318	0.366	-0.048 (0.039)

Nota: Los errores estándar agrupados a nivel del prestatario se muestran entre paréntesis. \*Significativos al 10 %. \*\*Significativos al 5 %. \*\*\*Significativos al 1 %.

TABLE A.II. Determinantes de deserción

	Des. (= 1)	Des. (= 1)	Des. (= 1)	Des. (= 1)	Des. (= 1)	Des. (= 1)	Des. (= 1)	Des. (= 1)
≤28 años (= 1)	-0.021 (0.040)							-0.020 (0.056)
28-38 años (= 1)	-0.001 (0.038)							-0.033 (0.055)
Casado/a (= 1)		0.110 (0.068)						0.104 (0.070)
Préstamo activo (= 1)			0.054 (0.037)					-0.006 (0.044)
Cliente del Banco (= 1)				0.210*** (0.047)				0.199***
Rango Salarial 600 – 1,200 USD (= 1)					-0.072 (0.044)			(0.054) -0.025 (0.053)
Rango Salarial > 1,200 USD (= 1)						0.080** (0.038)		0.060 (0.047)
E.C. es Mujer (= 1)							-0.024 (0.026)	-0.018 (0.025)
Monto del Préstamo Solicitado < Media (= 1)							0.026 (0.019)	0.024 (0.018)

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo asignadas (n=1,616). La variable dependiente es igual a 1 si la solicitud no fue presentada por el tester (desertor), e igual a cero en caso contrario. Los indicadores ficticios para >38 años y Rango Salarial USD 0 600 con categorías omitidas. Los errores estándar agrupados a nivel del prestatario se muestran entre paréntesis.

TABLE A.III. Resumen estadístico y Balance en línea de base

	Obs.	Media	Desv. Est	Mujeres	Hombres	Dif.
Panel A. Características de los prestatarios						
El prestatario tiene $\leq 28$ años (= 1)	1,616	0.351	0.478	0.373	0.322	0.051
El prestatario tiene 28-38 años (= 1)	1,616	0.455	0.498	0.442	0.474	-0.032
El prestatario tiene $> 38$ años (= 1)	1,616	0.193	0.395	0.185	0.205	-0.020
Prestatario es casado/a (= 1)	1,552	0.113	0.317	0.086	0.151	-0.065
prestatario tiene Préstamo activo (= 1)	1,616	0.394	0.489	0.383	0.409	-0.026
El prestatario tiene Préstamo activo (= 1) en el Banco asignado	1,616	0.098	0.298	0.108	0.085	0.023
El prestatario es desempleado (= 1)	1,616	0.104	0.305	0.099	0.111	-0.012
El prestatario es Autónomo (= 1)	1,448	0.387	0.487	0.400	0.368	0.032
El Salario mensual del prestatario está por debajo de la media (= 1)	1,616	0.500	0.500	0.506	0.491	0.015
El salario mensual del prestatario oscila entre 0-600 USD (= 1)	1,616	0.277	0.448	0.279	0.275	0.004
El Salario Mensual del Ejecutivo de cuenta oscila entre USD 600-1,200 USD (= 1)	1,616	0.210	0.408	0.215	0.205	0.010
El salario mensual del prestatario es $> 1,200$ USD (= 1)	1,616	0.512	0.500	0.506	0.520	-0.014
El salario mensual del prestatario está dentro del 3% más rico (= 1)	1,616	0.032	0.177	0.026	0.041	-0.015
Panel B. Características de los E.C.						
Ejecutivo de préstamos es Mujer (=1)	1,616	0.642	0.479	0.662	0.615	0.047
Ejecutivo de préstamos es Casado/a (=1)	1,616	0.317	0.466	0.311	0.326	-0.015
Ejecutivo de préstamos completó Educación Superior (=1) (=1)	1,616	0.961	0.194	0.958	0.965	-0.007
La experiencia del ejecutivo de cuenta es $\leq 5$ años (=1)	1,616	0.364	0.481	0.372	0.354	0.018
La experiencia del ejecutivo de cuenta es 6 - 10 años (=1)	1,616	0.247	0.431	0.249	0.244	0.005
La experiencia del ejecutivo de cuenta es $> 10$ años (=1)	1,616	0.389	0.488	0.379	0.402	-0.023
El ejecutivo de cuenta tiene 19-28 años -old (=1)	1,616	0.205	0.404	0.202	0.211	-0.009
El ejecutivo de cuenta tiene 29-48 años-old (=1)	1,616	0.694	0.461	0.701	0.686	0.015
El ejecutivo de cuenta tiene $> 48$ años-old (=1)	1,616	0.100	0.300	0.098	0.104	-0.006
El ejecutivo de cuenta es pro-hombres (=1)	1,616	0.275	0.447	0.295	0.247	0.048
Si no le gustan las clientes mujeres porque hacen demasiadas preguntas en comparación con los hombres (=1)	1,616	0.123	0.329	0.116	0.133	-0.017
...porque tienen dificultad para comunicarse en comparación con los hombres (=1)	1,616	0.269	0.444	0.274	0.263	0.011
...porque son demasiado exigentes y quieren respuestas más rápidas en comparación con los hombres (=1)	1,616	0.152	0.359	0.148	0.158	-0.010
...porque tienen tasas de reembolso más bajas en comparación con los hombres (=1)	1,616	0.164	0.370	0.167	0.159	0.008
...porque están relativamente desinformados sobre productos financieros en comparación con los hombres(=1)	1,616	0.291	0.455	0.295	0.287	0.008
Si no le gustan los clientes hombres porque hacen demasiadas preguntas en comparación con las mujeres (=1)	1,616	0.138	0.345	0.132	0.146	-0.014
...porque tienen dificultad para comunicarse en comparación con las mujeres (=1)	1,616	0.249	0.433	0.242	0.259	-0.017
...porque son demasiado exigentes y quieren respuestas más rápidas en comparación con las mujeres (=1)	1,616	0.105	0.306	0.094	0.118	-0.024
...porque tienen tasas de reembolso más bajas en comparación con las mujeres (=1)	1,616	0.045	0.206	0.044	0.045	-0.001
...porque están relativamente desinformados sobre productos financieros en comparación con las mujeres (=1)	1,616	0.463	0.499	0.487	0.431	0.056
Si recibió un mensaje pro-mujere (=1)	1,616	0.497	0.500	0.491	0.507	-0.016

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo asignadas. La Dif. de medias calcula las diferencias de medias entre hombres y mujeres. Valor p calculado con base en errores estándar agrupados a nivel de región-banco.

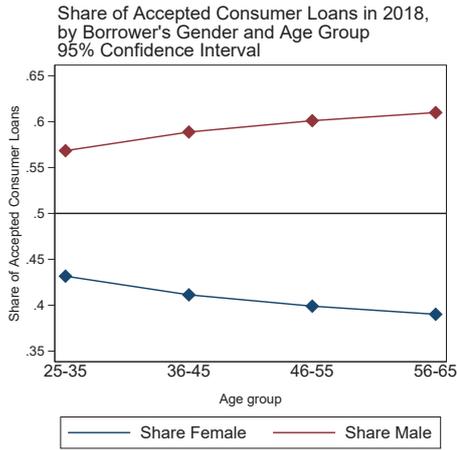
TABLE A.IV. sumen estadístico y Balance en línea de base (cont.)

	Obs.	Media	Dev. Est	Mujeres	Hombres	Dif. de medias	Val.p-
Panel C. Características de los préstamos							
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 1 (= 1)	1,616	0.131	0.337	0.127	0.136	-0.009	0.622
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 2 (= 1)	1,616	0.025	0.155	0.025	0.025	0.000	0.904
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 3 (= 1)	1,616	0.056	0.231	0.059	0.053	0.006	0.658
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 4 (= 1)	1,616	0.017	0.128	0.017	0.016	0.001	0.349
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 5 (= 1)	1,616	0.157	0.364	0.161	0.152	0.009	0.525
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 6 (= 1)	1,616	0.207	0.405	0.206	0.209	-0.003	0.871
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 7 (= 1)	1,616	0.079	0.270	0.086	0.070	0.016	0.271
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 8 (= 1)	1,616	0.183	0.386	0.191	0.171	0.020	0.209
Si la solicitud de préstamo es asignada a un ejecutivo de cuenta en el Banco 9 (= 1)	1,616	0.145	0.352	0.128	0.168	-0.040	0.188
Monto del Préstamo Solicitado (USD)	1,616	7,656	3,633	7,666	7,642	24.162	0.818
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$1,500 USD (= 1)	1,616	0.061	0.239	0.059	0.063	-0.004	0.279
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$3,000 USD (= 1)	1,616	0.136	0.342	0.134	0.137	-0.003	0.866
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$4,500 USD (= 1)	1,616	0.118	0.322	0.120	0.114	0.006	0.617
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$6,000 USD (= 1)	1,616	0.124	0.329	0.119	0.130	-0.011	0.347
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$7,500 USD (= 1)	1,616	0.131	0.338	0.142	0.117	0.025	0.095
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$9,000 USD (= 1)	1,616	0.116	0.320	0.108	0.126	-0.018	0.163
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$10,500 USD (= 1)	1,616	0.119	0.324	0.124	0.113	0.011	0.471
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$12,000 USD (= 1)	1,616	0.125	0.331	0.119	0.133	-0.014	0.336
Si el Monto del Préstamo Solicitado es \$13,500 USD (= 1)	1,616	0.071	0.257	0.074	0.067	0.007	0.504
Plazo del Préstamo Solicitado (en meses)	1,616	36.037	14.255	35.982	36.077	0.095	0.818
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 12 Meses (= 1)	1,616	0.061	0.239	0.059	0.063	-0.004	0.279
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 18 Meses (= 1)	1,616	0.136	0.342	0.134	0.137	-0.003	0.866
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 24 Meses (= 1)	1,616	0.118	0.322	0.120	0.114	0.006	0.617
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 30 Meses (= 1)	1,616	0.124	0.329	0.119	0.130	-0.011	0.347
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 36 Meses (= 1)	1,616	0.131	0.338	0.142	0.117	0.025	0.095
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 42 Meses (= 1)	1,616	0.116	0.320	0.108	0.126	-0.018	0.163
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 48 Meses (= 1)	1,616	0.119	0.324	0.124	0.113	0.011	0.471
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 54 Meses (= 1)	1,616	0.125	0.331	0.119	0.133	-0.014	0.336
Si el Plazo del Préstamo Solicitado es 60 Meses (= 1)	1,616	0.071	0.257	0.074	0.067	0.007	0.504
Semana del Préstamo Solicitado (1 a 10)	1,068	2.453	2.010	2.417	2.506	-0.089	0.540
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 1 (= 1)	1,068	0.542	0.498	0.548	0.533	0.015	0.649
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 2 (= 1)	1,068	0.117	0.322	0.128	0.102	0.026	0.143
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 3 (= 1)	1,068	0.021	0.142	0.022	0.018	0.004	0.722
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 4 (= 1)	1,068	0.191	0.393	0.180	0.208	-0.028	0.349
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 5 (= 1)	1,068	0.030	0.171	0.020	0.044	-0.024	0.058
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 6 (= 1)	1,068	0.037	0.190	0.038	0.037	0.001	0.941
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 7 (= 1)	1,068	0.025	0.157	0.024	0.028	-0.004	0.509
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 8 (= 1)	1,068	0.031	0.173	0.035	0.025	0.010	0.400
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 9 (= 1)	1,068	0.004	0.061	0.005	0.002	0.003	0.565
Si la solicitud de préstamo fue enviada en la semana 10 (= 1)	1,068	0.002	0.043	0.002	0.002	0.000	0.797

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo asignadas. La Dif. de medias calcula las diferencias de medias entre hombres y mujeres. Valor p calculado con base en errores estándar agrupados a nivel de región-banco.

Figura A.I. Préstamos de consumo Aceptados y Monto medio del Préstamo aceptado, por Género y Edad

(a) Porcentaje de Préstamos de consumo Aceptados en 2018, por Género y Grupo de edad del Prestatario.



(b) Monto medio del Préstamo Aceptado en 2018, por Género y Grupo de edad del Prestatario..

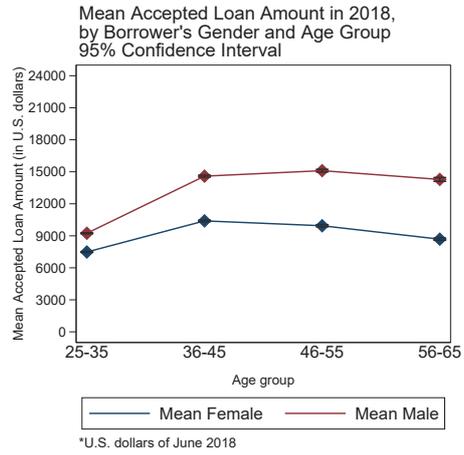
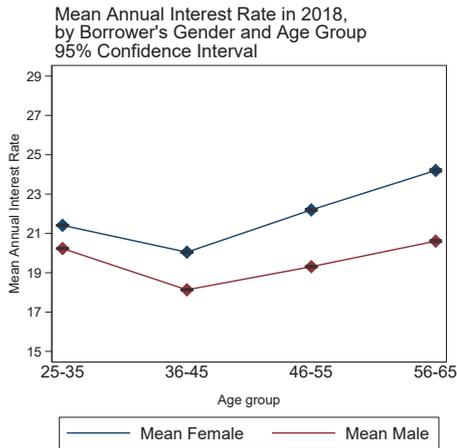


Figura A.II. Tasa de interés Media Anual e Ingreso Medio, por Género y Edad

(a) Tasa de interés Media Anual para Préstamos de consumo Aceptados en 2018, por Género y Grupo de edad del Prestatario.



(b) Ingreso mensual Medio de los Prestatarios en 2018, por Género y Grupo de edad del Prestatario.

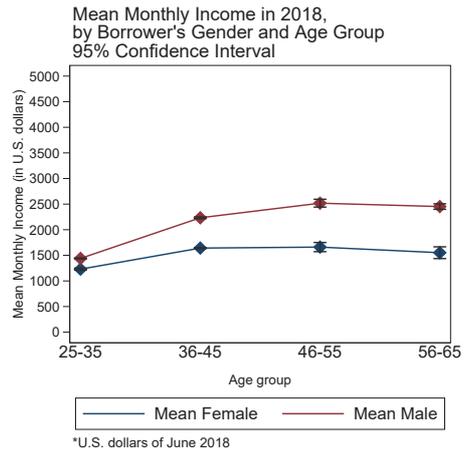


Figura A.III. Diseño experimental

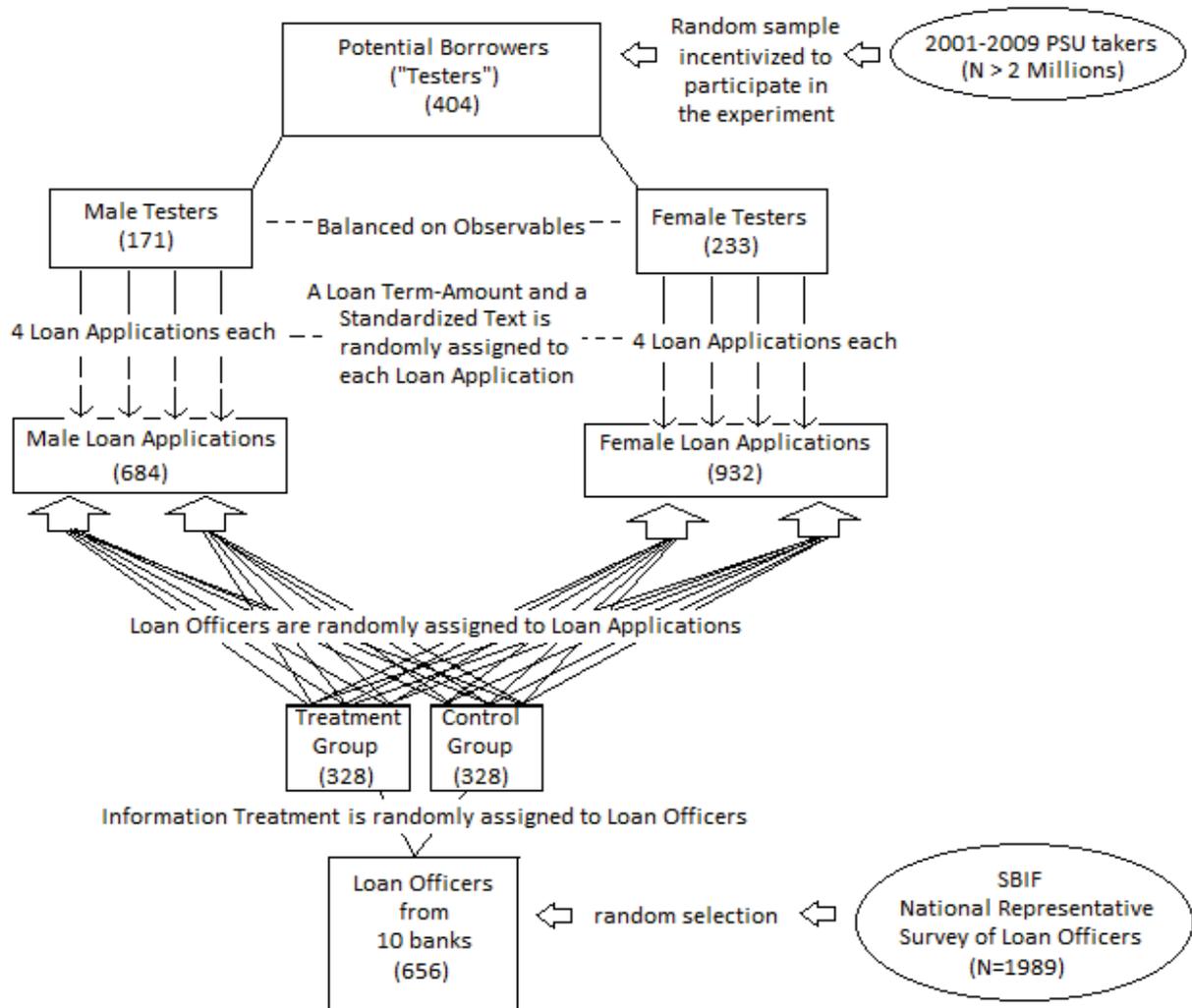
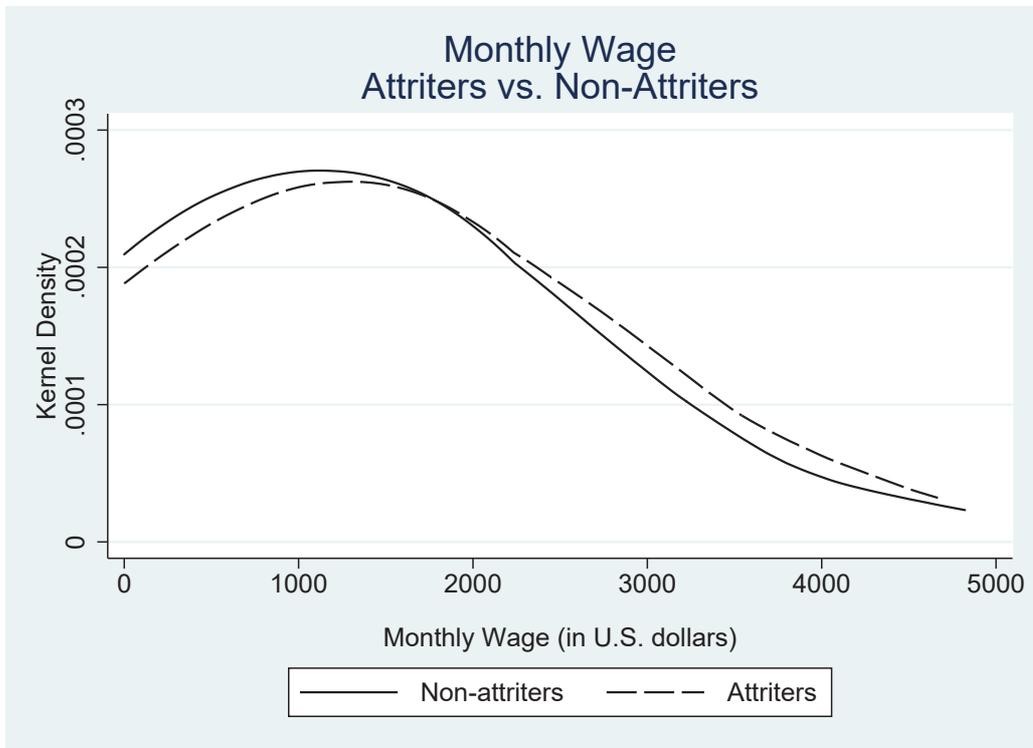


Figura A.IV. Distribución del Salario Mensual, Desertores vs. No desertores



## Apéndice B. Resultados Adicionales

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

Nuestro esquema de aleatorización estratifica a los ejecutivos de cuenta por región, banco, y género. Dentro de cada estrato, asignamos aleatoriamente una observación de solicitud de préstamo de un tester a un ejecutivo de cuenta. Una práctica común en el mercado de crédito al consumo es que, cuando un ejecutivo de cuenta recibe una solicitud de préstamo de un solicitante que reside en un municipio distinto a donde trabaja el ejecutivo de cuenta, él/ella reasigna dicha solicitud de préstamo a un colega que trabaje en una sucursal en donde reside el solicitante. Por lo tanto, a fin de minimizar las reasignaciones internas de solicitudes de préstamo, decidimos restringir la asignación aleatoria a los testers que viven en la misma región de la sucursal donde trabaja el ejecutivo de cuenta. De tal forma que el ejecutivo de cuenta asignado siempre trabaja en el mismo municipio donde reside el tester. Nótese, sin embargo, que la proporción de ejecutivos de cuenta por solicitud dentro de un municipio determinado varía de un municipio a otro y, como resultado, algunos ejecutivos de cuenta recibieron más de una solicitud de préstamo. De hecho, el 50% de los ejecutivos de cuenta que participaron en el experimento recibieron más de una solicitud de préstamo, para un promedio de 3,7 solicitudes de préstamo cada uno.

Una preocupación aquí es que los ejecutivos de cuenta que reciben más de una solicitud (ejecutivos de cuenta con conjunto de solicitudes) aumentan las posibilidades de que se produzcan efectos de sospecha y/o saturación, lo que sin duda podría afectar la decisión de responder/aprobar una solicitud de préstamo por parte de los ejecutivos de cuenta. Ese sería el caso si, por ejemplo, el ejecutivo de cuenta encontrara que el número de solicitudes recibidas en un día determinado es notoriamente mayor en comparación con una secuencia normal. En el marco del racionamiento crediticio, esto último 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 recibidas 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 simple 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 solicitud unitaria” es estadísticamente diferente del mismo efecto derivado de su muestra contrafáctica de solicitudes de préstamo presentadas a ejecutivos de cuenta “con conjunto de solicitudes”. 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 y/o saturación.

Aunque a los ejecutivos de cuenta les fueron asignados 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 conjunto de solicitudes genera cambios estadísticamente significativos en el tamaño del efecto de las estimaciones de género. Seguimos el procedimiento estándar y agrupamos los errores estándar a nivel del ejecutivo de cuenta. Como se muestra en el Cuadro B.I, no rechazamos la hipótesis nula de que no existen diferencias en el efecto de género entre las dos especificaciones <sup>56</sup>. En general, esta evidencia apoya 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 para el econométrico probablemente estén bien equilibradas entre las solicitudes de hombres y de mujeres.

---

<sup>56</sup>Nótese que, aunque la inclusión de efectos fijos específicos del ejecutivo de cuenta y la agrupación de errores estándar a nivel de los ejecutivos de cuenta redujo ligeramente la importancia estadística del efecto de género en las tasas de aprobación (columna (8)), esto no nos lleva a cambios en las decisiones de rechazo de la hipótesis nula, ya que la prueba unilateral sigue siendo significativa en los niveles convencionales y, por lo tanto, se asemeja a las pruebas que se muestran en nuestra especificación principal (columna (5))

TABLE B.I. La Función de los Efectos fijos del Ejecutivo de cuenta

	La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)				La solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)			
	Todas	Solicitud unitaria	Con conjunto de solicitudes	Con conjunto de solicitudes	Todas	Solicitud unitaria	Con conjunto de solicitudes	Con conjunto de solicitudes
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mujeres (= 1)	-0.009 (0.018)	-0.037 (0.044)	-0.006 (0.021)	-0.021 (0.030)	-0.055* (0.029)	-0.060 (0.071)	-0.060* (0.033)	-0.081* (0.042)
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{female} > 0$	0.302	0.200	0.381	0.246	0.028	0.201	0.036	0.027
Valor- $p$ $H_0 : \beta_S = \beta_{NS}$		0.525				0.999		
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{NS} = \beta_{NS-FE}$				0.682				0.694
Observaciones	1,068	258	810	810	1,068	258	810	810
$R^2$	0.181	0.338	0.209	0.439	0.238	0.315	0.254	0.529
Género del ejecutivo de cuenta	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓	×
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓	×
Tratamiento de información	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓	×
Var. de línea de base del E.C.	✓	✓	✓	×	✓	✓	✓	×
E.F. Plazo-Monto del Préstamo Solicitado.	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
E.F. del ejecutivo de cuenta	×	×	×	✓	×	×	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. La muestra “con solicitud unitaria” incluye solo las solicitudes de préstamo presentadas a los ejecutivos de cuenta que recibieron solo una solicitud. La muestra “con conjunto de solicitudes” incluye solo las solicitudes de préstamo presentadas a los ejecutivos de cuenta que recibieron dos solicitudes o más. Las variables de línea de base a nivel del Prestatario incluyen las variables ficticias de Edad (<28; 29–35), 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; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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 del ejecutivo de cuenta se muestran entre paréntesis. 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  $\beta_{female}$  difiere entre las muestras con solicitud unitaria para una prueba unilateral de la hipótesis nula de que y aquellas con conjunto de solicitudes, y el valor- $p$  para una prueba bilateral de la hipótesis nula de que  $\beta_{female}$  difiere entre las regresiones con y sin efectos fijos del ejecutivo de cuenta en la muestra “con conjunto de solicitudes”. \*Significativos al 10%. \*\*Significativos al 5%. \*\*\*Significativos al 1%.

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

¿Aumenta la discriminación de género en el acceso al mercado de crédito al consumo cuando los prestatarios señalan menores ingresos? El Cuadro B.II muestra evidencia de esto comparando las solicitudes de préstamo presentadas por hombres y mujeres que están por encima y por debajo del salario mensual medio ( $\approx$  \$1,000 U.S. dollars). 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 es a favor de las mujeres, no en contra de ellas, 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 segundo lugar, en términos de 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 donde encontramos que la distribución del salario mensual de los testers cuyas solicitudes no fueron aceptadas está notablemente desplazada hacia la izquierda en comparación con la distribución de los 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. De hecho, como se muestra en el Gráfico B.II en el Apéndice, las distribuciones de salario de hombres y mujeres para las solicitudes de préstamo aceptadas y no aceptadas se comportan de manera similar en todo el ámbito de los salarios, lo que ilustra que las diferencias en las tasas de aceptación entre hombres y mujeres no varían según los ingresos.

TABLE B.II. Efectos heterogéneos por salario mensual del individuo

	La solicitud de préstamo fue respondida (= 1)		La solicitud de préstamo fue aprobada (= 1)	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Mujeres (= 1)	-0.042 (0.030)	-0.038 (0.030)	-0.060 (0.045)	-0.067 (0.049)
Salario Mensual < Media (= 1)	-0.008 (0.033)	0.008 (0.034)	-0.232*** (0.053)	-0.223*** (0.069)
Mujer × (Salario Mensual < Media)	0.067* (0.039)	0.055 (0.040)	0.014 (0.077)	0.010 (0.370)
Valor- $p$ $H_0 : \beta_{inter} > 0$	0.952	0.914	0.573	0.547
Observaciones	1,068	1,068	1,068	1,068
$R^2$	0.170	0.182	0.223	0.232
Media Hombres (= 1) si Salario Mensual < Median	0.892	0.892	0.278	0.278
Género del ejecutivo de cuenta	✓	✓	✓	✓
E.F. Plazo-Monto del Préstamo	✓	✓	✓	✓
E.F. Región-Banco	✓	✓	✓	✓
E.F. Semana	✓	✓	✓	✓
Tratamiento de información	✓	✓	✓	✓
Var. de línea de base del prestatario	×	✓	×	✓
Var. de línea de base del E.C.	×	✓	×	✓

Nota: La muestra de análisis son las solicitudes de préstamo presentadas. El Ingreso Mensual medio es USD 1.000, Todos los modelos de regresión incluyen variables de estratificación, es decir, una variable ficticia por género del ejecutivo de cuenta, variables ficticias para el Plazo-Monto del Préstamo Solicitado y efectos fijos de región-banco, más efectos fijos de tiempo-semana 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 controla las variables de línea de base a nivel del Prestatario, incluidas las variables ficticias de edad (<28; 29–35), Si está Casado/a, Si es autónomo/a, y Si es Cliente del Banco; las variables de línea de base a nivel del Ejecutivo de Préstamos, 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, 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. \*Significativos al 10 %. \*\*Significativos al 5 %. \*\*\*Significativos al 1 %.

Figura B.I. Distribución de Salario Mensual, Aceptados vs. No aceptados

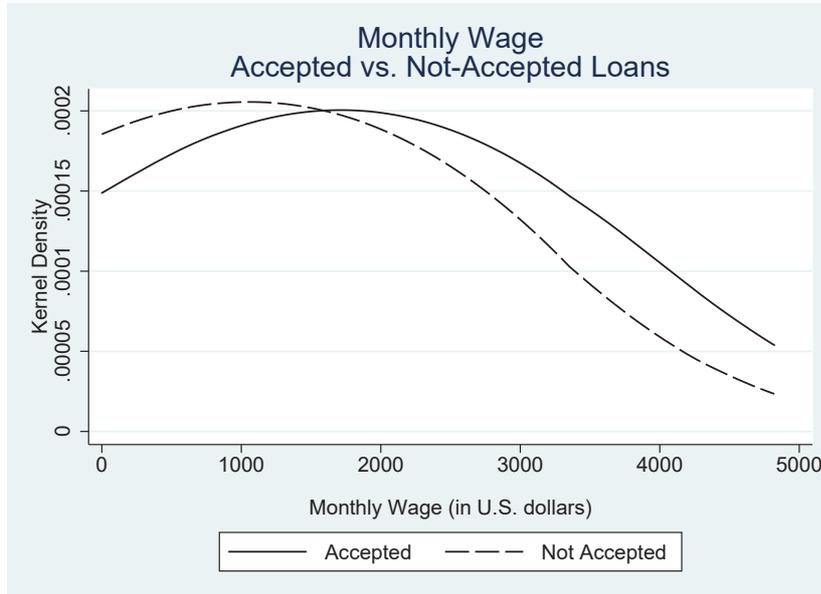
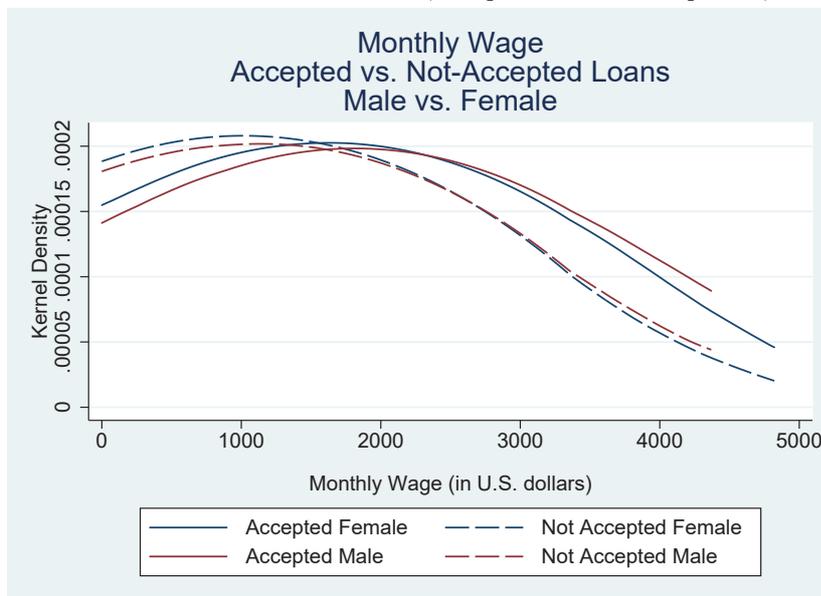


Figura B.II. Distribución de Salario Mensual, Aceptados vs. No aceptados, Por Género



## Apéndice C. Evidencias (PARA PUBLICAR EN INTERNET)

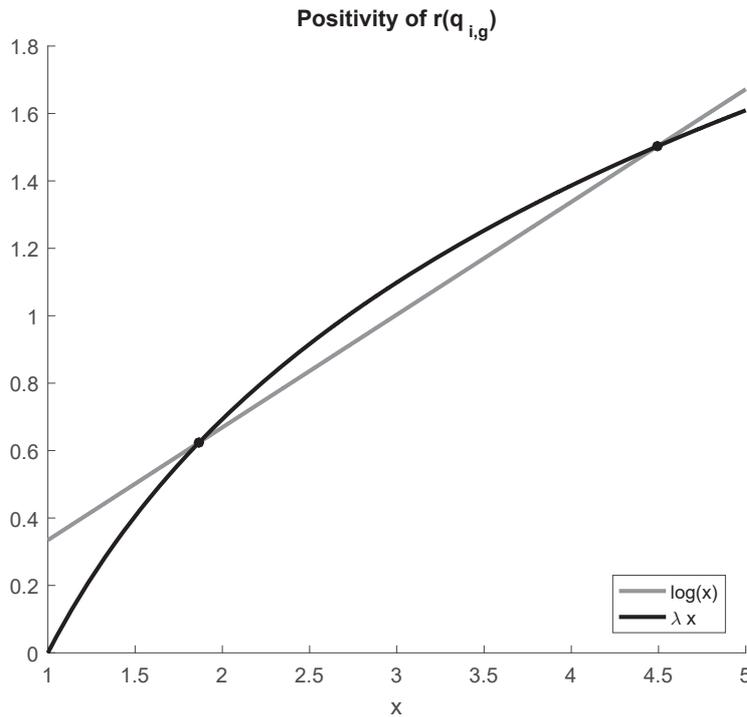
**Prueba de solución interior del model.** Encontramos condiciones para asegurar que  $r \in (0, 1)$ . La solución interior es dada por

$$r(q_{i,g}) = \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\lambda L_{i,g} + \beta \alpha_{i,g}}$$

Queremos encontrar  $L_1$  y  $L_2$  de manera que  $r(q_{i,g}, L_{i,g}) \geq 0$  en  $[L_1, L_2]$ . Basta mostrar que  $f(L_{i,g}) = \log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}$  tiene apoyo  $(L_1, L_2)$ .

Nótese que, si  $\lambda < \frac{1}{e}$ , entonces  $f(1) < 0$  and  $f(e) > 0$ . Así, por continuidad existe  $L_1 \in (1, e)$  de manera que  $f(L_1) = 0$ . Tenemos que  $\lim_{L_{i,g} \rightarrow \infty} f(L_{i,g}) = -\infty$ . Por lo tanto, existe  $L_2 > e$  de manera que  $r(L_2) = 0$ . Dado que  $f$  es estrictamente cóncavo y regular, tenemos la singularidad de  $L_1, L_2$ , y  $r(q_{i,g}, L_{i,g}) > 0$  en  $(L_1, L_2)$ , como se ilustra en el Gráfico C.I del Apéndice abajo.

Figura C.I



Ahora verificamos que  $r \leq 1$ . Sabemos que  $\forall L_{i,g}$ ,

$$\frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\lambda L_{i,g}} \leq \frac{1 - \lambda e}{\lambda e}, \quad (\text{C.1})$$

lo que implica que

$$r(q_{i,g}, L_{i,g}) < \frac{1 - \lambda e}{\lambda e}.$$

Por lo tanto, si  $\lambda \geq \frac{10}{11e}$  then  $r(q_{i,g}, L_{i,g}) \leq 0.1 < 1$ . □

**Prueba de caracterización de  $\frac{\partial}{\partial L_{i,g}} r(q_{i,g}, L_{i,g})$ :**

Por último, para  $L_{i,g} \in (L_1, L_2)$ , calculamos  $\frac{\partial}{\partial L_{i,g}} r(q_{i,g}, L_{i,g})$ :

$$\begin{aligned} \frac{\partial r(q_{i,g}, L_{i,g})}{\partial L_{i,g}} &= \frac{\left(\frac{1}{L_{i,g}} - \lambda\right) (\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g}) - \lambda (\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g})}{(\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g})^2} \\ &= \frac{\left(\frac{1}{L_{i,g}} - \lambda\right) \eta \alpha_{i,g} - \lambda (\log(L_{i,g}) - 1)}{(\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g})^2} \end{aligned}$$

Vamos a definir:

$$g(L_{i,g}) = \left(\frac{1}{L_{i,g}} - \lambda\right) \eta \alpha_{i,g} - \lambda (\log(L_{i,g}) - 1).$$

Así,  $\frac{\partial r(q_{i,g}, L_{i,g})}{\partial L_{i,g}} \geq 0$  si y solo si  $g(L_{i,g}) \geq 0$ . Ya que

i)  $g(L_{i,g}) < 0, \forall L_{i,g} > \frac{1}{\lambda},$

ii)  $g(e) > 0,$

entonces, por continuidad, existe  $L^* \in (e, \frac{1}{\lambda})$  de manera que  $g(L_{i,g}) = 0$ . Además

$$\frac{dg(L_{i,g})}{dL_{i,g}} = -\frac{\eta \alpha_{i,g}}{L_{i,g}^2} - \frac{\lambda}{L_{i,g}} < 0,$$

$L^* \in (e, \frac{1}{\lambda})$  el elemento único en  $(L_1, L_2)$  de manera que  $g(L_{i,g}) = 0$  y

$$\begin{aligned} g(L_{i,g}) &> 0, \quad \forall L_{i,g} \in (L_1, L^*), \\ g(L_{i,g}) &< 0, \quad \forall L_{i,g} \in (L^*, L_2). \end{aligned}$$

Por lo tanto, concluimos que

i)  $\frac{\partial r(q_{i,g}, L_{i,g})}{\partial L_{i,g}} > 0$ , para todos  $L_{i,g} \in (L_1, L^*)$ ,

ii)  $\frac{\partial r(q_{i,g}, L_{i,g})}{\partial L_{i,g}} < 0$ , para todos  $L_{i,g} \in (L^*, L_2)$ . □

**Proof for**  $\frac{\partial}{\partial \mu_g} \mathbb{E}(B(r(q_{i,g}))) > 0$

Sabemos que:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \mu_g} \mathbb{E}(B(r(q_{i,g}))) &= W((1+r(q_{i,g}))L_{i,g}) + \alpha_{i,g}W'((1+r(q_{i,g}))L_{i,g})L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \\ &\quad + W(L_{i,g}) - C'_1(\alpha_{i,g}r(q_{i,g})) \left( r(q_{i,g}) + \alpha_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right), \end{aligned}$$

y como,

$$\begin{aligned} r(q_{i,g}) + \alpha_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} &= \lambda L_{i,g} \frac{\log(L_{i,g} - \lambda L_{i,g})}{(\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g})^2} \\ &= -\frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g}, \end{aligned}$$

obtenemos:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \mu_g} \mathbb{E}(B(r(q_{i,g}))) &= W((1+r(q_{i,g}))L_{i,g}) + \alpha_{i,g}W'((1+r(q_{i,g}))L_{i,g})L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \\ &\quad + W(L_{i,g}) + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} C'_1(\alpha_{i,g}r(q_{i,g})) \\ &= \frac{1}{\lambda} \left( 1 - e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} \right) + \frac{1}{\lambda} \left( 1 - e^{-\lambda L_{i,g}} \right) \tag{C.2} \\ &\quad + \alpha_{i,g} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{\eta \alpha_{i,g} r(q_{i,g})} \end{aligned}$$

Observamos que:

$$\begin{aligned}\frac{1}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))}\right) &\geq 0, \\ \frac{1}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}}\right) &\geq 0, \\ \alpha_{i,g} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} &\leq 0, \\ \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{\eta \alpha_{i,g} r(q_{i,g})} &\leq 0.\end{aligned}$$

Entonces, para demostrar que  $\frac{\partial}{\partial \mu_g} \mathbb{E}(B(r(q_{i,g}))) > 0$  tenemos que probar dos cosas. Primero, probamos que la suma de los dos primeros elementos de la ecuación C.2 son superiores a 1,5. Segundo, probamos que la suma de los dos últimos elementos de la ecuación C.2 son inferiores a 1,5 en valor absoluto.

1. Primero, probamos que la suma de los dos primeros elementos de la ecuación C.2 son superiores a:

$$\frac{1}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))}\right) + \frac{1}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}}\right) > 1.5.$$

Nótese que  $\frac{1}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))}\right)$  disminuye a  $\frac{1}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}}\right)$  mientras que  $\eta$  crece hasta el infinito. Por lo tanto,

$$\frac{\partial}{\partial \mu_g} \mathbb{E}(B(r(q_{i,g}))) > \frac{2}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}}\right) + \alpha_{i,g} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{\eta \alpha_{i,g} r(q_{i,g})}.$$

Como  $\frac{10}{11e} < \lambda < \frac{1}{e}$  and  $L_{i,g} > 1$ , entonces  $\frac{2}{\lambda} \left(1 - e^{-\lambda L_{i,g}}\right) > 2e \left(1 - e^{-\frac{10}{11e}}\right) > 1.5$ .

2. Segundo, probamos que la suma de los dos últimos elementos de la ecuación C.2 son inferiores a 1,5 en valor absoluto:

$$\left| \alpha_{i,g} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{\eta \alpha_{i,g} r(q_{i,g})} \right| < 1.5.$$

A continuación, mostramos los límites por encima de los términos involucrados. Recordemos que,  $\forall L_{i,g}$ ,

$$\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g} \leq \log\left(\frac{1}{\lambda}\right) - 1, \quad (\text{C.3})$$

lo que implica:

$$\begin{aligned}
\eta\alpha_{i,g}r(q_{i,g}) &= \eta\alpha_{i,g} \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\lambda L_{i,g} + \eta\alpha_{i,g}} \\
\Rightarrow \eta\alpha_{i,g}r(q_{i,g}) &= \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\frac{\lambda L_{i,g}}{\eta\alpha_{i,g}} + 1} \\
\Rightarrow \eta\alpha_{i,g}r(q_{i,g}) &< \log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g} \\
\Rightarrow \eta\alpha_{i,g}r(q_{i,g}) &< \log\left(\frac{1}{\lambda}\right) - 1 \\
\Rightarrow e^{\eta\alpha_{i,g}r(q_{i,g})} &< \frac{1}{\lambda e}.
\end{aligned}$$

Así,

$$\begin{aligned}
&\left| \alpha_{i,g}L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{\eta\alpha_{i,g}r(q_{i,g})} \right| \\
< &\alpha_{i,g}L_{i,g} \left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right| e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right| e^{\eta\alpha_{i,g}r(q_{i,g})} \\
< &\alpha_{i,g}L_{i,g} \left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right| + \frac{L_{i,g}}{\eta e} \left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right|.
\end{aligned}$$

Además,

$$\begin{aligned}
\frac{L_{i,g}}{\eta e} \left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right| &= \frac{L_{i,g}}{e} \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{(\lambda L_{i,g} + \eta\alpha_{i,g})^2} \\
&< \frac{L_{i,g}}{e} \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\lambda^2 L_{i,g}^2} \\
&= \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\lambda^2 L_{i,g} e} \\
&< \left(\frac{1}{\lambda}\right)^2 \frac{1}{e^2} (1 - \lambda e) && \text{/dado por (1)} \\
&< \left(\frac{11e}{10}\right)^2 \frac{1}{e^2} \left(1 - \frac{10}{11e} e\right) \\
&= \left(\frac{11}{10}\right)^2 \left(1 - \frac{10}{11}\right) \\
&= \frac{11}{100}.
\end{aligned}$$

Ahora, con el fin de encontrar un límite por encima de  $\left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right|$  calculamos sus puntos críticos:

$$\begin{aligned}
& \frac{\partial^2 r(q_{i,g})}{\partial \eta \partial \mu_g} = 0 \\
\Leftrightarrow & - \left[ \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{(\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g})^2} - 2\eta \alpha_{i,g} \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{(\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g})^3} \right] = 0 \\
\Leftrightarrow & - \left[ 1 - \frac{2\eta \alpha_{i,g}}{(\lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g})} \right] = 0 \\
\Leftrightarrow & 2\eta \alpha_{i,g} = \lambda L_{i,g} + \eta \alpha_{i,g} \\
\Leftrightarrow & \eta = \frac{\lambda L_{i,g}}{\alpha_{i,g}}.
\end{aligned}$$

Además,  $\frac{\partial^2 r(q_{i,g})}{\partial \eta \partial \mu_g} > 0$  si y solo si  $\eta > \frac{\lambda L_{i,g}}{\alpha_{i,g}}$  y, por lo tanto,  $\eta = \frac{\lambda L_{i,g}}{\alpha_{i,g}}$  maximiza  $\left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right|$ .

Esto implica la siguiente desigualdad:

$$\begin{aligned}
\alpha_{i,g} L_{i,g} \left| \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} \right| & \leq \alpha_{i,g} L_{i,g} \left( \frac{\lambda L_{i,g}}{\alpha_{i,g}} \right) \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{\left( \lambda L_{i,g} + \frac{\lambda L_{i,g}}{\alpha_{i,g}} \alpha_{i,g} \right)^2} \\
& = \lambda L_{i,g}^2 \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{4\lambda^2 L_{i,g}^2} \\
& = \frac{\log(L_{i,g}) - \lambda L_{i,g}}{4\lambda} \\
& < \frac{1}{4\lambda} \left( \log \left( \frac{1}{\lambda} \right) - 1 \right), \quad / \text{dado (2)} \\
& < \frac{11e}{40} \left( \log \left( \frac{11e}{10} \right) - 1 \right),
\end{aligned}$$

de la que obtenemos:

$$\begin{aligned}
\left| \alpha_{i,g} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{-\lambda L_{i,g}(1+r(q_{i,g}))} + \frac{\lambda}{\eta} L_{i,g} \frac{\partial r(q_{i,g})}{\partial \mu_g} e^{\eta \alpha_{i,g} r(q_{i,g})} \right| & < \frac{11e}{40} \left( \log \left( \frac{11e}{10} \right) - 1 \right) + \frac{11}{100} \\
& < 0.19 \\
& < 1,5
\end{aligned}$$

Por lo tanto, para cualquier valor dado de  $L_{i,g} \in (L_1, L_2)$ ,  $q_{i,g}$ ,  $\mu_g$  and  $\eta$ , tenemos que

$$\frac{\partial}{\partial \mu_g} \mathbb{E}(B(r(q_{i,g}))) > 0.$$

□

## Referencias

- Agarwal, S., Wang, F. H., 2009. Perverse Incentives at the Banks?: Evidence from a Natural Experiment. Unpublished working paper, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Agier, I., Szafarz, A., 2013. Microfinance and Gender: Is There a Glass Ceiling on Loan Size? *World Development* 42, 165–181.
- Aigner, D., Cain, G., 1977. Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review* 30, 175–187.
- Akerlof, G., 1980. The Theory of Social Custom, of which Unemployment may be One Consequence. *Quarterly Journal of Economics* IXIV, 749–775.
- Alesina, A., Lotti, F., Mistrulli, P., 2013. Do Women Pay More for Credit?: Evidence from Italy. *Journal of the European Economic Association* 11, 45–66.
- Ameen, F., 2004. Loan Repayment in the Grameen Bank: The Importance of Borrower Opportunity Cost and Gender. *Research in Banking and Finance* 5, 109–136.
- Andreeva, G., Matuszyk, A., 2019. The Law of Equal Opportunities or Unintended Consequences?: The Impact of Unisex Risk Assessment in Consumer Credit. Mimeo.
- Anthony, D., Horne, C., 2003. Gender and Cooperation: Explaining Loan Repayment in Micro-credit Groups. *Social Psychology Quarterly* 66, 293–302.
- Arrow, K., 1973. The Theory of Discrimination. *Discrimination in Labor Markets* 9, 3–33.
- Ayres, I., Siegelman, P., 1995. Race and Gender Discrimination in Bargaining for a New Car. *American Economic Review* 85, 304–321.
- Barasinska, N., Schafer, D., 2010. Are Women More Credit-constrained than Men?: Evidence from a Rising Credit Market. Working Paper FINESSE, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- Bartlett, R., Morse, A., Stanton, R., Wallace, N., 2018. Consumer-Lending Discrimination in the Era of Fintech. mimeo.

- Bayer, P., Ferreira, F., Ross, S., 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.
- Beck, T., Behr, P., Guettler, A., 2013. Gender and Banking: Are Women Better Loan Officers? *Review of Finance* 17, 1279–1321.
- Beck, T., Behr, P., Madestam, A., 2018. Sex and Credit: Is there a Gender Bias in Lending? *Journal of Banking and Finance* 87.
- Becker, G., 1957. *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press.
- Becker, G., 1993. Nobel Lecture: The Economic Way of Looking at Behavior. *Journal of Political Economy* 101, 385–409.
- Bellucci, A., Borisov, A., Zazzaro, A., 2010. Does Gender Matter in Bank–Firm Relationships?: Evidence from Small Business Lending. *Journal of Banking and Finance* 34, 2968–2984.
- Berkovec, J., Canner, G., G. S., Hannan, T., 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, edited by Orley Ashenfelter and David Card, Chapter 17.
- Bertrand, M., Duflo, E., 2017. Field Experiments on Discrimination. *Handbook of Field Experiments*, Edited by Abijith V. Banerjee and Esther Duflo, Chapter 8.
- Bertrand, M., Mullainathan, S., 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., Goodyear-Grant, E., 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., Levine, P., Zimmerman, J., 2003. Discrimination in the Small-Business Credit Market. *Review of Economics and Statistics* 85, 930–943.
- Borhen, J., Haggag, K., Imas, A., Pope, D., 2019. Inaccurate Statistical Discrimination. NBER Working Paper No. 25935.

- Bowles, H., Babcock, L., Lai, L., 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.
- Bowles, H., Babcock, L., McGinn, K., 2005. Constraints and Triggers: Situational Mechanics of Gender in Negotiation. *Journal of Personality and Social Psychology* 89, 951–965.
- Bricker, J., Kennickell, A., Moore, K., Sabelhaus, J., 2010. Changes in U.S. Family Finances from 2007 to 2010: Evidence from the Survey of Consumer Finances. *Federal Reserve Bulletin* 98, 1–80.
- Bruhn, M., McKenzie, D., 2009. In Pursuit of Balance: Randomization in Practice in Development Field Experiments. *American Economic Journal: Applied Economics* 1, 200–232.
- Bugni, F., Canay, I., Shaikh, A., 2018. Inference under Covariate-Adaptive Randomization. *Journal of the American Statistical Association*, Forthcoming.
- Cameron, C., Miller, D., 2015. A Practitioner’s Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources* 50, 317–372.
- Card, D., Cardoso, A., Kline, P., 2016. Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women. *Quarterly Journal of Economics* 131, 633–686.
- Carter, S., Shaw, E., Lam, W., Wilson, F., 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., Cavalluzzo, L., 1998. Market Structure and Discrimination: The Case of Small Businesses. *Journal of Money, Credit and Banking* 30, 771–792.
- Cavalluzzo, K., Cavalluzzo, L., Wolken, J., 2002. Competition, Small Business Financing, and Discrimination: Evidence from a New Survey. *The Journal of Business* 75, 641–679.
- Charles, K., Guryan, J., 2008. Prejudice and Wages: An Empirical Assessment of Becker’s “The Economics of Discrimination”. *Journal of Political Economy* 116, 773–809.

- Charles, K., Hurst, E., 2002. The Transition to Home Ownership and the Black-White Wealth Gap. *Review of Economics and Statistics* 84, 281–297.
- Charles, K., Hurst, E., Stephens, M., 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., Sapiro, V., 1993. Gender, Feminist Consciousness, and War. *American Journal of Political Science* 37, 1079–99.
- Cuesta, J., Sepúlveda, A., 2019. Price Regulation in Credit Markets: A Trade-off between Consumer Protection and Credit Access. *Job Market Paper*, University of Chicago.
- Darolia, R., Koedel, C., Martorell, P., Wilson, K., Perez-Arce, F., 2015. Do Employers Prefer Workers who Attend For-Profit Colleges?: Evidence from a Field Experiment. *Journal of Policy Analysis and Management* 34, 881–903.
- Deku, S., Kara, A., Molyneux, O., 2016. Access to Consumer Credit in the U.K. *The European Journal of Finance* 22, 941–964.
- Delavande, A., Zafar, B., 2013. Gender Discrimination and Social Identity: Experimental Evidence from Urban Pakistan. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports* 593.
- Deming, D., Yuchtman, N., Abulafi, A., Goldin, C., Katz, L., 2016. The Value of Postsecondary Credentials in the Labor Market: An Experimental Study. *American Economic Review* 106, 778–806.
- Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S., Hess, J., 2017. *The Global Findex Database: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*. World Bank Group.
- Dobbie, W., Liberman, A., Paravisini, D., Pathania, V., 2018. Measuring Bias in Consumer Lending. *NBER Working Paper No 24953*.
- D’espallier, B., Guérin, I., Mersland, R., 2011. Women and Repayment in Microfinance: A Global Analysis. *World Development* 39, 758–772.
- Eriksson, S., Rooth, D.-O., 2014. Do Employers Use Unemployment as a Sorting Criterion when Hiring?: Evidence from a Field Experiment. *American Economic Review* 104, 1014–1039.

- Ewens, M., Tomlin, B., Choon-Wang, L., 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., Paravisini, D., Vig, V., 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., Hawley, Z., Martin, H., Liu, B., 2016. Discrimination in Mortgage Lending: Evidence from a Correspondence Experiment. *Journal of Urban Economics* 92, 48–65.
- Haselmann, R., Schoenherr, D., Vig, V., 2018. Rent Seeking in Elite Networks. *Journal of Political Economy* 126, 1638–1690.
- Hausmann, R., Tyson, L., Zahidi, S., 2009. The Global Gender Gap Report 2009. Technical Report, World Economic Forum.
- Heckman, J., 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47, 153–162.
- Heckman, J., 1998. Detecting Discrimination. *Journal of Economic Perspectives* 12, 101–116.
- Heckman, J., Siegelman, P., 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.
- Hertzberg, A., Liberti, J. M., Paravisini, D., 2010. Information and Incentives Inside the Firm: Evidence from Loan Officer Rotation. *Journal of Finance* 65, 795–828.

- Imbens, G., Manski, C., 2004. Confidence Intervals for Partially Identified Parameters. *Econometrica* 72, 1845–1857.
- Jayachandran, S., 2015. The Roots of Gender Inequality in Developing Countries. *Annual Review of Economics* 7, 63–88.
- 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., Lange, F., Notowidigdo, M., 2013. Duration Dependence and Labor Market Conditions: Evidence from a Field 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. In: Shaver, P., Hendricks, C. (Eds.), *Sex and Gender: Review of Personality and Social Psychology*. Sage, Newbury Park, CA.
- Mascia, D., Rossi, S., 2017. Is There a Gender Effect on the Cost of Bank Financing? *Journal of Financial Stability* 31, 136–153.
- Montalvo, J., Reynal-Querol, M., 2019. Gender and Credit Risk: A View from the Loan Officers' Desk. Mimeo.
- Muravyev, A., Talavera, O., Schafer, D., 2009. Entrepreneurs' Gender and Financial Constraints: Evidence from International Data. *Journal of Financial Stability* 37, 270–286.
- Neumark, D., Bank, R., Van Nort, K., 1996. Sex Discrimination in Restaurant Hiring: An Audit Study. *Quarterly Journal of Economics* 111, 915–941.
- Nunley, J., Pugh, A., Romero, N., Seals, R., 2014. Unemployment, Underemployment, and Employment Opportunities: Results from a Correspondence Audit of the Labor Market for College Graduates. Auburn University Department of Economics Working Paper Series 4.
- OECD, 2018. Education at a Glance. 2018 Report. OECD Indicators.

- 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., Sydnor, J., 2011. What’s in a Picture?: Evidence of Discrimination from Prosper.com. *Journal of Human Resources* 46, 53–92.
- Ross, S., Turner, M., Godfrey, E., Smith, R., 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 Version XVII.
- Schmitt, M., Branscombe, N., Kobernic, D., Owen, S., 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., Gelfand, M., Babcock, L., Gettman, H., 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., Vacca, V., 2013. Credit Access for Female Firms: Evidence from a Survey on European SMEs. *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)* 176.
- Van Order, R., Vassilis, L., Quigley, J., 1993. Loan Loss Severity and Optimal Mortgage Default. *Real Estate Economics* 21, 353–371.
- Wang, K., Dovidio, J., 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. Insight Report. The World Economic Forum.
- Zussman, A., 2013. Ethnic Discrimination: Lessons from the Israeli Online Market for Used Cars. *The Economic Journal* 123, F433–F468.

