

Tipo de documento: Tesis de Grado



Departamento de Economía. Licenciatura en Economía
Régimen de Promoción del Empleo Formal Privado en el Norte Grande: Análisis del Efecto del Decreto 191/2021 sobre el Empleo Registrado

Autoría: Capra, Santiago; Hammar, Nicolás; Sebo, Ramiro; Subirá, Jaime

Año: 2024

¿Cómo citar este trabajo?

Capra, S., et al. (2024). "Régimen de Promoción del Empleo Formal Privado en el Norte Grande: Análisis del Efecto del Decreto 191/2021 sobre el Empleo Registrado". [Tesis de grado. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella.

<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/13120>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la Universidad Torcuato Di Tella bajo una licencia Creative Commons Atribución/Reconocimiento - No comercial - Compartir igual 4.0 internacional

Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>

Régimen de Promoción del Empleo Formal Privado en el Norte Grande: Análisis del efecto del Decreto 191/2021 sobre el empleo registrado

Alumnos: Santiago Capra, Nicolás Hammar,
Ramiro Sebo, Jaime Subirá

Tutor: Darío Judzik

Licenciatura en Economía
Departamento de Economía
Universidad Torcuato Di Tella

Agosto 2024

Abstract

En este trabajo se analizan los efectos del decreto 191/21, destinado a la reducción del empleo no registrado en provincias argentinas del Noroeste, Noreste y La Rioja (el llamado “Norte Grande”). El decreto, en vigencia por un año posterior a abril de 2021, ofreció una reducción gradual y temporal en los aportes patronales que pagan las empresas de una determinada lista de actividades económicas. Para evaluar la política, armamos un modelo logit con efectos fijos que permitiera estimar la probabilidad de ser un asalariado registrado antes y después de la implementación del decreto. Los datos se obtuvieron de la Encuesta Permanente de Hogares del INDEC, para el periodo 2019 a 2023 y se utilizó como muestra a la población de asalariados a tiempo completo, residentes en algún aglomerado de la región. Las estimaciones indican que los asalariados de actividades tratadas tenían, desde un principio, una mayor probabilidad de estar registrados que aquellos que trabajaban en actividades no tratadas. Más aún, observamos un efecto no significativo del decreto sobre esta probabilidad.

Palabras claves: Evaluación de Impacto, Empleo Registrado, Argentina, Logit.

Indice

1	Introducción	3
2	Revisión de Literatura	6
3	Marco Teórico	8
4	Datos	10
5	Resultados	12
6	Conclusiones	14
7	Bibliografía y Referencias	16
8	Apéndice	18

1 Introducción

Tanto en la actualidad, como históricamente, existieron diferencias en el nivel de desarrollo económico entre las distintas provincias y regiones argentinas. Hacia el primer semestre de 2021, las regiones del Noreste Argentino (NEA) y Noroeste Argentino (NOA) estaban compuestas por las provincias con los mayores niveles de incidencia de la pobreza, con un 45.4% y 44.7% correspondientes contra un 40.6% a nivel nacional (INDEC, 2021). A día de hoy continúan conservando estos puestos. Esta situación puede estar muy relacionada con la tasa de asalariados no registrados (Gráfico 1) ya que en la Argentina las leyes laborales proveen un beneficio considerable al haber un sistema de reparto dependiente de aportes para la jubilación. Estos aportes son contabilizados únicamente si el asalariado está efectivamente registrado. Esta región también se ubica muy por detrás del resto del país en indicadores estructurales como los niveles de educación superior (Gráfico 2).

Evolución de la tasa de asalariados no registrados en la Nación y el Norte Grande (2019-2023)

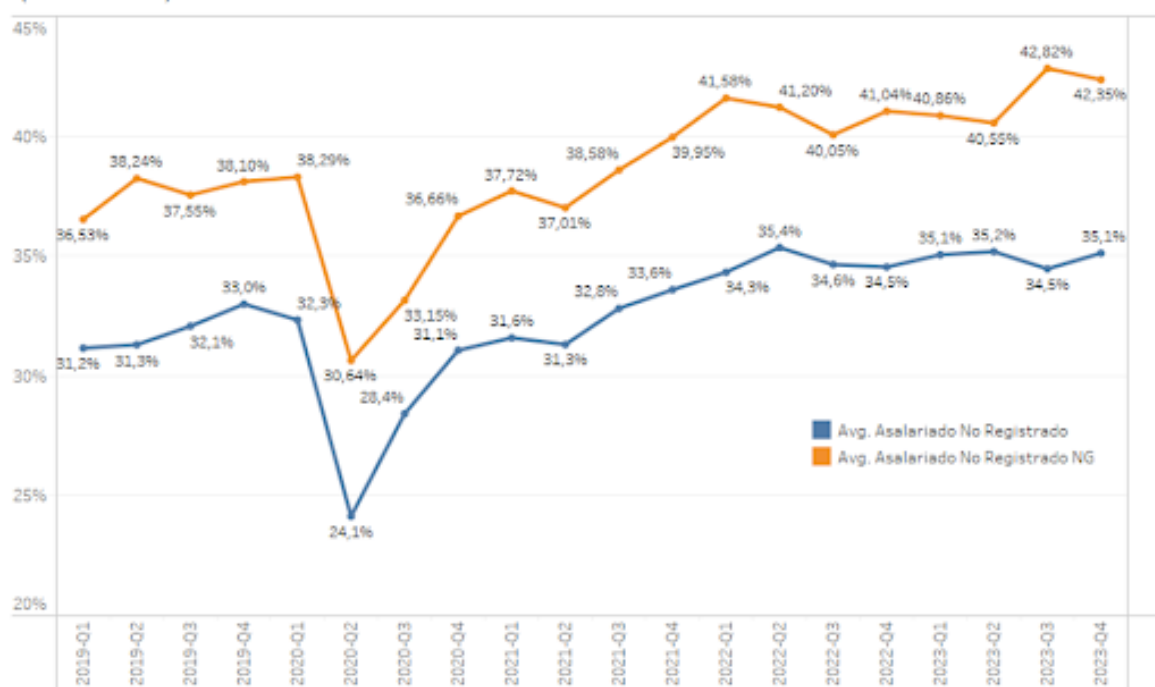


Figure 1: Porcentaje de Asalariados Registrados como porcentaje del total de la masa de asalariados en Norte Grande. Fuente: Elaboración propia a partir de la EPH publicada por INDEC.

Estos gráficos muestran la evolución de las tasas de asalariados no registrados y de educación universitaria para los trimestres que van entre los años 2019 y 2023. El primer gráfico resulta relevante para entender la situación económica del país en esos años ya que hay una correlación en los datos entre los niveles de actividad económica y “la informalidad laboral”. Consecuentemente, lo que se puede observar es una crisis y estancamiento con una fuerte recaída durante la pandemia. También se puede ver que el Norte Grande siempre se mantiene por encima del promedio nacional.

Evolución de la tasa de universitarios en la Nación y el Norte Grande (2019-2023)

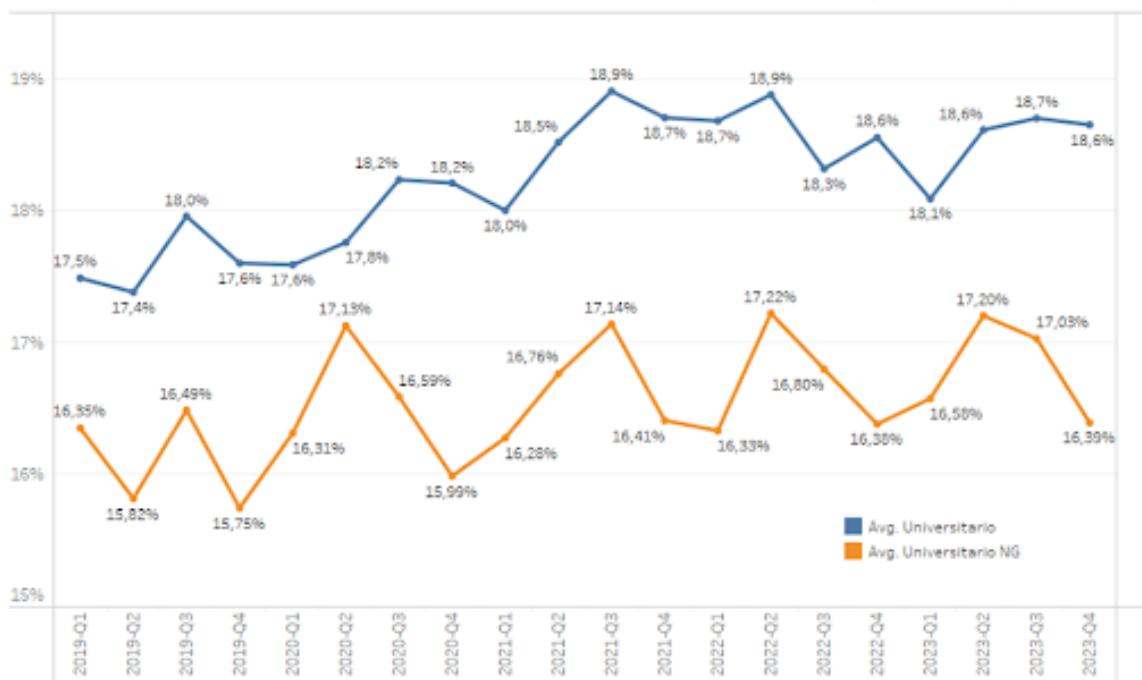


Figure 2: Evolución del porcentaje de observaciones con educación superior en el Norte Grande.
Fuente: Elaboración propia a partir de la EPH publicada por INDEC.

Con el fin de corregir, al menos parcialmente, estas brechas de empleo registrado respecto a las demás provincias argentinas, el 1 de abril de 2021 entra en vigencia el “Régimen de Promoción de Generación de Empleo en el Norte Grande” por el Decreto N° 191/21, afectando a las provincias de Catamarca, Chaco, Corrientes, Formosa, Jujuy, La Rioja, Misiones, Salta, Santiago del Estero y Tucumán. Se estableció que los empleadores de una serie de actividades relacionadas a la producción de bienes recibirían una reducción gradual en el pago de contribuciones patronales por 3 años para los nuevos trabajadores contratados por tiempo indeterminado (que impliquen un incremento neto de la nómina del personal) durante los doce meses siguientes al 1 de abril de 2021. Este decreto fue prorrogado para las relaciones laborales comenzadas hasta el 30 de junio de 2022 inclusive. Fueron afectadas un total de 275 actividades que se pueden agrupar en 15 ramas:

1. Producción de semillas
2. Producción de lácteos, huevos, lana, apicultura, molinería, aceites y grasas
3. Producción de carnes y pescado
4. Preparación de frutas y hortalizas
5. Alimentos, bebidas y productos del tabaco
6. Textil, cuero y calzado

7. Materiales para la construcción
8. Equipos de transporte, partes y piezas (automotriz, aeronáutico, ferroviario, naviero)
9. Maquinaria de uso doméstico
10. Maquinaria Agrícola, forestal, minera y metalúrgica
11. Petroquímica
12. Muebles y madera
13. Equipo médico
14. Impresión y edición
15. Servicios de apoyo agrícolas y de pesca, asociados a la fabricación de sustancias químicas, aparatos eléctricos y la confección textil

La distribución de los beneficios en la reducción de las cargas patronales es la siguiente:

- En el caso de los hombres, la reducción será del 70% el primer año, 45% el segundo y 20% el tercero; a partir del cuarto año, se aporta el total de las cargas patronales.
- En el caso de las mujeres y personas trans, las reducciones son 10 puntos porcentuales mayores en cada año.
- En el caso de trabajadores a tiempo parcial, los beneficios se reducen a la mitad en cada periodo.

En este trabajo se aborda la temática de la informalidad en el empleo a nivel regional en el Norte Grande (NOA y NEA) a través de un análisis cuantitativo y cualitativo de los efectos del Decreto 191/21. Concretamente, nos interesa saber si cambia (y cuánto cambia) la probabilidad de ser un asalariado registrado en el Norte Grande. Basándonos en literatura relevante, construimos un modelo logit con efectos fijos que permita estimar esta probabilidad. Los efectos fijos nos permitirán controlar por todas las características fijas que haya en la muestra: por región o aglomerado, por industria, por año. Dividimos el análisis, en primer lugar, para hombres y, en segundo lugar, para mujeres dado que los beneficios recibidos son distintos. Utilizamos los datos disponibles en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) realizada por el INDEC en Argentina. Dado que los encuestados sólo pueden elegir “varón” o “mujer” en la pregunta de sexo, no podemos incluir a las personas trans en los análisis (recordar que mujeres y trans reciben mayores beneficios).

En la Sección 2 revisamos literatura relevante y actualizada sobre cambios en impuestos de la nómina salarial (*payroll taxes*), detallando el contexto actual de la investigación de los mismos y los papers más relevantes del tema. En la Sección 3 desarrollamos el marco teórico con el modelo logit con efectos fijos

que usaremos para estimar el impacto del decreto. En la Sección 4 presentamos los datos que usamos y evaluamos las características de la muestra que tenemos. En la Sección 5 se analizan los resultados de las regresiones para luego llegar a una conclusión en la Sección 6.

2 Revisión de Literatura

Existe una amplia literatura que analiza los efectos de los cambios en impuestos de la nómina salarial (*payroll taxes*) sobre variables del mercado laboral, en particular su incidencia sobre la informalidad. Sin embargo, las estimaciones empíricas acerca de este efecto varían ampliamente en cada estudio.

Con respecto a las características demográficas de la informalidad, Shonchoy y Junankar (2014), analizan la informalidad en India y encuentran que jefes de hogares más pobres, con menor educación y de castas menores, son más propensos a ser informales. Este resultado es similar a lo encontrado por Galiani y Weinschelbaum (2012) y Cruces et al. (2010) para el caso de Argentina. También es consistente con lo encontrado por Kugler y Kugler (2002), donde los trabajadores de producción tienen un menor salario y una mayor tasa de informalidad. Estos resultados sugieren un efecto regresivo de la informalidad.

Este es un tema especialmente relevante en un país como Argentina, ya que la informalidad representa un porcentaje significativo del empleo total en países de ingresos medios y de ingresos bajos. En América Latina, la informalidad representa el 50 por ciento de los asalariados (Galiani y Weinschelbaum, 2012). Esta alta informalidad tiene importantes consecuencias negativas. Por ejemplo, Gerard y Gonzaga (2018), encuentran que la presencia de un sector informal grande aumenta los costos de eficiencia de programas sociales. Asimismo, Ulyssea et al. (2018) muestran que la informalidad implica una asignación ineficiente de recursos ya que así las empresas pueden competir con menores costos a mayor nivel de informalidad. También, Camacho et al. (2014) encuentran que la informalidad tiene un costo desde la perspectiva de las finanzas públicas, ya que reduce la recaudación por parte del Estado.

En la literatura sobre informalidad e impuestos, los impuestos sobre la nómina salarial enfrentados por los empleadores son un factor que contribuye a la informalidad. Esto se debe a que para las firmas representa un costo adicional de contratar empleados formalmente y, en consecuencia, un mayor incentivo a hacerlo informalmente. Para Djankov et al. (2002), los costos de entrada al sector formal explican la informalidad. Estos encuentran que una mayor regulación de entrada está asociada con una mayor corrupción y con mayor informalidad. Similarmente, Auriol y Walters (2005), encuentran que el tamaño de la economía informal en economías en desarrollo se explica por la existencia de barreras de entrada. Por otro lado, otra parte de la literatura explica la informalidad cuando los impuestos son excesivos por gobiernos con poca capacidad de control (Loayaza, 1996) o por factores institucionales (Dabla-Norris et al., 2008).

Algunos estudios se enfocan en el impacto de los impuestos sobre la probabilidad de estar empleado. Por ejemplo, Lauletta (2023) estudia el impacto de cambios en los impuestos sobre mercados laborales con alta informalidad, como el de Argentina. Encuentra que una reducción de 10 puntos porcentuales en estos impuestos disminuye la probabilidad de ser informal en 1,5 puntos porcentuales. Este efecto es modesto, lo que sugiere que, en un análisis de costo-beneficio, esta política puede no ser conveniente. Por otro lado, estudios empíricos como el de Kugler et al. (2017) sobre Colombia, encuentran que una reducción de 13,5 puntos porcentuales en los impuestos aumenta la probabilidad de empleo formal. En particular, encuentran un incremento de 8.5 puntos porcentuales en la probabilidad de tener un contrato formal y un aumento de 3.5 puntos porcentuales en la transición de empleo informal o desempleo a empleo formal para trabajadores que ganan menos de 10 salarios mínimos. Un análisis algo similar realizan Shonchoy y Junankar (2014) cuando estudian la informalidad para migrantes en la India. Estos encuentran que la probabilidad de permanecer en la informalidad en migrantes se reduce en 3 por ciento por cada año que permanecen como migrantes y en la informalidad.

Gran parte de la literatura se focaliza directamente sobre variables de empleo y salarios. En un estudio en Argentina, Cruces et al. (2010) examinan el impacto de los cambios en los impuestos sobre el nivel de empleo y los salarios y encuentran que las variaciones en las tasas de impuestos sobre la nómina se trasladan solo parcialmente a los salarios y no tienen un impacto significativo en el empleo. De manera similar, Gruber (1997) analiza la privatización del sistema previsional en Chile en 1981, que redujo la incidencia del impuesto sobre las empresas en un 25% en promedio. El autor concluye que el cambio impacta en los salarios pero no en el nivel de empleo, ni redujo la informalidad, ni mejoró la eficiencia del mercado laboral. Por otro lado, Heckman y Pagés (2004) analizan la región de Latinoamérica y el Caribe, encontrando que una reducción del 10% en los impuestos conlleva a un aumento del empleo total, tanto formal como informal, del 4,47%.

Desde la perspectiva de las firmas, Rocha y Ulysea (2018) investigan un programa de formalización a gran escala en Brasil en 2009 que redujo impuestos sobre la nómina laboral, hallando que el programa aumentó la registración de firmas. La Porta y Shleifer (2014) estudian la informalidad y concluyen que la economía informal representa una gran parte de la economía en países en desarrollo, y que el crecimiento económico proviene del sector formal, lo que reduce la informalidad. Argumentan que las empresas informales son generalmente pequeñas, ineficientes y dirigidas por emprendedores con baja educación. Esto se debe a una menor productividad por parte de firmas informales y pequeñas.

Estos estudios llevan a la pregunta de si la reducción de impuestos sobre la nómina salarial es una política óptima o no. Pages (2017) analiza este tema y realiza una amplia revisión de la literatura sobre impuestos laborales e informalidad. Concluyendo que, aunque los efectos varían ampliamente entre países y estudios, la reducción de impuestos sobre la nómina laboral es generalmente recomendable. Por otro lado, Egebart y Kaunitz (2018) realizan un análisis cuantitativo de costo-beneficio de una reducción

de impuestos laborales de 11 puntos porcentuales y encuentran que el costo por empleado nuevo oscila entre 150.000 y 200.000 dólares. Además, su estudio muestra un efecto modesto en el nivel de empleo, con un aumento de 2,7 puntos porcentuales. De esta manera, concluyen que no es una política óptima. Asimismo, Lauletta (2023), llega a la conclusión de que para generar un impacto significativo la reducción debería ser muy grande. Similarmente Ulyssea (2020), encuentra que los efectos son modestos para ser considerados efectivos desde una perspectiva de costo beneficios.

Esto resume algunos de los resultados principales de la literatura acerca de los impuestos de la nómina salarial, costos laborales y su impacto sobre variables del mercado laboral como el empleo y la informalidad.

3 Marco Teórico

Nos interesa estudiar los efectos del Decreto 191/21 sobre el empleo registrado en las provincias del Norte Grande de Argentina. Para ello, podemos estimar su efecto sobre la probabilidad de que un individuo en esa región sea un asalariado registrado. Greene (2002) desarrolla el modelo logit que emplearemos para brindar simpleza y razonamiento a cómo evaluar el impacto de esta medida utilizando datos de panel. Se comienza definiendo la probabilidad de que un evento j ocurra debido a distintos factores:

$$P(\text{evento } j \text{ ocurra}) = P(Y = j) = F(\text{funciones, parámetros})$$

Esto vendría a ser, como lo define el propio Greene (2002), el estudio de “decisión cualitativa”, que se enfoca en especificar, estimar y usar modelos para la probabilidad de eventos, donde usualmente estos son elecciones de los agentes dentro de las alternativas que se le presentan. Nuestro modelo contiene una variable dependiente binaria que toma valor 1 cuando el agente es un asalariado registrado, y 0 si es un asalariado no registrado. La probabilidad de estar registrado podría verse afectada por distintos factores como el período de pandemia y el género de la persona. Mertehikian y Parrado (2024) explican que, durante este período, los mercados laborales del hombre y la mujer en Argentina no se comportaron de la misma manera ya que, por ejemplo, los hombres eran más propensos a permanecer en un empleo formal privado que las mujeres. El nivel de educación también podría ser importante debido a que, según la OCDE (2024), el nivel de educación está positivamente correlacionado con bajo nivel de desempleo e inactividad. Además de estos factores, tendremos en consideración: si la persona es jefe de hogar; el tamaño de la empresa en la que es empleado (pues las empresas más chicas suelen tener mayor nivel de informalidad); si la empresa se dedica alguna de las actividades económicas afectadas por el decreto. Llamando x al vector que de factores, β al vector de parámetros, y para alguna función de distribución de probabilidad $F(\cdot)$, tenemos que:

$$P(Y = 1 | x) = F(x, \beta)$$

$$P(Y = 0 | x) = 1 - F(x, \beta)$$

Como nuestra variable de interés es una probabilidad, descartamos el uso de un modelo lineal, pues tiene la desventaja de no restringir sus estimaciones al intervalo $[0,1]$, potencialmente pudiendo devolver probabilidades estimadas menores a 0 o mayores a 1. Por lo tanto, construimos un modelo logit, para el cual la función de distribución de probabilidad toma la siguiente forma:

$$P(Y = 1 | x) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$$

El vector x , incluirá las variables que nos interesan:

- *Pandemia*: una dummy que vale 1 si la observación pertenece a los años 2020 o 2021;
- *Edad* y *Edad al Cuadrado*: son variables numéricas que contienen la edad (como proxy de la experiencia laboral) y la edad al cuadrado;
- Las variables de educación son dummies que indican si el individuo completó el nivel secundario (*Secundario Completo*) o cualquier nivel superior (*Universitario Completo*);
- *Jefe de Hogar* es una dummy que indica si es el jefe de su hogar;
- *Hombre* es una dummy que vale 1 si el individuo es hombre. Posteriormente cambiamos esta variable por *Mujer*, donde vale 1 si el individuo es mujer.
- *Firma Chica* es una dummy que vale 1 si la empresa en la que trabaja tiene menos de 25 empleados;
- *Actividad Tratada* es una dummy de tratamiento, que vale 1 si la empresa en la que trabaja el individuo realiza una actividad que recibe los beneficios impositivos establecidos en el decreto;
- *T* es una dummy que vale 1 en el periodo de vigencia del decreto (segundo trimestre de 2021 a segundo trimestre de 2022).
- Diferentes interacciones como: $T \# \text{Actividad Tratada}$, $\text{Secundario Completo} \# \text{Actividad Tratada}$ y otras especificadas en la Sección 4.

También utilizamos Efectos Fijos (FE) para poder controlar por características fijas de cada región o aglomerado, industria y año.

Los coeficientes del modelo logit son estimados usando el método de máxima verosimilitud. No obstante, como este es un modelo no lineal, las estimaciones no son directamente interpretables como el efecto marginal de alguna variable de control. Una manera de interpretarlos es como el cambio, en puntos

porcentuales, de la probabilidad de que $Y = 1$ por un cambio en la variable de control. De esta forma, simplemente viendo el signo de los coeficientes, sabremos qué variables contribuyen a que aumente la probabilidad y qué variables a que disminuya. Otra manera es construir los *odds-ratio*, tal como explican Hosmer y Lemeshow (2000). El *odds-ratio* (en adelante, OR) es la relación entre los individuos que hacen que $Y = 1$ y que $Y = 0$, es decir, la relación entre los asalariados registrados y no registrados. Podemos construirlos de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{OR} &= \frac{\text{Prob}(Y = 1)/1 - \text{Prob}(Y = 1)}{\text{Prob}(Y = 0)/1 - \text{Prob}(Y = 0)} \\ &= \frac{\left(\frac{e^{\beta_0 + \beta_1}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1}}\right) \left(\frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1}}\right)}{\left(\frac{e^{\beta_0}}{1 + e^{\beta_0}}\right) \left(\frac{1}{1 + e^{\beta_0}}\right)} \\ &= \frac{e^{\beta_0 + \beta_1}}{e^{\beta_0}} \\ \text{OR} &= e^{\beta_1} \end{aligned}$$

Para simplificar la explicación, usamos el caso en que tuviésemos un solo coeficiente. El OR nos permite “traducir” el efecto del coeficiente de la regresión. Por ejemplo, un $OR \simeq 2$ quiere decir que la variable afectada por este coeficiente hace que sea el doble de probable que ocurra $Y = 1$. Una tercera forma de interpretar los resultados de la regresión es calculando el Efecto Marginal Promedio, que muestra cuál es la magnitud promedio en la que cambia la probabilidad de $Y = 1$ ante un cambio en la variable χ_i , evaluando a los demás controles en su media. El EMP en nuestro modelo se ve de la siguiente forma:

$$\frac{\partial \text{Prob}(Y = 1 | X)}{\partial X_i} = \text{Prob}(Y = 1 | X_i \hat{\beta}) \cdot \left(1 - \text{Prob}(Y = 1 | X_i \hat{\beta})\right) \cdot \hat{\beta} = f(X_i \hat{\beta}) \cdot \hat{\beta}$$

$$\overline{\frac{\partial \text{Prob}(Y = 1 | X)}{\partial X_i}} = f(X_i \hat{\beta}) \Big|_{X_i = \bar{X}} \cdot \hat{\beta}$$

Cameron y Trivedi (2005) lo explican y podemos ver que lo primero es el Efecto Marginal, y luego le aplicamos el promedio al utilizar el promedio de la variable χ .

4 Datos

Los datos utilizados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del INDEC, desde el primer trimestre de 2019 hasta el cuarto trimestre de 2023. Tomamos del texto del Decreto 191/21 los códigos de actividad económica y las provincias que recibirían el beneficio impositivo y luego las empare-

jamos manualmente con los datos disponibles en las EPH. Cada provincia fue emparejada con un aglomerado y cada código de actividad con su respectivo código del Clasificador de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográficas. Contamos con 10 aglomerados y 43 actividades económicas afectadas por el decreto.

Nuestra muestra está compuesta por asalariados de entre 18 y 65 años, que trabajan a tiempo completo (entre 35 y 60 horas semanales) y que residen en aglomerados del Norte Grande. Posteriormente creamos una serie de dummies y variables categóricas que nos servirán como control en las regresiones. En primer lugar, definimos a los asalariados no registrados como aquellos que no tienen un descuento jubilatorio (Tornarolli et al., 2014) y los identificamos con la dummy *Empleado Informal*. Luego, creamos las demás variables incluidas en el vector x . Para una de las estimaciones realizadas, fue necesario agrupar a los individuos por grupo etario, según su etapa laboral. La variable Grupo Etario, quedó dividida en cinco grupos: 18-24 años; 25 - 34 años; 35 - 44 años; 45 - 54 años; 55 - 65 años.

La Tabla 1 presenta estadísticos descriptivos para una muestra que considera a los asalariados que trabajan más de 35 horas semanales. La columna “Actividades Tratadas” contiene 6.260 observaciones de personas que trabajan en actividades alcanzadas por el Decreto 191/21. Por otro lado, la columna “Actividades No Tratadas” tiene 65.154 observaciones para trabajadores de actividades no alcanzadas. Todos los valores corresponden al periodo previo a la entrada en vigencia del decreto (primer trimestre 2019 - primer trimestre 2021). Hay una diferencia significativa al 10% en la proporción de jefes de hogar, hombres y nivel de educación (personas con secundario completo y personas con universitario completo). El grupo no tratado tiene, en la muestra, 4 p.p. menos proporción de jefes de hogar (47.7% vs 51.7%) pero 7 p.p. más de hombres (31.2% vs 24.2%), 4 p.p. más de gente con secundario completo (67.8% vs 63.8%) y 9 p.p. más de gente con un nivel superior o universitario completo (20% vs 11%). Finalmente, no hay diferencias significativas en edad (39 años en promedio), nivel de empleo formal (64.4% en actividades no tratadas; 63.8% en tratadas) y empleados en firmas chicas (62% de asalariados trabajan en firmas chicas en ambos grupos). La Tabla 2 presenta los mismos estadísticos, pero ahora se agrega la restricción de que los asalariados trabajan entre 35 y 61 horas semanales. La muestra queda reducida a 5.886 observaciones para personas que trabajen en actividades alcanzadas por el decreto y 60.231 observaciones para las demás. Ahora hay una diferencia significativa al 5% en la edad promedio, donde el primer grupo es en promedio 6 meses mayor. Por otro lado, existen diferencias significativas al 10% en proporción de jefes de hogar (el primer grupo tiene una proporción 4.3 p.p. mayor), educación (el segundo grupo tiene una proporción 4 p.p. mayor de gente con secundario completo y 10 p.p. mayor de gente con nivel superior/universitario completo) y hombres (el segundo grupo tiene una proporción 7.4 p.p. mayor). No hay diferencias significativas en proporción de asalariados registrados ni de empleados trabajando en empresas chicas.

5 Resultados

Tenemos cuatro ecuaciones logit con efectos fijos a estimar utilizando datos de panel provenientes de la EPH. Lo único que cambia entre ellas es el vector de controles x utilizado, pues en cada una agregamos una interacción con la variable de tratamiento. El vector de control básico, es decir, sin ninguna interacción, es el siguiente:

$$x_0 = (\text{Pandemia, Edad, Edad al Cuadrado, Secundario Completo, Universitario Completo, Jefe de Hogar, Hombre, Firma Chica, T, Actividad Tratada})$$

En cada ecuación hacemos interactuar a distintas variables con Actividad Tratada. La ecuación i utiliza como vector de controles a x_i , por lo que tenemos:

$$x_1 = (\text{Pandemia, Edad, Edad al Cuadrado, Secundario Completo, Universitario Completo, Jefe de Hogar, Hombre, Firma Chica, T\#Actividad Tratada})$$

$$x_2 = (\text{Pandemia, Edad, Edad al Cuadrado, Universitario Completo, Jefe de Hogar, Hombre, Firma Chica, T\#Actividad Tratada, Secundario Completo\#Actividad Tratada})$$

$$x_3 = (\text{Pandemia, Edad, Edad al Cuadrado, Universitario Completo, Jefe de Hogar, Hombre, Firma Chica, T\#Actividad Tratada, Secundario Completo\#Actividad Tratada, Universitario Completo\#Actividad Tratada})$$

$$x_4 = (\text{Pandemia, Edad, Edad al Cuadrado, Universitario Completo, Jefe de Hogar, Hombre, Firma Chica, T\#Actividad Tratada, Secundario Completo\#Actividad Tratada, Universitario Completo\#Actividad Tratada, Grupo Etario\#Actividad Tratada})$$

Para la última ecuación agrupamos la variable *Edad* por grupo etario, según el periodo de vida laboral que esté transitando la persona. Tenemos un total de cinco grupos: 18-24 años, 25-34, 35-44, 45-54, 55-65. De esta manera, simplificamos la interacción entre la edad del asalariado y la actividad tratada al tener que estimar únicamente 8 coeficientes, en lugar de 42 si usáramos la variable *Edad*. Los coeficientes estimados se muestran en la Tabla 3. Las columnas están agrupadas de a pares, pues la columna de la izquierda toma como muestra al total de asalariados *full-time* (que trabajen más de 35 horas semanales), mientras que la columna de la derecha agrega la restricción de trabajar menos de 60 horas semanales. Esta restricción es añadida por la presencia de *outliers* que van a hasta las 160 horas semanales en la cantidad de horas trabajadas. Dada la mayor restricción, las columnas de la derecha usan 3499 grupos de observaciones, mientras que las de la izquierda 3928. Las columnas (A) y (B) usan como control a x_1 ; (C) y (D) usan a x_2 ; (E) y (F) usan a x_3 ; (G) y (H) usan a x_4 . Como estimamos un modelo logit, los coeficientes reportados indican cuántos puntos porcentuales cambia la probabilidad de ser un asalariado formal en el Norte Grande, frente a un aumento del 1% de la respectiva variable de control.

A simple vista podemos notar que, a medida que se agregan interacciones, suele haber poca variación en el nivel de los coeficientes y sus errores estándar, y nunca cambia su nivel de significatividad. En todos los casos, los años de pandemia (considerados 2020 y 2021) contribuyen positivamente a la probabilidad de ser un asalariado registrado (esto se puede haber debido al cambio en la composición de trabajos por los habilitados a funcionar durante la cuarentena); la edad contribuye positivamente y su coeficiente es significativo al 5%; un mayor nivel educativo (nivel secundario o universitario/superior completo) contribuye positivamente, aunque sólo el coeficiente de Secundario Completo es significativo (5%); ser jefe de hogar contribuye negativamente; ser hombre contribuye negativamente; trabajar en una firma chica también y su coeficiente es significativo al 5%. La variable *Actividad Tratada* está acompañada de un coeficiente positivo, lo cual indicaría que las empresas dedicadas a estas actividades suelen tener un mayor nivel de formalidad. Algo interesante es que la interacción de la variable *T* (periodo de vigencia del decreto) con *Actividad Tratada* arroja un coeficiente negativo (aunque no significativo), sugiriendo que el decreto podría haber contribuido negativamente a la probabilidad de ser un asalariado registrado en las provincias del Norte Grande. Siguiendo con las demás interacciones incorporadas, haber completado el nivel secundario o superior-universitario y trabajar en alguna actividad tratada, contribuyen negativamente a dicha probabilidad. Una explicación posible para este comportamiento es que las actividades abarcadas por el decreto son en su mayoría agropecuarias y algunas industriales, sectores donde se suele contratar mano de obra menos educada en comparación.

La Tabla 4 presenta los mismos resultados pero, en lugar de los coeficientes de las regresiones, reporta los *odds-ratio* de cada uno para una interpretación más fácil. Lo que podemos ver en esta tabla es que las variables que terminan siendo significativas para la probabilidad de estar registrado son: la edad, tener el secundario completo, trabajar en una firma chica y trabajar en una de las actividades tratadas por el decreto. La edad, al estar relacionada con los años de experiencia laboral, tiene un efecto positivo que es intuitivo. Así mismo, trabajar en una firma más chica tiene un efecto negativo sobre la probabilidad dado que estas firmas suelen tener menos recursos económicos en general. El tener la educación secundaria completa también afecta positivamente, lo que es intuitivo; mientras que la educación universitaria o terciaria no fue significativa, probablemente por el bajo número de estos en estas regiones y el flujo migratorio de los que pueden obtener mejores oportunidades. Lo más interesante que podemos observar es que la variable de actividad tratada resultó acompañada de un coeficiente significativo y positivo, que incrementa cuanto más restringimos la muestra. En nuestro análisis de la situación pre-tratamiento observamos que no habían diferencias significativas entre la cantidad de asalariados registrados en las actividades tratadas y las no tratadas. De todas formas, podemos ver en la interacción de la variable actividad tratada y *T*, que da lugar al efecto del decreto, es no significativa a pesar de haber encontrado esta evidencia de que pertenecer a estas actividades aumenta la probabilidad de estar registrado.

Siguiendo con el análisis, debido a que la función de distribución usada en las estimaciones no es lineal,

optamos por reportar el efecto marginal promedio de las variables de control. Las Tablas 5 y 6 presentan los resultados. Por una cuestión de espacio, las columnas que incluyen la interacción del grupo etario con el tratamiento (G y H), debieron ser reportadas en una tabla por separado. Tal como ocurre con la Tabla 3, los coeficientes y sus errores estándar no suelen variar a medida que agregamos interacciones pero sí al usar la muestra que restringe las horas semanales trabajadas. En el caso de la muestra que toma a asalariados que trabajan más de 35 horas semanales, los años de pandemia aumentan entre .021 y .022 p.p. la probabilidad de ser un asalariado registrado; tener el secundario completo contribuye más que tener un nivel superior-universitario, pues el primero aumenta la probabilidad entre .1 y .12 p.p., mientras que el segundo .047 y .062 p.p. Ser jefe de hogar la disminuye entre .16 y .17 p.p.; ser hombre la disminuye entre .13 y .15 p.p.; trabajar en una firma chica la disminuye entre .29 y .31 p.p.; el periodo de vigencia del decreto la disminuye entre .047 y .051 p.p.; trabajar en una empresa que se dedique a una actividad tratada la aumenta entre .11 y .13 p.p.

Por último, y retomando una de las principales intenciones del decreto, analizamos su efecto sobre la probabilidad que tienen las mujeres del Norte Grande de ser asalariadas registradas. En las tablas 7, 8 y 9 se reportan los resultados de las salidas de regresión, *odds-ratio* y efectos marginales promedio, respectivamente. Las ecuaciones estimadas son las mismas que antes, pero esta vez se cambia la dummy *Hombre* por *Mujer* y se agregan sus interacciones con el periodo y actividades afectadas por el decreto. En comparación con las tablas de Hombre, no hay diferencias en los coeficientes de las demás variables de control y la dummy de género sigue teniendo un coeficiente no significativo. Además, el efecto del decreto tampoco parece ser significativo en este caso.

6 Conclusiones

En esta tesis estudiamos, para el periodo 2019 a 2023, el efecto de una reducción temporal en los costos laborales (aportes patronales) sobre la probabilidad de ser un asalariado registrado en provincias del Norte Grande de Argentina. La muestra utilizada fueron trabajadores *full-time* del Norte Grande, identificados por trabajar en actividades alcanzadas o no alcanzadas por el decreto 191/21. Armamos un modelo logit con efectos fijos que nos permitiera estimar esta probabilidad, controlando por todos los factores no observados, y luego añadiendo controles relevantes como el sexo, la edad, la educación, si la persona trabaja en una firma chica y si es el jefe de su hogar. Los efectos fijos de las ecuaciones permitieron controlar por todos los efectos fijos que pudieran haber: por sexo, año, industria, etc. No encontramos efectos significativos de esta medida en ninguno de los casos presentados (usando varias muestras, agregando controles, agregando interacciones, analizando a las mujeres), lo cual concuerda con la literatura mencionada sobre políticas que atacan la informalidad. Más aún, previo a la entrada en vigencia del decreto, un trabajador ya tenía mayor probabilidad de ser un asalariado registrado si

era contratado en alguna actividad tratada. Esto es una pequeña muestra de la importancia de que la política de un gobierno se base en evidencia. Teniendo en cuenta que el Norte Grande es la región más pobre del país (INDEC, 2023), es razonable pedir una asignación eficiente de los recursos provinciales, pues el presupuesto para implementar la reducción de aportes patronales podría haberse destinado a políticas más efectivas para incentivar el empleo formal.

7 Bibliografía y Referencias

- [1] Auriol, E., & Warlters, M. (2005). Taxation base in developing countries. *Journal of Public Economics*, 89(4), 625-646.
- [2] Benmarker, H., Mellander, E., & Öckert, B. (2009). Do regional payroll tax reductions boost employment? *Labour Economics*, 16(5), 480-489.
- [3] Camacho, A., Conover, E., & Hoyos, A. (2014). Effects of Colombia's social protection system on workers' choice between formal and informal employment. *The World Bank Economic Review*, 28(3), 446-466.
- [4] Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- [5] Cruces, G., Galiani, S., & Kidyba, S. (2010). Payroll taxes, wages and employment: Identification through policy changes. *Labour Economics*, 17(4), 743-749.
- [6] Dabla-Norris, E., Gradstein, M., & Inchauste, G. (2008). What causes firms to hide output? The determinants of informality. *Journal of Development Economics*, 85(1-2), 1-27.
- [7] Djankov, S., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (2002). The regulation of entry. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(1), 1-37.
- [8] Egebark, J., & Kaunitz, N. (2018). Payroll taxes and youth labor demand. *Labour Economics*, 55, 163-177.
- [9] Galiani, S., & Weinschelbaum, F. (2012). Modeling informality formally: households and firms. *Economic Inquiry*, 50(3), 821-838.
- [10] Gerard, F., & Gonzaga, G. (2021). Informal labor and the efficiency cost of social programs: Evidence from unemployment insurance in Brazil. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(3), 167-206.
- [11] Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. New York University.
- [12] Gruber, J. (1997). The incidence of payroll taxation: evidence from Chile. *Journal of Labor Economics*, 15(S3), S72-S101.
- [13] Heckman, J. J., & Pagés, C. (2003). *Law and employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*.

- [14] Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression*. Second Edition.
- [15] INDEC. (2021). Incidencia de la pobreza y la indigencia en 31 aglomerados urbanos.
- [16] Kugler, A., Kugler, M., & Prada, L. O. H. (2017). Do payroll tax breaks stimulate formality? Evidence from Colombia's reform (No. w23308). *National Bureau of Economic Research*.
- [17] Kugler, A., & Kugler, M. (2002). Effects of payroll taxes on employment and wages: evidence from the Colombian Social Security Reform.
- [18] La Porta, R., & Shleifer, A. (2014). Informality and development. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), 109–26.
- [19] Lauletta, M. (2023). Payroll taxes and informality: Evidence from Argentina.
- [20] Loayza, N. V. (1996, December). The economics of the informal sector: a simple model and some empirical evidence from Latin America. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 45, pp. 129-162). North-Holland.
- [21] Morales, L. F., & Medina, C. (2017). Assessing the effect of payroll taxes on formal employment: The case of the 2012 tax reform in Colombia. *Economía*, 18(1), 75-124.
- [22] OECD Development Center (2024). *Breaking the Vicious Circles of Informal Employment and Low-Paying Work*, 45-111.
- [23] Pagés, C., et al. (2017). Do payroll tax cuts boost formal jobs in developing countries? *IZA World of Labor*, 345, 345.
- [24] Rocha, R., Ulyssea, G., & Rachter, L. (2018). Do lower taxes reduce informality? Evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, 134, 28–49.
- [25] Shonchoy, A. S., & Junankar, P. R. (2014). The informal labour market in India: transitory or permanent employment for migrants? *IZA Journal of Labor & Development*, 3, 1-27.
- [26] Tornarolli, L., et al (2014). Exploring Trends in Labor Informality in Latin America, 1990-2010 *CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata, Working Papers*, 3, 1853-0168.. 159. 1-55..
- [27] Ulyssea, G. (2018). Firms, informality, and development: Theory and evidence from Brazil. *American Economic Review*, 108(8), 2015-2047.
- [28] Ulyssea, G. (2020). Informality: Causes and consequences for development. *Annual Review of Economics*, 12.

8 Apéndice

Tabla 1: Estadísticos Descriptivos

Variable	Actividades Tratadas	Actividades No Tratadas	Diferencia
Asalariado Registrado	0.6381 (0.0120)	0.6445 (0.0037)	-0.0064 (0.0125)
Jefes de Hogar	0.5170 (0.0104)	0.4771 (0.0033)	0.0399 * (0.0109)
Secundario Completo	0.6380 (0.01)	0.6774 (0.0031)	-0.0395 * (0.0102)
Universitario Completo	0.1098 (0.0065)	0.2012 (0.0026)	-0.0914 * (0.0086)
Hombre	0.2419 (0.0089)	0.3123 (0.003)	-0.0704 * (0.01)
Edad	39.9406 (0.2389)	39.5504 (0.0759)	0.3902 (0.2512)
Firma chica	0.6251 (0.01)	0.6193 (0.0032)	0.0058 (0.0106)
Observaciones	6260	65154	

Notas: Empleado formal es una dummy que vale 1 cuando el individuo recibe descuento jubilatorio. Empleado informal es una dummy que vale 1 cuando el individuo no recibe descuento jubilatorio. Cuentapropista es una dummy que vale 1 si la categoría ocupacional del individuo en la EPH es cuentapropista. Firma chica es una dummy que vale 1 si la empresa en la que trabaja el individuo (o es dueño) tiene menos de 25 empleados. Hombre es una dummy que vale 1 si el individuo es hombre. Jefe de hogar es una dummy que vale 1 si el individuo es el jefe del hogar. Secundario completo es una dummy que vale 1 si el individuo completó el secundario (o tiene universitario incompleto). Universitario completo es una dummy que vale 1 si el individuo completó un nivel superior o universitario. Errores estándar en paréntesis.

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

Tabla 2: Estadísticos Descriptivos (muestra restringida)

Variable	Actividades Tratadas	Actividades No Tratadas	Diferencia
Asalariado Registrado	0.6458 (0.0122)	0.6478 (0.0038)	-0.0020 (0.0128)
Jefes de hogar	0.5140 (0.0107)	0.4712 (0.0034)	0.0428 * (0.0112)
Secundario completo	0.6392 (0.0103)	0.6797 (0.0032)	-0.0406 * (0.0105)
Universitario completo	0.1100 (0.0067)	0.2080 (0.0028)	-0.0979 * (0.0090)
Hombres	0.2398 (0.0091)	0.3141 (0.0032)	-0.0743 * (0.0104)
Edad	39.9386 (0.2470)	39.4105 (0.0795)	0.5280 ** (0.2600)
Firma chica	0.6135 (0.0104)	0.6108 (0.0034)	0.0027 (0.0110)
Observaciones	5886	60231	

Notas: La tabla presenta la misma información que la Tabla 1. En este caso se restringe la muestra a los asalariados que trabajan entre 35 y 61 horas semanales. Errores estándar en paréntesis. * $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.1$

Tabla 3: Resultados de regresión

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
Pandemia	0.071 (0.094)	0.030 (0.099)	0.070 (0.094)	0.029 (0.099)	0.070 (0.094)	0.029 (0.099)	0.072 (0.094)	0.030 (0.099)
Edad	0.289** (0.092)	0.308** (0.100)	0.283** (0.092)	0.304** (0.100)	0.285** (0.093)	0.306** (0.100)	X	X
Edad al Cuadrado	-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
Secundario Completo (=1 si lo completó)	0.369** (0.143)	0.390* (0.156)	0.415** (0.149)	0.416* (0.162)	0.409** (0.149)	0.411* (0.162)	0.429** (0.149)	0.432** (0.163)
Universitario Completo (=1 si lo completó)	0.198 (0.211)	0.192 (0.227)	0.196 (0.211)	0.189 (0.227)	0.265 (0.218)	0.233 (0.232)	0.283 (0.217)	0.255 (0.231)
Jefe de Hogar (=1 si es jefe de hogar)	-0.553 (0.583)	-0.567 (0.585)	-0.542 (0.583)	-0.561 (0.585)	-0.542 (0.583)	-0.562 (0.586)	-0.530 (0.581)	-0.533 (0.582)
Hombre (=1 si es hombre)	-0.467 (0.419)	-0.435 (0.425)	-0.483 (0.419)	-0.443 (0.425)	-0.484 (0.420)	-0.445 (0.426)	-0.459 (0.416)	-0.397 (0.421)
Firma Chica (=1 si tiene menos de 25 empleados)	-0.981** (0.087)	-0.988** (0.092)	-0.983** (0.087)	-0.989** (0.092)	-0.982** (0.088)	-0.988** (0.092)	-0.990** (0.088)	-1.002** (0.093)
T	-0.146 (0.095)	-0.156 (0.100)	-0.145 (0.095)	-0.155 (0.100)	-0.144 (0.095)	-0.154 (0.100)	-0.150 (0.095)	-0.161 (0.100)
Actividad Tratada (=1 si es alcanzada por el decreto)	0.537** (0.188)	0.599** (0.201)	0.773** (0.287)	0.739* (0.312)	0.786** (0.288)	0.752* (0.313)	1.444** (0.498)	1.190 (0.523)*
T # Actividad Tratada I # 1	-0.099 (0.262)	-0.083 (0.274)	-0.118 (0.262)	-0.092 (0.274)	-0.125 (0.263)	-0.099 (0.274)	-0.215 (0.265)	-0.182 (0.276)
Secundario Completo # Actividad Tratada I # 1	X	X	-0.335 (0.304)	-0.194 (0.330)	-0.288 (0.307)	-0.164 (0.332)	-0.366 (0.312)	-0.223 (0.336)
Universitario Completo # Actividad Tratada I # 1	X	X	X	X	-0.850 (0.625)	-0.646 (0.672)	-0.784 (0.621)	-0.538 (0.674)
Grupo Etario (base 18-24 años)	X	X	X	X	X	X		
25 - 34 años							0.096 (0.264)	-0.030 (0.271)
35 - 44 años							0.291 (0.411)	0.122 (0.435)
45 - 54 años							-0.185 (0.547)	-0.462 (0.587)
55 - 65 años							-1.586 (0.875)	-1.753 (0.944)
Grupo Etario # Actividad Tratada	X	X	X	X	X	X		
25 - 34 años							-0.640 (0.464)	-0.431 (0.475)
35 - 44 años							-0.760 (0.515)	-0.407 (0.544)
45 - 54 años							-0.646 (0.586)	-0.472 (0.627)
55 - 65 años							-0.680 (0.796)	-0.865 (0.864)
Número de Observaciones	3928	3499	3928	3499	3928	3499	3928	3499
Número de Iteraciones	3	3	3	3	3	3	3	3

Notas: Las columnas se encuentran agrupadas de a pares. Para cada par, la columna de la izquierda emplea una muestra con el total de asalariados *full-time* (que trabajan más de 35 horas semanales); la columna de la derecha restringe la muestra a los asalariados que trabajan entre 35 y 61 horas semanales. Cada par de columnas incorpora una interacción más. Errores estándar en paréntesis. * $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.1$

Tabla 4: Resultados de regresión (Odds Ratio)

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
Pandemia	1.074 (0.100)	1.031 (0.102)	1.073 (0.100)	1.03 (0.102)	1.073 (0.100)	1.029 (0.102)	1.074 (0.101)	1.03 (0.102)
Edad	1.335 ** (0.123)	1.361 ** (0.136)	1.327 ** (0.123)	1.355 ** (0.135)	1.33 ** (0.123)	1.358 ** (0.136)	X	X
Edad al Cuadrado	0.997 * (0.001)	0.997 * (0.001)	0.997 * (0.001)	0.997 * (0.001)	0.997 * (0.001)	0.997 * (0.001)	1.001 ** (0.000)	1.001 ** (0.000)
Secundario Completo (=1 si lo completó)	1.447 ** (0.206)	1.477 ** (0.230)	1.515 ** (0.226)	1.516 * (0.246)	1.505 ** (0.224)	1.509 * (0.245)	1.536 ** (0.229)	1.54 ** (0.251)
Universitario Completo (=1 si lo completó)	1.219 (0.258)	1.211 (0.275)	1.217 (0.257)	1.208 (0.275)	1.303 (0.284)	1.262 (0.293)	1.327 (0.287)	1.291 (0.299)
Jefe de Hogar (=1 si es jefe de hogar)	0.575 (0.336)	0.567 (0.332)	0.581 (0.339)	0.57 (0.334)	0.582 (0.339)	0.57 (0.334)	0.589 (0.342)	0.587 (0.341)
Hombre (=1 si es hombre)	0.627 (0.263)	0.647 (0.275)	0.617 (0.259)	0.642 (0.273)	0.616 (0.259)	0.641 (0.273)	0.632 (0.263)	0.672 (0.283)
Firma Chica (=1 si tiene menos de 25 empleados)	0.375 ** (0.033)	0.372 ** (0.034)	0.374 ** (0.033)	0.372 ** (0.034)	0.375 ** (0.033)	0.372 ** (0.034)	0.372 ** (0.033)	0.367 ** (0.034)
T	0.864 (0.082)	0.855 (0.085)	0.865 (0.082)	0.856 (0.085)	0.866 (0.082)	0.857 (0.085)	0.861 (0.082)	0.851 (0.085)
Actividad Tratada (=1 si es alcanzada por el decreto)	1.71 ** (0.322)	1.82 ** (0.366)	2.166 ** (0.622)	2.094 * (0.654)	2.195 ** (0.631)	2.122 * (0.665)	4.238 ** (2.111)	3.287 * (1.718)
T # Actividad Tratada I # 1	0.906 (0.237)	0.92 (0.252)	0.889 (0.233)	0.913 (0.250)	0.882 (0.232)	0.905 (0.248)	0.806 (0.214)	0.833 (0.230)
Secundario Completo # Actividad Tratada I # 1	X	X	0.716 (0.218)	0.823 (0.271)	0.75 (0.230)	0.848 (0.281)	0.693 (0.216)	0.8 (0.268)
Universitario Completo # Actividad Tratada I # 1	X	X	X	X	0.427 (0.267)	0.524 (0.352)	0.457 (0.284)	0.584 (0.394)
Grupo Etario (base 18-24 años)	X	X	X	X	X	X		
25 - 34 años							1.101 (0.290)	0.970 (0.263)
35 - 44 años							1.338 (0.551)	1.130 (0.492)
45 - 54 años							0.831 (0.455)	0.630 (0.370)
55 - 65 años							0.205 (0.179)	0.173 (0.163)
Grupo Etario # Actividad Tratada	X	X	X	X	X	X		
25 - 34 años							0.527 (0.244)	0.650 (0.309)
35 - 44 años							0.468 (0.241)	0.666 (0.362)
45 - 54 años							0.524 (0.307)	0.624 (0.392)
55 - 65 años							0.506 (0.403)	0.421 (0.364)
Número de Observaciones	3928	3499	3928	3499	3928	3499	3928	3499
Número de Iteraciones	3	3	3	3	3	3	3	3

Notas: Las columnas representan lo mismo que en la Tabla 3. Ahora se reportan los Odds Ratio, en lugar de los coeficientes estimados. Errores estándar en paréntesis. * $p < 0.01$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.1$

Tabla 5: Efectos Marginales Promedio

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
Pandemia	0.00021 (0.00045)	0.00006 (0.00023)	0.00022 (0.00048)	0.00006 (0.00024)	0.00021 (0.00046)	0.00006 (0.00024)
Edad	0.00084 (0.00123)	0.00064 (0.00101)	0.00089 (0.00130)	0.00066 (0.00105)	0.00086 (0.00126)	0.00065 (0.00102)
Edad al cuadrado	-0.00001 (0.00001)	-0.00001 (0.00001)	-0.00001 (0.00001)	-0.00001 (0.00001)	-0.00001 (0.00001)	-0.00001 (0.00001)
Secundario Completo	0.00107 (0.00193)	0.00081 (0.00155)	0.00127 (0.00229)	0.00092 (0.00178)	0.00121 (0.00219)	0.00088 (0.00172)
Universitario Completo	0.00058 (0.00119)	0.00040 (0.00089)	0.00062 (0.00128)	0.00041 (0.00093)	0.00047 (0.00101)	0.00031 (0.00073)
Jefe de Hogar	-0.00161 (0.00341)	-0.00117 (0.00259)	-0.00171 (0.00366)	-0.00123 (0.00272)	-0.00163 (0.00350)	-0.00118 (0.00262)
Hombre	-0.00136 (0.00274)	-0.00090 (0.00195)	-0.00152 (0.00306)	-0.00097 (0.00210)	-0.00146 (0.00293)	-0.00094 (0.00203)
Firma Chica	-0.00285 (0.00506)	-0.00204 (0.00389)	-0.00310 (0.00551)	-0.00216 (0.00412)	-0.00296 (0.00527)	-0.00208 (0.00397)
t	-0.00047 (0.00090)	-0.00035 (0.00072)	-0.00051 (0.00098)	-0.00037 (0.00076)	-0.00049 (0.00094)	-0.00036 (0.00073)
Actividad Tratada	0.00122 (0.00219)	0.00096 (0.00184)	0.00134 (0.00240)	0.00102 (0.00197)	0.00113 (0.00205)	0.00091 (0.00175)

Notas: Las columnas representan lo mismo que en la Tabla 3. Ahora se reportan los efectos marginales evaluados en la media de cada variable. Por cuestiones de espacio, se excluyen los resultados para la interacción de Grupo Etario y Tratamiento y se los presentan en la siguiente tabla. Errores estándar en paréntesis.

Tabla 6: Efectos Marginales Promedio de la Interacción de Grupo Etario con Tratamiento

	(G)	(H)
Pandemia	0.01312 (0.01724)	0.00569 (0.01898)
Secundario Completo	0.07322 (0.03082)	0.08016 (0.03431)
Universitario Completo	0.03371 (0.03654)	0.03523 (0.04106)
Jefe de Hogar	-0.09718 (0.11875)	-0.10207 (0.12292)
Hombre	-0.08411 (0.08347)	-0.07603 (0.08646)
Firma Chica	-0.18157 (0.05050)	-0.19184 (0.05198)
t	-0.03270 (0.01931)	-0.03573 (0.02096)
Actividad Tratada	0.07462 (0.03409)	0.09067 (0.03854)
Grupo Etario (base 18-24 años)		
25 - 34 años	0.00371 (0.04544)	-0.01458 (0.04725)
35 - 44 años	0.03405 (0.06984)	0.01255 (0.07369)
45 - 54 años	-0.04962 (0.10225)	-0.10283 (0.11425)
55 - 65 años	-0.38299 (0.18502)	-0.42526 (0.19334)

Notas: Las columnas representan lo mismo que en la Tabla 3. Ahora se reportan los efectos marginales evaluados en la media de cada variable. Los resultados de las demás interacciones se encuentran en la Tabla 5. Errores estándar en paréntesis.

Tabla 7: Resultado de Regresión con variable “Mujer”

	(I)	(J)
Pandemia	0.0680 (0.094)	0.0270 (0.1)
Edad	0.2910 ** (0.092)	0.3120 ** (0.1)
Edad al Cuadrado	-0.0030 * (0.001)	-0.0030 * (0.001)
Secundario Completo (=1 si lo completó)	0.3740 ** (0.143)	0.3930 * (0.156)
Universitario Completo (=1 si lo completó)	0.1890 (0.211)	0.1830 (0.227)
Jefe de Hogar (=1 si es jefe de su núcleo familiar)	-0.5770 (0.582)	-0.5880 (0.584)
Firma Chica (=1 si trabaja en una empresa de menos de 25 empleados)	-0.9830 ** (0.088)	-0.9890 ** (0.092)
T	-0.2230 (0.193)	-0.1850 (0.201)
Actividad Tratada (=1 si es alcanzada por el decreto)	0.9980 * (0.492)	1.0180 * (0.517)
T # Actividad Tratada 1 # 1	-1.6140 * (0.704)	-1.5450 * (0.711)
Mujer	0.4330 (0.44)	0.4110 (0.448)
Número de Observaciones	3928	3499
Número de Iteraciones	3	3

Notas: La columna de la izquierda emplea una muestra con el total de asalariados *full-time* (que trabajan más de 35 horas semanales); la columna de la derecha restringe la muestra a los asalariados que trabajan entre 35 y 61 horas semanales. Errores estándar en paréntesis.

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

Tabla 8: Resultado de Regresión con variable “Mujer” (Odds-ratio)

	(K)	(L)
Pandemia	1.0700 (0.1)	1.0270 (0.102)
Edad	1.3380 ** (0.124)	1.3660 ** (0.136)
Edad al Cuadrado	0.9970 * (0.001)	0.9970 * (0.001)
Secundario Completo (=1 si lo completó)	1.4540 ** (0.208)	1.4810 * (0.231)
Universitario Completo (=1 si lo completó)	1.2080 (0.255)	1.2010 (0.273)
Jefe de Hogar (=1 si es jefe de su núcleo familiar)	0.5620 (0.327)	0.5550 (0.324)
Firma Chica (=1 si trabaja en una empresa de menos de 25 empleados)	0.3740 ** (0.033)	0.3720 ** (0.034)
T	0.8000 (0.154)	0.8310 (0.167)
Actividad Tratada (=1 si es alcanzada por el decreto)	2.7120 * (1.333)	2.7670 * (1.431)
T # Actividad Tratada 1 # 1	0.1990 * (0.14)	0.2130 * (0.152)
Mujer	1.5420 (0.678)	1.5090 (0.675)
Número de Observaciones	3928	3499
Número de Iteraciones	3	3

Notas: Las columnas representan lo mismo que en la Tabla anterior. Ahora se reportan los Odds Ratio, en lugar de los coeficientes estimados. Errores estándar en paréntesis. * $p < 0.1$ ** $p < 0.05$ *** $p < 0.01$

Tabla 9: Efectos Marginales Promedio de la Interacción con la variable “Mujer”

	(LL)	(M)
Pandemia	0.0001 (0.0003)	0.0000 (0.0001)
Edad	0.0005 (0.0008)	0.0004 (0.0007)
Edad al Cuadrado	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
Secundario Completo (=1 si lo completó)	0.0007 (0.0012)	0.0005 (0.0010)
Universitario Completo (=1 si lo completó)	0.0003 (0.0007)	0.0002 (0.0005)
Jefe de Hogar (=1 si es jefe de su núcleo familiar)	-0.0010 (0.0022)	-0.0008 (0.0017)
Firma Chica (=1 si trabaja en una empresa de menos de 25 empleados)	-0.0018 (0.0032)	-0.0013 (0.0025)
T	-0.0003 (0.0006)	-0.0002 (0.0005)
Actividad Tratada (=1 si es alcanzada por el decreto)	0.0008 (0.0014)	0.0006 (0.0012)
Mujer	0.0009 (0.0018)	0.0006 (0.0013)
Número de Observaciones	3928	3499

Notas: Las columnas representan lo mismo que en la anterior. Ahora se reportan los efectos marginales evaluados en la media de cada variable.

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