



Pontificia Universidad Javeriana

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas

Trabajo de Grado para optar por el título de Magister en Economía

Título:

Libreta militar: ¿un obstáculo para acceder al mercado laboral?

Autor:

Felipe Torres

Asesor:

Nicolás A. Lillo

Bogotá D.C

Julio, 2020



Libreta militar: ¿un obstáculo para acceder al mercado laboral?

Autor: Felipe Torres

Resumen

Este trabajo evalúa el impacto de la Ley Projovent (Ley 1780 de 2016) sobre el empleo, específicamente de los artículos 19 y 20. Estos artículos redujeron la edad máxima de incorporación en el ejército, de los 27 años hasta un día antes de cumplir los 24 años (artículo 19), y eliminaron el requisito de presentar la libreta militar para ingresar a un empleo (artículo 20). Para evaluar el impacto de la Ley Projovent, empleo un modelo de diferencias en diferencias, teniendo en cuenta que la asignación se asemeja a un experimento natural. Los principales resultados hallados en este estudio, por un lado, señalan que el artículo 20 no tuvo ningún efecto sobre el empleo. Por otro lado, el artículo 19 tuvo un efecto negativo con un nivel de significancia del 10%, pero este resultado no es robusto ante cambios en las especificaciones. Por lo anterior se concluye que los artículos no tuvieron efecto sobre el empleo.

Palabras Clave: conscripción militar, desempleo juvenil, política laboral, diferencias en diferencias, Colombia

Clasificación JEL: J08, J13, J21, H56

Abstract

This work evaluates the impact of the Pro-Youth Law (Law 1780 of 2016) on employment, specifically articles 19 and 20. These articles reduced the maximum age of incorporation into the army, from 27 years to one day before reaching 24 years of age (article 19), and eliminated the requirement to present the military card to enter a job (article 20). To evaluate the impact of the Projovent Law, I use a differences-in-differences model, bearing in mind that the allocation resembles a natural experiment. The main results found in this study, on the one hand, indicate that article 20 had no effect on employment. On the other hand, Article 19 had a negative effect with a significance level of 10 %, but this result is not robust to changes in the specifications. Therefore, it is concluded that articles had no effect on employment.

Key words: military conscription, youth unemployment, labor policy, difference-in-difference, Colombia

JEL Classification: J08, J13, J21, H56

Libreta militar: ¿un obstáculo para acceder al mercado laboral?*

1. Introducción

Este trabajo investiga ¿cuál fue el impacto de la Ley Projovent (artículos 19 y 20) sobre el empleo? La principal motivación para este estudio es que la tasa de desempleo de los jóvenes es la más alta respecto al total nacional, además no se ha realizado una evaluación de impacto de estos artículos. En este estudio, evaluó si la reducción de la edad máxima de incorporación de los 27 años hasta un día antes de cumplir 24 años (artículo 19) y la eliminación del requisito de presentar la libreta militar para ingresar a un empleo (artículo 20), tuvieron algún efecto sobre el empleo. Para este análisis empleo un modelo de diferencias en diferencias. Los resultados hallados son que el efecto del artículo 19 es negativo con un nivel de significancia del 10%, pero no es robusto ante cambios en las especificaciones, mientras que el efecto del artículo 20 no es estadísticamente significativo. Por lo tanto, se concluye que ambos artículos de la Ley Projovent no tuvieron un efecto sobre el empleo.

La literatura económica ha mostrado que la tasa de desempleo en la población joven¹ genera problemas económicos y sociales, como la reducción del gasto en seguridad social, reduce la protección de este grupo de la población y dificulta la empleabilidad futura de estos trabajadores. De hecho, Kawaguchi y Murao (2014) muestran que un aumento de 1 punto porcentual (pp) en el desempleo cuando la persona está en el grupo de edades 16-24 años, puede aumentar posteriormente la probabilidad de estar desempleado 0,14 pp, en el grupo de edades de 25-29 años (Kawaguchi y Murao, 2014).

En Colombia, en el 2018, la tasa de desempleo trimestral cerró en 11,3%, tasa que había permanecido en el rango del 10 a 11% desde el 2016. En contraste con esa tasa, la tasa de desempleo trimestral juvenil es mayor y ha venido aumentando desde el 2015, con un aumento de

*Agradezco la dirección del profesor Nicolás Alejandro Lillo, quien me guio y acompaño durante todo el proceso de realización de este documento.

¹La tasa de desempleo de la población joven se define como el número de personas desempleadas entre los 15 a los 24 años, de acuerdo con la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Por otro lado, el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) reporta los datos estadísticos sobre el mercado laboral juvenil, para los jóvenes entre los 14 a los 28 años. Para este trabajo, utilizo un rango similar al de las estadísticas del DANE, pero acotado al rango de 18 a 28 años, teniendo en cuenta que la edad mínima para prestar servicio militar son los 18 años.

2,7 puntos porcentuales (pp) en el último trimestre (octubre-diciembre) del 2018 con respecto al último trimestre (octubre-diciembre) del 2015, al pasar de 15 % a 17,7 %.

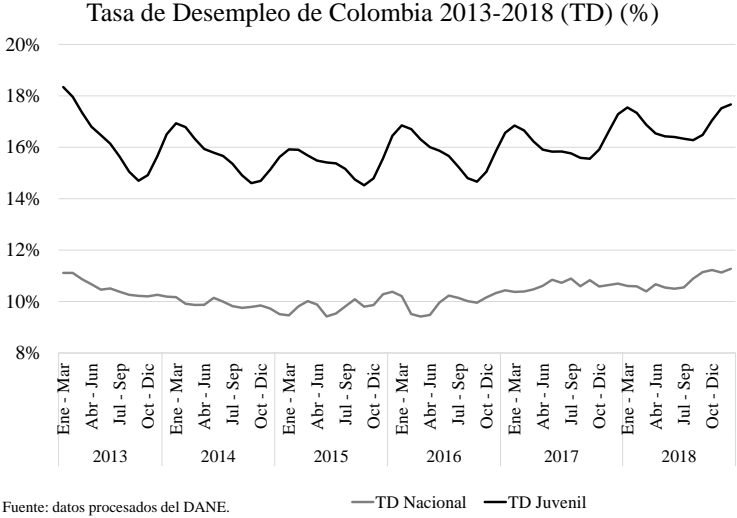


Figura 1: Tasa de desempleo 2013-2018

Para enfrentar el desempleo juvenil, el Gobierno en la última década ha diseñado políticas con el objetivo de aumentar el empleo y disminuir la informalidad en la población joven. Entre estas medidas están la Ley de Primer Empleo (2010) y la Reforma Tributaria de 2012, con las cuales se buscaron crear nuevos puestos de trabajo (DNP, 2016). Posteriormente en el 2016 fue sancionada la Ley Projoven con el propósito promover el empleo y el emprendimiento juvenil, y generar medidas para superar barreras de acceso al mercado laboral, como el requisito de presentar la libreta militar para acceder a un empleo.

De esta forma la Ley Projoven en el artículo 19, redujo la edad máxima para la incorporación a filas para prestar servicio militar hasta un día antes de cumplir los 24 años. Antes de la Ley, la edad máxima eran los 27 años. Por otro lado el artículo 20 estipula que, las entidades públicas y privadas no podrán exigir al ciudadano la presentación de la libreta militar para ingresar a un empleo (Ley N° 1780, 2016).

Teniendo en cuenta lo anterior, y la tendencia al alza tanto en la tasa de desempleo en el total nacional como en la población joven, surge el interrogante si las medidas propuestas en los artículos 19 y 20 de la Ley Projoven han reducido las barreras de acceso al mercado laboral, y cuál ha sido su impacto sobre el desempleo en la población joven.

La revisión de literatura sobre el tema, ha permitido evidenciar que los estudios realizados se han enfocado en el estudio y evaluación de las políticas destinadas a promover el empleo, con el fin de generar recomendaciones de política pública. Por ejemplo, Hoyos, Pinedo, Guerrero y Alejandro (2016) recomendaron la creación de un portal único de empleo para jóvenes entre los 18 y 28 años. Sin embargo, en el momento no se encuentra un trabajo cuantitativo que mida el impacto que tuvieron los artículos 19 y 20 de la Ley Projovent.

Por lo tanto, es propósito de este estudio evaluar el impacto de la Ley de 1780 de 2016 (Ley Projovent) sobre el empleo juvenil. Específicamente, ¿cuál fue el efecto que tuvieron los artículos 19 y 20 de la Ley Projovent, sobre la tasa de empleo de la población joven (de 18 a 28 años)? También se estudia si los artículos en conjunto, tuvieron algún efecto sobre la tasa de empleo para los jóvenes con educación media.

El supuesto de identificación para medir el impacto de la Ley Projovent es que la expedición de la Ley es una fuente de variación exógena que se asemeja a un experimento natural. En este caso, la reducción máxima de la edad de incorporación para prestar servicio militar beneficia a las personas en el rango de edad de los 24 a los 27 años, mientras que, la eliminación del requisito de exigir la libreta para empezar a trabajar beneficia a los jóvenes entre los 18 y 28 años. Por lo tanto, al comparar los jóvenes entre los 18 y 23 años, con los de 24 a 27 años, antes y después de la implementación de la Ley, nos permite encontrar el impacto del artículo 19. En contraste con el artículo 19, al comparar los hombres entre los 21 y 23 años (beneficiarios de la Ley) contra los hombres entre los 29 y 31 años, evaluamos el efecto del artículo 20. Esto nos permite separar el efecto de los dos artículos.

Para implementar este enfoque, la estrategia de identificación empleada es un modelo de diferencias en diferencias (DID), porque la asignación no fue aleatoria como en un experimento controlado; además, este método nos permite incluir diferencias previas entre el grupo de control y tratamiento antes de la implementación de la Ley. Para esto, se estimó un modelo de probabilidad lineal, teniendo en cuenta que la variable dependiente es una variable dicotómica. Por otra parte, para visualizar el supuesto de tendencias paralelas, grafiqué el grupo de control y tratamiento.

Los datos utilizados para este trabajo provienen de La Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el período 2013-2018. Esta encuesta contiene estadísticas nacionales sobre la población económicamente activa (PEA), tasa de ocupados y tasa de desocupados. Así mismo, se usa para reportar los datos sobre la tasa de desempleo (TD).

Los resultados encontrados con la metodología DID, muestran que el artículo 19 tuvo un impacto negativo sobre el empleo de 0.11 puntos porcentuales a un nivel de significancia del

10 %, pero este resultado no es robusto ante cambios en las especificaciones del modelo. Por otra parte, el artículo 20 no tuvo un impacto sobre el empleo. Así mismo, no se encontraron efectos heterogéneos para ambos artículos por año de escolaridad, ni efectos por género (comparación entre hombres y mujeres), ni efectos por departamento. Estos resultados podrían explicarse debido a que posiblemente no era un requisito obligatorio presentar la libreta militar para ingresar a un empleo, además parece ser que la edad máxima de incorporación tampoco era un impedimento. Para comprobar la robustez de los resultados, realicé una prueba de placebo sobre los grupos de tratamiento y control. Esta prueba consistió en generar grupos de tratamiento y control, compuestos por personas que no fueron beneficiarias de los artículos, en este caso los hombres mayores a los 28 años y las mujeres. Esta prueba permita mostrar que no hay factores externos que puedan afectar el resultado de esta medida, sobre la muestra de la población de estudio.

Las secciones restantes de este trabajo están organizadas de la siguiente forma: La sección 2, describe el contexto de la Ley Projovent. La sección 3, menciona literatura relevante relacionada con el tema de estudio. La sección 4, describe los datos y estadísticas descriptivas. La sección 5, explica la estrategia empírica que se utilizó. La sección 6, presenta los principales resultados del modelo de diferencias en diferencias, y la sección 7 la robustez de los resultados. En la sección 8, se discuten los resultados. La sección 9, resume las principales conclusiones del estudio. En la sección 10, se encuentran los anexos del estudio.

2. Contexto Ley Projovent

Previo a la implementación de la Ley Projovent, el Consejo Nacional de Política Económica y Social aprobó los lineamientos para la Generación de Oportunidades para los Jóvenes mediante el documento CONPES 173 de 2014. En éste se presentó un análisis de contexto del mercado juvenil colombiano, y se formularon lineamientos para el desarrollo de estrategias que permitieran una inserción adecuada de los jóvenes al mercado laboral.

El documento CONPES señala que existe un número alto de jóvenes desempleados para el 2012: 1.2 millones, que equivale al 17.7% de la fuerza laboral joven para dicho año. Este grupo aporta el 52% del desempleo total (CONPES, 2014). Del total de jóvenes desempleados 921.566 se encontraban buscando trabajo, mientras que 324.950 se encontraban estudiando y buscando trabajo. Por otro lado, el porcentaje de jóvenes de la población ocupada del país para ese año era del 28%.

Desagregando el desempleo de los jóvenes por rango de edades, se observa que el grupo que presenta un mayor desempleo es el de 18-21, con 23.8%. Por el contrario, el grupo de 22-28 años presentaba una menor tasa de desempleo de 14.8%. Así mismo, la tasa de desempleo es

distinta entre departamentos, con las mayores tasas para Quindío (25.3 %) y Risaralda (24.3 %), mientras que, Guajira (11.8 %) y Santander (13.5 %) presentan las menores tasas.

Del mismo modo, el documento indica que existen barreras que limitan la transición de los jóvenes al mercado laboral, debido a la poca preparación vocacional y falta de información sobre áreas del conocimiento donde se desempeñan los jóvenes (CONPES, 2014). Así mismo, señala que la tasa de desempleo es mayor para la gente con educación superior, comparado con la secundaria para todas las edades entre los 14 y 28 años.

Con base en lo anterior, el CONPES recomendó una serie de medidas y lineamientos para generar mayores oportunidades y una inserción adecuada de los jóvenes al mercado laboral. Entre estas medidas están: i) incluir herramientas para la flexibilización de las formas de contratación, ii) promover una mayor integración de los jóvenes al mercado laboral, definiendo incentivos para las empresas y personas que empleen este grupo de la población; iii) promover la protección de los derechos de los jóvenes, por medio del control y vigilancia de los esquemas de contratación laborales y no laborales (CONPES, 2014).

La Ley Projovent fue presentada en la Cámara de Representantes, en la comisión séptima del Congreso de la República, el 3 de noviembre del 2015. Tras ser aprobada en dos debates, fue aprobada finalmente en el último debate, el 20 de abril del 2016, sin objeciones. Posteriormente, el 2 de mayo de 2016 el Presidente Juan Manuel Santos expidió la Ley 1780 de 2016, Ley Projovent.

Los motivos para la aprobación de los artículos 19 y 20 de la Ley Projovent, se fundamentaron en que la exigencia de la libreta militar era una barrera de acceso al empleo formal. Los jóvenes que no habían resuelto su situación militar, especialmente los remisos², sólo podían acceder a empleos informales, y eran objeto de multas y sanciones. Por otro lado, también resaltaron que esta barrera de acceso prohibía la vinculación laboral, afectando la posibilidad de los jóvenes de adquirir experiencia, aumentando las barreras de contratación, situación que se agravaba teniendo en cuenta que de acuerdo con el Servicio Público de Empleo, 9 de cada 10 vacantes exigen algún tipo de experiencia (Senado de la República, 2016).

La Ley por medio del artículo 19, redujo la edad máxima de incorporación a filas para la prestación de servicio militar, hasta un día antes de cumplir los 24 años. Por otro lado, el artículo 20 estipula que tanto las entidades privadas como públicas, no podrán exigir al ciudadano la presentación de la tarjeta militar para ingresar a un empleo (Ley N° 1780, 2016).

²Entendidos como aquellos que habiendo sido citados a presentarse en los centros de concentración, se ausentan de cita en la fecha, hora y lugar indicados por las autoridades de reclutamiento. Recuperado de: <http://leyes.senado.gov.co/proyectos/index.php/proyectos-ley/periodo-legislativo-2014-2018/2015-2016/article/135>

Paralelo a la Ley Projovent, el Gobierno de Juan Manuel Santos fijó los lineamientos en el Plan Nacional de Desarrollo (PND) 2014-2018, para mejorar las condiciones de acceso al trabajo de los jóvenes. Uno de los enfoques del PND, fue permitir un mayor acceso a los jóvenes a la educación superior por medio del programa Jóvenes en Acción, que consistía en transferencias monetarias condicionadas a que el participante se encontrará matriculado en un programa de formación técnica o tecnológica bajo la modalidad presencial y que estuviera activo en su proceso de formación, sin ningún tipo de falta académica y/o disciplinaria. De tal manera que los jóvenes pudieran acceder a estudios técnicos y profesionales, que les permitiera en el futuro una mejor inserción laboral (Departamento Nacional de Planeación, 2015). Por otro lado, en el PND se definió un plan para ampliar el Servicio Público de Empleo, que permitiera unir las vacantes y tener el registro de los jóvenes y mujeres (Departamento Nacional de Planeación, 2015).

3. Revisión de Literatura

En esta sección, presento los resultados encontrados del estudio del efecto del servicio militar sobre la seguridad social, los años de educación, la tasa de empleo, y el salario devenido, en períodos posteriores a guerras (Angrist y Krueger, 1992; Angrist, Chen y Song, 2011; Grenet, Hart y Roberts, 2011; Bauer et al., 2012) o en épocas de paz (Torun, 2019). Así mismo, presento los resultados de abolir el servicio militar obligatorio sobre las variables mencionadas. Posteriormente, muestro los hallazgos encontrados en estudios de evaluación de impacto sobre el desempleo en el mercado laboral de Colombia, haciendo énfasis en el desempleo juvenil. Por último, señalo el aporte que hace este trabajo con respecto a la literatura discutida.

La literatura existente se ha enfocado en estudiar los efectos del servicio militar sobre los indicadores sociales y económicos, mencionados al inicio de esta sección (tasa de empleo, seguridad social, educación, entre otros). La motivación de estos estudios se produce por el costo económico³ que implica la prestación de servicio militar, ya que los jóvenes no estudian ni trabajan durante este período. En contraste, este trabajo busca investigar los efectos del cambio de la legislación en la prestación del servicio militar (artículos 19 y 20 de la Ley Projovent) sobre el empleo, como una medida para eliminar las barreras de acceso al mercado laboral juvenil en Colombia.

Angrist y Krueger (1992) y Angrist, Chen y Song (2011) investigaron los efectos del servicio militar durante la Guerra de Vietnam, sobre la educación, salud y empleo, en el período

³Un ejemplo del costo económico que implica es el nivel de producción que se habría podido producir con el civil que prestó el servicio militar, y los recursos que fueron asignados en ese momento a las fuerzas armadas (Oi, 1967).

posterior a la guerra. En ambos estudios, la estrategia de identificación que usaron fue la asignación aleatoria del sorteo que determinaba las personas que iban a la guerra, como instrumento del estatus del veterano (variable dummy que medía si el soldado era veterano de la era de servicio militar en Vietnam). Entre los principales resultados que hallaron, encontraron que el efecto marginal de un año de educación adicional para los jóvenes que no fueron seleccionados a prestar servicio militar, aumentaba las ganancias semanales por año en un 6,5% puntos porcentuales, con respecto a los jóvenes conscriptos (Angrist y Krueger, 1992). También encontraron que se produjo una disminución del ingreso gravable para los veteranos de guerra, comparado al grupo de personas que no prestaron en esa época servicio militar. Por otro lado, no encontraron efectos sobre el empleo o la tasa de discapacidad (Angrist, Chen y Song, 2011).

Así mismo, Grenet, Hart y Roberts (2011) estudiaron el efecto del servicio militar inglés (1949-1960), sobre el salario en el período posterior a la guerra. A fin de medir el impacto emplearon como estrategia empírica una variable instrumental; en la primera etapa utilizan la imposición de ser conscripto como instrumento de ser reclutado al ejército militar. En la segunda etapa, observaron el impacto sobre el ingreso bajo un diseño de regresión discontinua, utilizando como fecha de quiebre de reclutamiento, el 1 de octubre de 1939. Los autores no encontraron efecto significativo del servicio militar sobre los ingresos a largo plazo.

Sin embargo, contrario a los resultados hallados por Grenet, Hart y Roberts (2011), Card y Cardoso (2012) encontraron un efecto significativo del servicio militar sobre los ingresos. Card y Cardoso estudiaron el impacto del servicio militar obligatorio en Portugal, sobre las ganancias devenidas de los salarios de los conscriptos, en el período posterior de la prestación del servicio militar. Con el fin de medir el impacto, utilizan una metodología de diferencias en diferencias, para observar las diferencias de los salarios que ganaban los jóvenes antes de estar conscriptos, con el período posterior a éste. Los principales resultados que encontraron son: i) un aumento entre 4-5 puntos porcentuales en el salario de hombres con solo educación primaria, ii) un efecto positivo pero estadísticamente insignificante del servicio militar, sobre las personas con niveles altos de educación.

En contraste con los estudios mencionados, Torun (2019) estudia el efecto de los períodos de paz sobre la conscripción, analizando los indicadores de mercado laboral sobre la población elegible para prestar servicio militar, antes de ser citados por el ejército. Torun usó como experimento natural la abolición del servicio militar en España en el 2001, empleando un modelo de diferencias en diferencias, para observar el efecto de la abolición sobre los indicadores de mercado laboral para los jóvenes elegibles para prestar servicio militar. Los principales resultados hallados en esta investigación son: i) un aumento de 6,7% la participación laboral de los jóvenes adolescentes (menores de 20 años) con respecto a los que ya tenían 20 años, ii) también aumentó un 11% el empleo en este grupo. No obstante, aumentó el desempleo de mujeres jóve-

nes, lo que sugeriría una posible sustitución por la contratación de los jóvenes elegibles cuando se eliminó el servicio militar obligatorio (Torun, 2019).

Por otro lado, ha declinado el servicio militar obligatorio en el mundo y se ha estudiado el efecto de la abolición del servicio militar sobre los años de educación (Maurin y Xenogiani, 2007) y el desempleo (Feldman, 2009). Tarabar y Hall (2016) estudiaron los factores que explican la reducción en la duración del servicio militar obligatorio entre 1970-2010 en el mundo, utilizando los datos de Índice de Libertad Económica. Para el desarrollo de este estudio, la metodología que emplearon fue un modelo de panel con efectos aleatorios, donde observaron el efecto del logaritmo del número de habitantes, el logaritmo del tamaño del ejército, entre otras variables, sobre el tipo de conscripción del índice; esta variable toma un valor de 1 a 10, donde el 10 señala que existe servicio militar obligatorio. Los autores encontraron en los 127 países de estudio, que entre mayor sea la población entre los 15 a 24 años de edad, menor es la probabilidad de que se elimine el servicio militar obligatorio. Sin embargo, la reducción del número de personas en este grupo de edad, contribuye a la disminución de la duración del servicio militar. Así mismo, la probabilidad de períodos más cortos de servicio, está asociada a los países que tienen una población y un ejército pequeño.

Así mismo, en la literatura se ha encontrado que la abolición del servicio militar obligatorio, reduce los años de educación y el salario de los jóvenes. Maurin y Xenogiani (2007) encontraron que la abolición del servicio militar obligatorio en Francia, produjo que disminuyeran los años de educación y salarios de los jóvenes, comprobándolo con un modelo de probabilidad lineal. Los autores explican que la abolición del servicio militar, desincentiva a los jóvenes para estudiar, porque éste era un método para evadir la conscripción militar obligatoria. Así mismo, Torun y Tomen (2016) usaron la expedición de una Ley en 1999 de Turquía, que permitía pagar una tarifa para quedar exento de prestar servicio militar, como un experimento natural para estimar la intención del tratamiento sobre la educación y el desempeño de los jóvenes en el mercado laboral. Los autores encontraron que la Ley redujo los años de educación en los jóvenes que eran elegibles para la conscripción obligatoria, lo que produjo una reducción en sus salarios, como sucedió en Francia.

De igual forma, se ha estudiado el efecto de eliminar el servicio militar sobre el desempleo. Feldman (2009) estudió los efectos de la regulación laboral sobre el desempleo, por medio de un modelo de mínimos cuadrados generalizados, en el cual utilizó como variable dependiente la tasa de desempleo, y observó el efecto de no tener servicio militar sobre 73 países. El principal resultado que encontró fue que los países sin servicio militar tienen una tasa de desempleo de la población joven de 2.5 puntos porcentuales (pp) menor, frente al resto de países.

Por lo tanto, en los estudios mencionados se evidencia que el efecto del servicio militar

sobre el empleo puede ser nula (Angrist, Chen y Song, 2011) o en algunos casos la abolición del servicio militar obligatorio puede disminuir la tasa de desempleo (Feldman, 2009). Por otra parte, el efecto del servicio militar sobre el salario es ambiguo, puede provocar un aumento (Card y Cardoso, 2012) o no tener efecto alguno (Grenet, Hart y Roberts, 2011). Por lo que surge el interrogante sobre el impacto que podrían tener este tipo de medidas en Colombia. Sin embargo, para el conocimiento del autor de este trabajo de investigación, en el momento no se encuentra ningún estudio que mida el impacto de prestar el servicio militar sobre el empleo para los jóvenes, y cómo esto podría representar una barrera de acceso al mercado laboral. No obstante, existen numerosos estudios de evaluación de impacto sobre el desempleo en Colombia dentro de la literatura económica.

En Colombia, Gaviria (2004) evaluó el impacto de la reforma laboral de la Ley 789 de 2002, a partir de tres fuentes de datos: 1) información sobre la ejecución del presupuesto y subsidios para el desempleo y empleo, 2) cifras de la Encuesta Continua de Hogares, 3) cifras de una encuesta empresarial. La estrategia empírica tuvo dos enfoques: el primero, en el impacto de la ampliación de la jornada ordinaria de trabajo sobre la cantidad y calidad de empleo; el segundo, aislar los efectos de la reforma sobre las variables de ocupación, formalización y empleo. Para la medición de las variables, utilizó una metodología para medir el cambio antes y después, un modelo de diferencias en diferencias, con el cual encontró que el cambio con la Reforma: i) tuvo un efecto notable en la contratación de aprendices; ii) redujo el subempleo por insuficiencia de horas; iii) los efectos sobre la generación de empleo y formalización no fueron los esperados (la reforma no aumentó la probabilidad de ser ocupado, por lo que no se generaron los 200,000 empleos esperados por año); y, iv) los programas de apoyo al desempleo y estímulo de generación de empleo no funcionaron (Gaviria, 2004).

Dentro de la literatura también se encuentran evaluaciones de impacto sobre la Ley 1429 de 2010, conocida como la Ley de Primer Empleo. Ariza y Cedano (2017) evaluaron el efecto de la Ley de Primer Empleo usando un modelo de diferencias en diferencias, con el cual hallaron que la reforma aumentó la probabilidad de encontrar empleo, pero así mismo aumentó la probabilidad de encontrarse en situación de informalidad. Sin embargo, un año después de la implementación de la Ley, la probabilidad disminuyó para las dos variables; informalidad y empleo (Ariza y Cedano, 2017).

Por otro lado, se encuentran trabajos enfocados en investigar el desempleo juvenil y sus determinantes. Piñeros (2018) estudió los determinantes del desempleo juvenil en Colombia, utilizando los datos de La Encuesta de la Transición de la Escuela al Trabajo (ETET), y aplicando dos metodologías: i) modelo probabilístico logit y ii) un modelo salarial con corrección de Heckman. Los resultados hallados en su investigación señalan que los determinantes del desempleo son: las condiciones económicas, la educación, la posición en el hogar, la experiencia

laboral y el sexo. Adicionalmente, encontraron que el desempleo juvenil ha venido aumentando a pesar de la implementación de políticas focalizadas en los determinantes del desempleo, por lo que recomendó la generación de políticas que permitan a los jóvenes adquirir más experiencia en su proceso de formación académica.

Así mismo, Guzmán, Munevar y Acosta (2015), estudiaron los determinantes del desempleo juvenil para el periodo 2002-2011, por medio de un modelo probit bivariado, en el cual, en la primera etapa buscan los determinantes de la participación en el mercado laboral, mientras que en la segunda etapa, la probabilidad de estar desempleado. Las principales conclusiones del trabajo, señalaron que un año adicional de educación universitaria en los jóvenes, reduce la probabilidad de estar desempleado, especialmente en las mujeres. Por otro lado, encontraron que la posición en el hogar y el estado civil, son determinantes de la probabilidad de estar desempleados, para jóvenes y adultos.

En conclusión, los estudios mencionados hacen énfasis en los efectos de la conscripción militar sobre el desempleo, posterior a un período de guerra o cuando se eliminó el servicio militar obligatorio. Así mismo, existe una amplia literatura sobre evaluaciones de impacto sobre el desempleo, pero no enfocada en la relación que tiene el servicio militar con el empleo en Colombia. Por lo tanto, este trabajo se diferencia de esos estudios, en primer lugar, en qué se está estudiando el efecto de flexibilizar⁴ la norma que obliga presentar la libreta militar para empezar a trabajar. En segundo lugar, estamos observando qué efecto tiene disminuir la edad máxima de incorporación en el ejército sobre el empleo. Por lo tanto, este estudio mide hasta qué punto portar y presentar la libreta militar, representaba una barrera de acceso para que los jóvenes accedieran al mercado laboral.

4. Datos y Estadísticas Descriptivas

Para este trabajo de grado se utilizaron datos de corte transversal con composición mensual, para los años 2013 al 2018. Los datos provienen de La Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), elaborada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) de Colombia. El número de observaciones es de 364,898 individuos y la representatividad de 23,291,020 de colombianos.

La Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) “se recolecta en 13 ciudades y sus áreas metropolitanas, 11 ciudades intermedias, 8 capitales de nuevos departamentos, cabeceras y centros

⁴Flexibilizar en este estudio hace noción a qué la norma de definir la situación militar sigue estando vigente; el plazo una vez empleado un joven sin libreta militar, es de 18 meses para definir su situación militar. Antes, era un requisito definir la situación militar y presentar la libreta militar para trabajar.

poblados y rural disperso en más de 443 municipios del país”(DANE, 2016). Con base en esta encuesta, se recolecta información sobre el sexo, edad, parentesco, nivel educativo y otras características de las personas en estos municipios.

El Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), reporta estadísticas sobre el mercado laboral de Colombia con base en la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), realizada por la misma entidad. Entre los datos estadísticos que reporta está el mercado laboral juvenil, donde presentan los datos de: población económicamente activa (PEA), ocupados (TO), desocupados y tasa de desempleo (TD).

Tomando los datos de la GEIH, realicé dos gráficas donde se observa la tasa de ocupación para el período de estudio antes y después de la implementación de la Ley. Así mismo, presento las estadísticas descriptivas de las principales variables que se analizarán en el modelo econométrico. Por último, muestro la distribución de de los datos en dos histogramas. Con este análisis se busca encontrar algún indicio del posible efecto que pudo tener la Ley Projovent.

En las siguientes gráficas se presenta la tasa de ocupación entre el año 2013 y 2018, para la población de estudio entre los 18 y 28 años (figura 2) y para los distintos grupos de edad de los hombres (figura 3). La implementación de los artículos 19 y 20 de la Ley 1780 de 2016 (Ley Projovent) se hizo efectiva a partir del 2 de mayo de 2016, la cual se denota con una línea vertical gris.

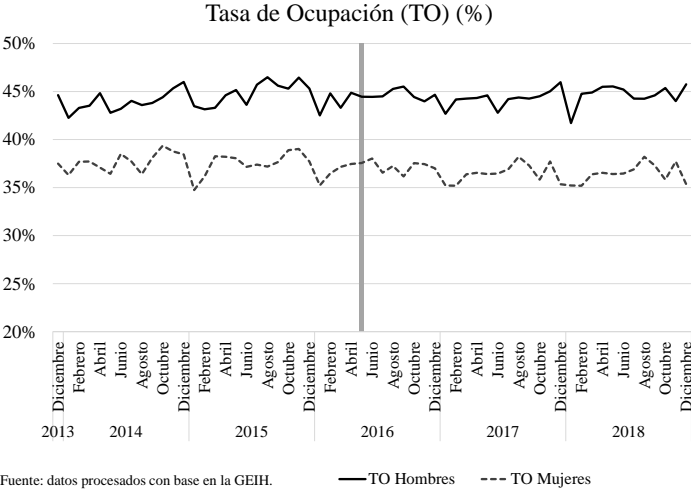


Figura 2: Tasa de ocupación 2013-2018

A partir de la figura 2, se puede notar que los datos no muestran un aumento pronunciado en

la tasa de ocupación de los hombres, durante el período posterior de la Ley en el 2016. Además, se observa que la tasa de ocupación en los años posteriores oscila entre el 41 % y 46 %. Así mismo, la tasa de ocupación de las mujeres tampoco presenta cambios, antes y después de la implementación de la Ley. De acuerdo con lo anterior, se podría pensar que los artículos tuvieron un efecto nulo o el efecto fue pequeño (estadísticamente).

En contraste con la figura 2, la figura 3 muestra la tasa de ocupación de los hombres por grupos de edad, donde se observa que los grupos con una menor tasa de ocupación son los jóvenes que hacen parte del mercado juvenil (los grupos de edad 18-23 y 24-28 años). Mientras que, la tasa de ocupación para los grupos mayores a los 28 años, oscila entre el 44 % y 49 %. Por otro lado, al igual que la figura 2, no se observa un cambio evidente en la tasa de ocupación para los grupos de edad de los jóvenes, antes y después de la Ley Projovent, por lo que esto podría indicar que los artículos tuvieron un efecto nulo o el efecto fue pequeño (estadísticamente).

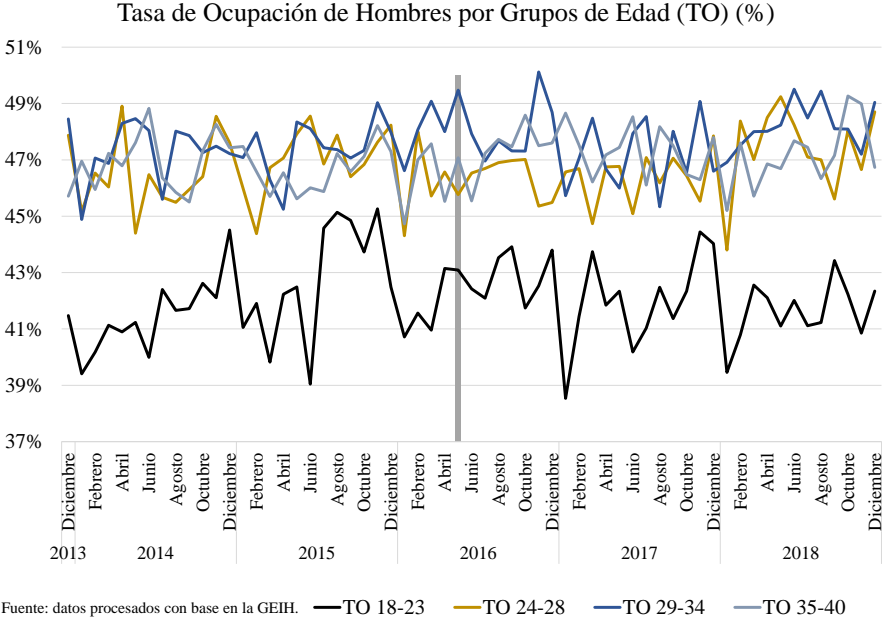


Figura 3: Tasa de ocupación Hombres por Grupo de Edad 2013-2018

A continuación se muestran las estadísticas descriptivas de la GEIH, donde se observa los datos estadísticos sobre las variables de control de la regresión. En el Cuadro I se observa el porcentaje de personas ocupadas según el nivel de estudio. También, el promedio de años de educación y la edad promedio de la Población Económicamente Activa (PEA), 11 años con una desviación estándar de 4 años, y 40 años con una desviación estándar de 14 años, respectiva-

mente.

Cuadro I: Estadísticas descriptivas GEIH

	Obs	Media	DE	Min	Máx
Ocupados	96703	.896	.306	0	1
Años de educación	96703	10.583	4.331	0	26
Soltero	96703	.281	.449	0	1
Jefe de hogar	96703	.435	.496	0	1
Edad	96703	39.301	13.824	18	100
Ocupados según nivel de estudio					
Ninguno	586599	.546	.498	0	1
Bachiller	586599	.203	.402	0	1
Técnico	586599	.161	.367	0	1
Universitario	586599	.065	.246	0	1
Postgrado	586599	.000	.007	0	1

DE: Desviación Estándar

Por otro lado, aunque los dos gráficos y las estadísticas descriptivas presentados anteriormente, no hayan mostrado un cambio antes y después de la Ley, puede que exista un cambio en la distribución de la muestra para hombres y mujeres durante ese período. Por lo tanto, realicé la prueba estadística de Kolmogorov-Smirnov y dos histogramas, que me permitan observar si existen cambios en la distribución de las muestras de hombres y mujeres.

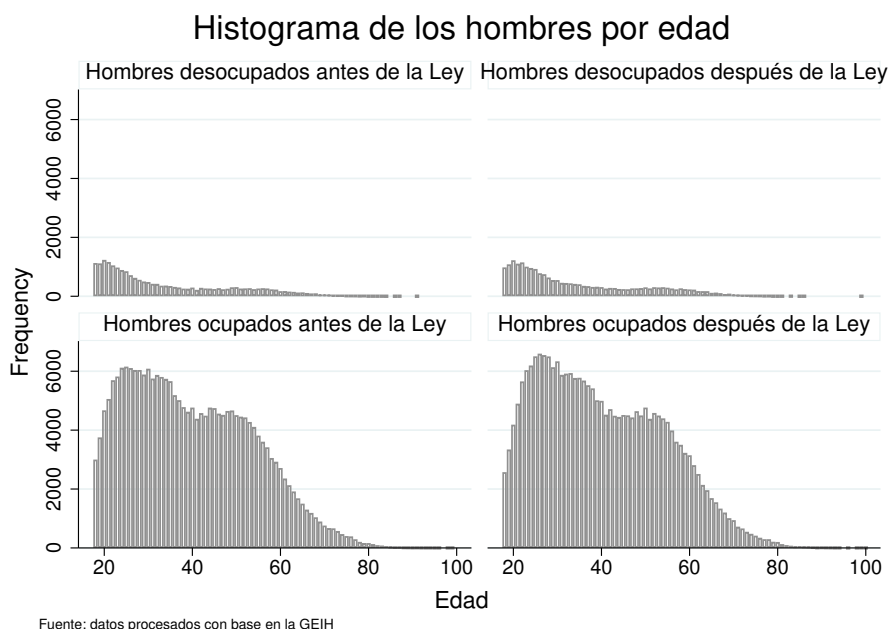


Figura 4: Histograma hombres 2013-2018

Se puede observar en el histograma (figura 4) que la distribución de la muestra de los hombres por edad antes y después de la Ley, no tiene un cambio notable. Incluso, al realizar la

prueba estadística de Kolmogorv-Smirnov⁵ el p-valor que arroja la prueba es de 0.928, por lo que a un nivel de significancia del 5% (tampoco a ningún nivel de significancia convencional), no se encuentra evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis nula, de que las muestras tengan la misma distribución. Sin embargo, esta no es una prueba de que la ley no haya tenido efecto, pues una comparación antes y después no es evidencia de causalidad.

Para los hombres ocupados (antes y después de la implementación de los artículos) la distribución tiene una media de 40 años con una desviación estándar de 14 años. Además, se puede observar que el grado de apuntalamiento es bajo 0.44 (la curtosis es platicúrtica). Por otro lado, para los hombres desocupados (antes y después de la implementación de los artículos) la distribución tiene una media de 35 años con una desviación estándar de 14 años. También, se puede observar que el grado de apuntalamiento es bajo 0.85 (la curtosis es platicúrtica). Por último, se puede observar una alta frecuencia en el grupo de edades entre los 20 y 40 años, para ambos grupos (ocupados y desocupados).

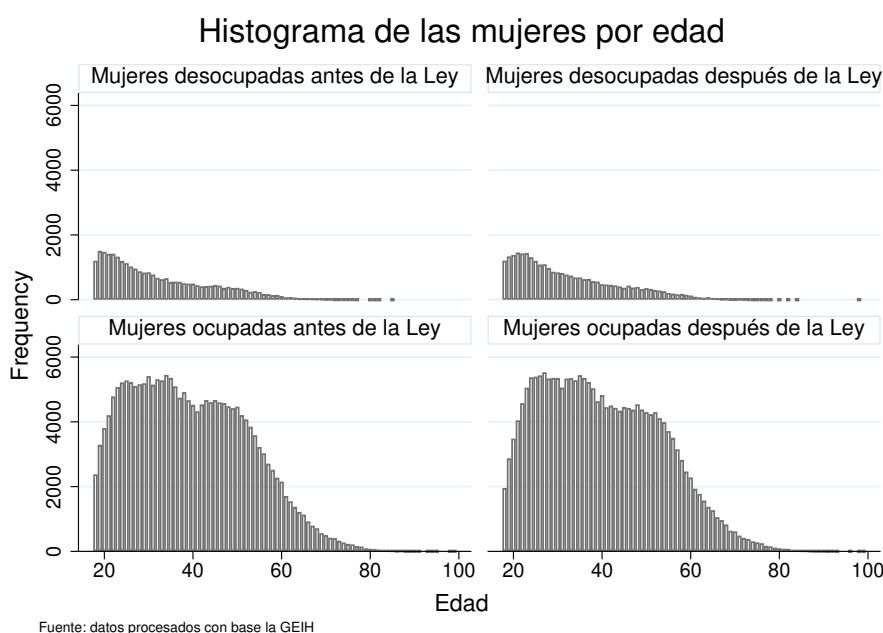


Figura 5: Histograma mujeres 2013-2018

Por otro lado, al igual que la figura 4, se puede observar en el histograma de las mujeres (figura 5) que la distribución de la muestra de las mujeres por edad antes y después de la Ley al igual que la de los hombres, no presenta un cambio marcado en su distribución. También, al realizar la prueba estadística de Kolmogorv-Smirnov el p-valor que arroja la prueba es de 0.863, por lo que a un nivel de significancia del 5% no se encuentra evidencia estadística suficiente para rechazar la hipótesis nula, de que las muestras tengan la misma distribución.

⁵Los resultados de esta prueba se encuentran en la sección de Anexos.

Para las mujeres ocupadas (antes y después de la implementación de los artículos) la distribución tiene una media de 40 años con una desviación estándar de 14 años en los datos de la muestra. Además, se puede observar que el grado de apuntalamiento es bajo 0.45 (la curtosis es platicúrtica). Por otro lado, para las mujeres desocupadas (antes y después de la implementación de los artículos) la distribución tiene una media de 35 años con una desviación estándar de 14 años. También, se puede observar que el grado de apuntalamiento es bajo 0.85 (la curtosis es platicúrtica). Por último, se puede observar una alta frecuencia en el grupo de edades entre los 20 y 40 años, para ambos grupos (ocupados y desocupados).

En conclusión, tanto los dos histogramas presentados como la prueba de Kolmogorov-Smirnov, no mostraron un cambio marcado por rango de edad antes y después de la Ley por género para la población de estudio. Esto es consistente con los datos encontrados de la gráfica de tasa de ocupación. Por lo tanto, esto nos presenta indicios de que la aplicación de la Ley que exigía como requisito para empezar a trabajar la libreta militar, puede que no se cumpliera de manera obligatoria en el proceso de vinculación y de contratación de los jóvenes a las empresas en el período pre-tratamiento.

5. Estrategia Empírica

En este caso, el supuesto de identificación es que la implementación de esta política permite una asignación del grupo de control y tratamiento, teniendo en cuenta que la libreta militar sólo era un requisito para los hombres, y esta se eliminó en la Ley Projovent, enfocada en los jóvenes entre los 18 y 28 años. Esto permite asignar como grupo de tratamiento a los hombres en ese grupo de edad; por otro lado, las mujeres en ese rango de edad y los hombres mayores de los 28 años, serían dos grupos distintos de control, con el que se puede evaluar el impacto de la medida.

Para evaluar el impacto de la Ley Projovent sobre el empleo, utilizo un modelo de diferencias en diferencias, bajo la consideración de que la Ley tuvo una asignación similar a la de un experimento natural. Así mismo, el período de estudio está comprendido entre 2013-2018, por lo que tienen más de dos períodos los datos de este estudio en el período de pre-tratamiento, lo que nos permite verificar si existen tendencias paralelas en ese período.

5.1. Diferencias en Diferencias (DID)

En este caso, como la asignación de los datos no fue aleatoria como en un experimento controlado, no se puede utilizar el grupo de control de la implementación del programa como una aproximación del valor contrafactual de los afectados por el tratamiento, en ausencia de la Ley. Por lo tanto, ya no se podría asumir que MCO es consistente e insesgado, porque la participa-

ción o el efecto del programa va a estar determinada por variables no observadas, ni se cumple el supuesto de independencia condicional entre los residuales y la variable de tratamiento (Bernal y Peña, 2011).

Así mismo, el modelo de primeras diferencias solo elimina el efecto de variables no observadas que son invariantes en el tiempo. En este estudio, tenemos más de un período, los períodos anteriores y posteriores a la Ley. En caso de existir un factor pasado a la Ley, que afectara la elección de los beneficiarios de la misma, dejaría de ser consistente (Wooldridge, 2007). En cambio, por medio del modelo de diferencias en diferencias, el modelo corrige diferencias preexistentes que puedan existir entre el grupo de control y tratamiento, para que el efecto del tratamiento en el período posterior a la implementación de la Ley para ambos grupos, no esté determinada por la existencia de diferencias preexistentes antes de la implementación de Ley Projovent (Abadie y Cattaneo, 2018). Además, el estimador de primeras diferencias y diferencias en diferencias, dejan de ser algebraicamente iguales.

Sin embargo, para aplicar el modelo de diferencias en diferencias, se debe tener en cuenta las diferencias preexistentes entre los grupos de control y tratamiento, además de las características regionales no observables, que puedan afectar la estimación del efecto de la Ley Projovent sobre el empleo. Por ejemplo, en Colombia existe una disparidad regional en la tasa de desempleo y la tasa de desempleo femenina es más alta que la masculina (Arango y Ríos, 2015). Cárdenas, Hernández y Torres (2014), estudiaron la heterogeneidad regional y la tasa de desempleo en Colombia, por medio de un análisis múltiple de factores de tablas de contingencia, con el cual encuentran que las ciudades con las tasas más altas de desempleo no comparten las mismas características. Según los autores, las causas que explican las altas tasas de desempleo se deben a factores como: i) el desajuste entre la oferta y demanda laboral, por la mano de obra menos calificada, y ii) el riesgo que implica el tipo de ocupación laboral.

Por otro lado, Arango y Ríos (2015) prueban la hipótesis de que las mujeres comprometidas tienen una mayor tasa de desempleo, debido a que, el ingreso de la pareja reduce el esfuerzo de búsqueda de empleo de las mujeres, en comparación con los hombres. Así mismo, argumentan que la duración del desempleo puede ser menor, con una mejor divulgación de vacantes que permita un mejor emparejamiento entre firmas y trabajadores. Por lo tanto, en el modelo de diferencias en diferencias se tendrán en cuenta estas diferencias preexistentes y se controlaría por medio de efectos fijos, las diferencias regionales, controlando por efectos fijos por departamento.

Regresión de Diferencia en Diferencias:

$$y_{ti} = \alpha + \beta_1 D_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 (Post_t \times D_i) + \delta Z_i + \varepsilon_{ti}$$

De acuerdo con lo anteriormente mencionado, para evaluar el impacto de la Ley se utilizó un modelo de diferencias en diferencias con datos de corte transversal, teniendo en cuenta que el período de tiempo que se estudió fueron 5 años (2013–2018), y los datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), tienen una composición mensual. En este caso, las variables del modelo corresponden a los beneficiarios del programa (D_i); una variable dummy que señala si el período fue posterior a la implementación de la Ley ($Post_t$); la interacción de los beneficiarios en el período posterior a la eliminación del requisito de la libreta militar ($Post_t \times D_i$); y un conjunto de variables sobre las características de los individuos (Z_i).

El efecto de la Ley va estar determinado de acuerdo a Angrist y Pischke (2008) por:

$$\beta_3 = [E(Y_{ti} | D_i = 1, Post_t = 1) - (Y_{ti} | D_i = 1, Post_t = 0)] \quad (1)$$

$$- [E(Y_{ti} | D_i = 0, Post_t = 1) - (Y_{ti} | D_i = 0, Post_t = 0)] \quad (2)$$

La anterior ecuación, muestra que el efecto de la Ley Projoven va consistir en tres diferencias: primero, la diferencia en el promedio de ocupados beneficiarios de la Ley Projoven, antes y después de su aprobación (1), corrigiendo las diferencias preexistentes en el grupo de tratamiento antes de la Ley. Segundo, la diferencia en el promedio de ocupados que no fueron beneficiarios de la Ley Projoven, antes y después de su aprobación (2), corrigiendo las diferencias preexistentes para las personas que no fueron beneficiarias. Tercero, ya que corregimos las diferencias preexistentes de ambos grupos, al restar (1) y (2), obtenemos el efecto de la Ley Projoven. Por lo tanto, el efecto va estar determinado por el coeficiente que acompaña la intersección $Post_t \times D_i$.

Para comprobar la robustez de los resultados, se realizará una prueba de falsificación o prueba placebo. Esta prueba consiste en realizar una estimación por DID con un grupo de tratamiento "falso", que no fue afectado por la implementación de la Ley. Para esto, se generará un grupo de tratamiento en el período del pre-tratamiento y se estimará el modelo, la variable del tratamiento no debería ser significativa. Lo que significaría que no hay efectos por fuera del supuesto de tendencias paralelas que afecten el impacto que tuvo la Ley (Gertler, et al., 2016). Por otro lado, más adelante se presentan las gráficas de los grupos de control y tratamiento, para observar que no se viole el supuesto de tendencias paralelas.

5.2. Modelo Econométrico

El modelo a estimar, esta determinado por:

$$ocupados_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Post_t \times D_i + \delta Z_i + \lambda_{di} + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde la variable dependiente de ocupados es una dummy que toma el valor de 1 cuando el individuo esta ocupado según los criterios ⁶ del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). La variable D_i representa los beneficiarios de la Ley, toma el valor de 1 si el individuo fue afectado por la Ley, cero de lo contrario. También se incluye la variable $Post_t$, la cual indica el período pre y post-tratamiento, uno si es en el períodos posterior y cero de lo contrario. La variable de interés en este estudio, es la interacción $Post_t \times D_i$ entre el período posterior de la Ley y que el individuo sea beneficiario del artículo 19 o 20. Esta interacción determinará el impacto de la eliminación del requisito de la libreta militar para empezar a trabajar. Por otro lado, el vector Z_i son los controles que se incluyen en el modelo, entre estos años de escolaridad, si el individuo es jefe de hogar, el estado civil (si es soltero). Por último, λ_{di} y ϑ_t representan efectos fijos por departamento y trimestre, respectivamente.

Así mismos, se busca estimar si existen efectos heterogéneos de la Ley Projovent, sobre la población con escolaridad media (hasta 16 años de estudio). Por lo que se estima el siguiente modelo:

$$ocupados_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 Post_t + \beta_3 Edu_i + \beta_4 Post_t \times D_i + \beta_5 D_i \times Edu_i + \beta_6 Post_t \times Edu_i + \beta_7 Post_t \times D_i \times Edu_i + \delta Z_i + \lambda_{di} + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

La ecuación (4) mantiene las mismas variables que la ecuación (3), pero agrega la variable educación media y sus respectivas interacciones. En este caso, la variable Edu_i toma el valor de uno si el individuo tiene educación media o cero de lo contrario. Por otro lado, la interacción $D_i \times Edu_i$ toma el valor de 1 si es beneficiario de la Ley y posee educación media, pero cero de lo contrario, mientras que, la interacción $Post_t \times Edu_i$ determina los individuos con educación media después de la Ley (valor 1 o cero de lo contrario). Por último en este caso, nuestro coeficiente de interés va ser $Post_t \times D_i \times Edu_i$ el cual mide el efecto de la Ley Projovent para los beneficiarios con educación media.

Por lo tanto, si la implementación de la Ley tuvo un impacto en el número de ocupados, el coeficiente β_3 (β_7) que acompaña la interacción $D_i \times Post_t$ ($Post_t \times D_i \times Edu_i$), debería ser

⁶Son las personas que durante el período de referencia se encontraban en una de las siguientes situaciones:

1. Trabajó por lo menos una hora remunerada en dinero o en especie en la semana de referencia.
2. Los que no trabajaron la semana de referencia, pero tenían un trabajo.
3. Trabajadores familiares sin remuneración que trabajaron en la semana de referencia por lo menos 1 hora.

significativo y positivo, porque se estaría eliminando una barrera de acceso al mercado laboral, teniendo en cuenta que la definición de la situación militar era un requisito para empezar a trabajar.

Adicionalmente, se incluyen efectos fijos por departamento para controlar en promedio las diferencias entre departamentos, de variables observables y no observables que puedan afectar el efecto de la implementación de la Ley sobre el número de ocupados. Así mismo, se incluyen efectos fijos por trimestre, de tal manera que se reduzcan posibles problemas por sesgo de variable omitida y estacionalidad. Por otro lado, en la estimación del modelo DID no tendríamos un problema de endogeneidad por causalidad inversa, teniendo en cuenta que la expedición de la Ley se asemeja a un experimento natural, por lo que la asignación de los beneficiarios y no beneficiarios de la Ley estarían determinados por un choque exógeno. Esto impide que las personas que ya están empleadas puedan auto-seleccionarse para acogerse al beneficio de los artículos. Incluso, el artículo 20 señala que los jóvenes tienen un plazo de 18 meses para definir su situación militar una vez contratados. Por consiguiente, las personas que lleven trabajando por más de 18 meses, no pueden acceder a este beneficio. Por lo tanto, no existiría una relación de causalidad inversa entre la probabilidad de estar ocupado y los efectos de los artículos 19 y 20.

Por último, podría existir una correlación en el número de ocupados por departamento, debido a que estos jóvenes podrían compartir características similares como habilidades o condiciones socioeconómicas, por tanto puede existir una correlación entre conglomerados (*intra-cluster correlation*). Para tener en cuenta la correlación por departamentos, utilicé errores conglomerados a nivel departamental (*clusterd standar errors at departmente level*) (Bertrand, Mariane y Duflo, 2004).

6. Resultados

En esta sección de resultados, se presentan las estimaciones del efecto del artículo 19 y 20 de la Ley Projovent sobre el número de ocupados, por medio de un modelo de diferencias en diferencias con datos de corte transversal. Dado que la variable dependiente es dicotómica, se estima un modelo de probabilidad lineal.

6.1. Resultados Diferencias en Diferencias (DID)

Para medir el efecto de la Ley, se utilizaron diferentes subconjuntos de la muestra. Para medir el efecto del artículo 19, se utilizó como grupo de tratamiento los hombres entre los 24 a los 27 años, y como grupo de control los hombres entre los 18 y 23 años, teniendo en cuenta que

la disminución de la edad de incorporación fue hasta un día antes de cumplir los 24 años. Por otro lado, para medir el efecto del artículo 20, se utilizó como grupo de tratamiento los hombres entre los 21 a los 23 años, y como grupo de control los hombres entre los 29 y 31 años, teniendo en cuenta que la Ley fue enfocada en los jóvenes menores a los 29 años.

Los resultados del efecto del artículo 19 se encuentran en la Tabla II y III, y del artículo 20 en la Tabla IV. Por otro lado, también se evaluó el efecto del empleo sobre hombres y mujeres entre los 18-28 años (beneficiarios de los artículos 19 y 20), dado que las mujeres están exentas de tener que definir su situación militar, por lo que no tienen que prestar servicio militar. Los resultados de esta estimación se encuentran en la Tabla V.

Por último, estimé los efectos de los artículos 19 y 20, para observar si existen efectos heterogéneos entre los hombres por años de escolaridad en la Tabla VI.

Artículo 19

En la Tabla II se usó como grupo de control los jóvenes entre los 18 y 23 años, mientras que el grupo de tratamiento fueron los hombres jóvenes entre los 24 a los 27 años. En la Tabla IV sólo se incluyeron para el grupo de tratamiento los hombres con 24 años y para el grupo de control los que tienen 23 años.

En estas tablas se muestran los resultados de correr la regresión sin controles (columna 1); con controles (columna 2); con efectos fijos por departamento y con controles (columna 3); con efectos fijos por trimestre y con controles (columna 4); con todos los efectos fijos y con controles (columna 5).

Los resultados de la Tabla II, muestran que no hubo un efecto del artículo 19 para este grupo, y las variables de control son significativas en las distintas especificaciones del modelo: jefe de hogar (0.079 puntos porcentuales (pp)), soltero (-0.069 pp). Así mismo, en la Tabla III se observa que el efecto del artículo 19 para este grupo más acotado, es significativo a un nivel de significancia del 10%, pero el resultado no es robusto al incluir controles y efectos fijos. Por lo tanto, se concluye que el artículo 19 no tuvo efectos sobre el empleo.

Tabla II
Efecto de la Ley Pro Joven sobre los ocupados (Artículo 19)

Estimación de Diferencias en Diferencias					
Grupo de Tratamiento: hombres 24-27 años					
Grupo de Control: hombres 18-23 años					
Variable Dependiente: ocupados					
Efectos	Sin controles	Con controles	Efectos Fijos Departamento Con controles	Efectos Fijos Trimestre Con controles	Efectos Fijos ^a Con controles
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ley Projoven ^b	-0.004 (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)
D2 ^c	-0.073*** (0.009)	-0.039*** (0.008)	-0.039*** (0.008)	-0.040*** (0.008)	-0.040*** (0.007)
Post	-0.011 (0.008)	-0.009 (0.007)	-0.008 (0.007)		
Jefe del hogar		0.079*** (0.005)	0.079*** (0.004)	0.079*** (0.005)	0.080*** (0.004)
Soltero		-0.069*** (0.008)	-0.069*** (0.007)	-0.069*** (0.008)	-0.069*** (0.007)
Escolaridad		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Constante	0.904*** (0.006)	0.896*** (0.018)	0.899*** (0.016)	0.891*** (0.019)	0.895*** (0.017)
Observaciones	124,686	124,686	124,686	124,686	124,686
Tamaño poblacional	7,909,388	7,909,388	7,909,388	7,909,388	7,909,388
R-cuadrado	0.011	0.034	0.036	0.035	0.038

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Términos de perturbación de la regresión están conglomerados a nivel departamental

^a Incluyendo efectos fijos por trimestre y departamento.

^b Mide el efecto del artículo 19

^c Toma el valor de uno si la persona fue beneficiaria del artículo o cero de lo contrario.

Tabla III
Efecto de la Ley Pro Joven sobre los ocupados (Artículo 19 (continuación))

Estimación de Diferencias en Diferencias					
Grupo de Tratamiento: hombres 24 años					
Grupo de Control: hombres 23 años					
Variable Dependiente: ocupados					
Efectos	Sin controles	Con controles	Efectos Fijos Departamento Con controles	Efectos Fijos Trimestre Con controles	Efectos Fijos ^a Con controles
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ley Projovent ^b	-0.011* (0.006)	-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.011 (0.009)	-0.010 (0.007)
D2 ^c	0.017** (0.007)	0.011 (0.007)	0.010 (0.007)	0.011 (0.008)	0.010 (0.007)
Post	-0.008 (0.015)	-0.008 (0.016)	-0.008 (0.016)		-0.009 (0.034)
Jefe del hogar		0.078*** (0.007)	0.079*** (0.006)	0.079*** (0.008)	0.080*** (0.006)
Soltero		-0.052*** (0.013)	-0.052*** (0.013)	-0.051*** (0.014)	-0.051*** (0.014)
Escolaridad		-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
Constante	0.867*** (0.013)	0.885*** (0.021)	0.887*** (0.018)	0.880*** (0.021)	0.888*** (0.030)
Observaciones	28,006	28,001	28,001	28,001	28,001
Tamaño poblacional	1,731,928	1,731,928	1,731,928	1,731,928	1,731,928
R-cuadrado	0.001	0.023	0.025	0.026	0.028

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Términos de perturbación de la regresión están conglomerados a nivel departamental

^a Incluyendo efectos fijos por trimestre y departamento.

^b Mide el efecto del artículo 19

^c Toma el valor de uno si la persona fue beneficiaria del artículo o cero de lo contrario.

Artículo 20

La Tabla IV muestra los resultados de correr la regresión sin controles (columna 1); con controles (columna 2); con efectos fijos por departamento y con controles (columna 3); con efectos fijos por trimestre y con controles (columna 4); con todos los efectos fijos y con controles (columna 5). En la Tabla se observa que el efecto del artículo medido por la variable Ley Projovent, no es significativo a un nivel de significancia del 5%, y que disminuye la probabilidad de estar empleado en aproximadamente cero por ciento.

De acuerdo con el anterior resultado, podemos observar que en esta primera estimación, no se observa que la Ley haya tenido un efecto sobre el empleo. Así mismo, el efecto de la Ley que estima el modelo sobre la probabilidad de estar empleado es cero. Por otro lado, observamos que el coeficiente no cambia al controlar por características del individuo o de controlar por efectos fijos por departamento y trimestre. Por otro lado, se observa que los controles son significativos en las distintas especificaciones del modelo al igual que los resultados del artículo 19.

Tabla IV
Efecto de la Ley Pro Joven sobre los ocupados (Artículo 20)

Grupo de Tratamiento: hombres 21-23 años Grupo de Control: hombres 29-31 años					
Variable Dependiente: ocupados					
Efectos	Sin controles (1)	Con controles (2)	Efectos Fijos Departamento Con controles (3)	Efectos Fijos Trimestre Con controles (4)	Efectos Fijos ^a Con controles (5)
Ley Projoven ^b	-0.004 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.006 (0.007)
D2 ^c	-0.083*** (0.004)	-0.044** (0.004)	-0.044** (0.004)	-0.044*** (0.003)	-0.044*** (0.003)
Post	-0.007* (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)		
Jefe del hogar		0.060*** (0.005)	0.061*** (0.004)	0.060*** (0.005)	0.061*** (0.004)
Soltero		-0.048*** (0.008)	-0.047*** (0.008)	-0.048*** (0.008)	-0.047*** (0.007)
Escolaridad		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Constante	0.933*** (0.005)	0.910*** (0.016)	0.912*** (0.014)	0.906*** (0.016)	0.902*** (0.015)
Observaciones	91,321	91,321	91,321	91,321	91,321
Tamaño poblacional	5,915,639	5,915,639	5,915,639	5,915,639	5,915,639
R-cuadrado	0.019	0.037	0.039	0.039	0.041

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Los términos de perturbación de la regresión están conglomerados a nivel departamental

^a Incluyendo efectos fijos por trimestre y departamento.

^b Esta variable mide el impacto de la Ley.

^c Toma el valor de uno si la persona fue beneficiaria del artículo o cero de lo contrario.

Artículo 19 y 20

En la Tabla V, se evalúa si hubo un efecto de la Ley al tomar como grupo de control las mujeres. En Tabla V se encuentra que el efecto no es significativo a un nivel de significancia del 5%, y disminuye la probabilidad de estar empleado en aproximadamente cero por ciento,

en las distintas especificaciones. Así mismo, los controles siguen siendo significativos pero su valor aumenta, jefe de hogar (0.094 puntos porcentuales (pp)), soltero (-0.051 pp) y escolaridad (0.008 pp).

Por último, se verifica en la Tabla VI si hubo efectos heterogéneos de la Ley, sobre la población con escolaridad media (hasta 16 años de estudio). Sin embargo, al igual que las anteriores estimaciones el efecto no es significativo a un nivel de significancia del 5%, y disminuye la probabilidad de estar empleado en aproximadamente cero por ciento, en las distintas especificaciones. Por lo anterior se puede concluir, que la libreta militar no era un requisito indispensable en el proceso de la contratación de las personas.

Tabla V
Efecto de la Ley Pro Joven sobre los ocupados (Artículos 19 y 20)

Grupo de Tratamiento: hombres 18-28 años Grupo de Control: mujeres 18-28 años					
Variable Dependiente: ocupados					
Efectos	Sin controles (1)	Con controles (2)	Efectos Fijos Departamento Con controles (3)	Efectos Fijos Trimestre Con controles (4)	Efectos Fijos ^a Con controles (5)
Ley Projoven ^b	-0.002 (0.008)	-0.001 (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.008)	-0.002 (0.008)
D ^c	0.060*** (0.006)	0.062*** (0.007)	0.062*** (0.006)	0.062*** (0.007)	0.062*** (0.007)
Post	-0.010* (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.012** (0.005)		
Jefe del hogar		0.094*** (0.003)	0.093*** (0.003)	0.094*** (0.003)	0.093*** (0.003)
Soltero		-0.051*** (0.004)	-0.052*** (0.004)	-0.051*** (0.004)	-0.052*** (0.004)
Escolaridad		0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)
Constante	0.803*** (0.016)	0.726*** (0.024)	0.733*** (0.018)	0.720*** (0.022)	0.727*** (0.018)
Observaciones	264,554	264,533	264,533	264,533	264,533
Tamaño poblacional	16,639,888	16,639,888	16,639,888	16,639,888	16,639,888
R-cuadrado	0.006	0.026	0.029	0.027	0.030

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Términos de perturbación de la regresión están conglomerados a nivel departamental

^a Incluyendo efectos fijos por trimestre y departamento.

^b Esta variable mide el impacto de la Ley.

^c Toma el valor de uno si la persona fue beneficiaria del artículo o cero de lo contrario.

Tabla VI
Efecto de la Ley Pro Joven sobre los ocupados (Efectos Heterogéneos)

Estimación de Diferencias en Diferencias en Diferencias (DDD)					
Grupo de Tratamiento: hombres 25-28 años					
Grupo de Control: hombres 29-32 años					
Variable Dependiente: ocupados					
Efectos	Sin controles	Con controles	Efectos Fijos Departamento Con controles	Efectos Fijos Trimestre Con controles	Efectos Fijos ^a Con controles
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DDD ^b	-0.008 (0.012)	-0.009 (0.011)	-0.008 (0.012)	-0.010 (0.012)	-0.010 (0.012)
D2	-0.021*** (0.004)	-0.010*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.010*** (0.003)
Educacion media ^c	-0.000 (0.005)	0.005 (0.005)	0.005 (0.005)	0.004 (0.005)	0.005 (0.005)
D2xEducacion media	-0.012 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)
Post	-0.007* (0.004)	-0.008 (0.005)	-0.007 (0.005)		
Ley Projoven	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)
PostxEducacion media	0.001 (0.007)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	0.004 (0.006)	0.004 (0.006)
Jefe del hogar		0.059*** (0.005)	0.060*** (0.003)	0.059*** (0.005)	0.060*** (0.004)
Soltero		-0.043*** (0.005)	-0.042*** (0.005)	-0.043*** (0.005)	-0.042*** (0.005)
Escolaridad		0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)
Constante	0.932*** (0.005)	0.899*** (0.017)	0.901*** (0.015)	0.895*** (0.017)	0.897*** (0.016)
Observaciones	95,402	95,391	95,391	95,391	95,391
Tamaño poblacional	6,385,644	6,385,644	6,385,644	6,385,644	6,385,644
R-cuadrado	0.003	0.025	0.026	0.026	0.027

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Términos de perturbación de la regresión están conglomerados a nivel departamental

^a Incluyendo efectos fijos por trimestre y departamento.

^b Esta variable mide el impacto de la Ley sobre las personas que no tienen educación superior.

^c Variable dicotómica que toma el valor de 1 si no tiene estudios superior o cero de lo contrario.

En conclusión, los principales resultados que se hallaron en esta sección fueron tres: primero, se encontró que el efecto del artículo 19 fue significativo a un nivel de significancia del 10% en la Tabla III, pero este resultado no es robusto ante cambios en las especificaciones. Segundo, en contraste con el artículo 19, el efecto del artículo 20 (Tabla IV) no fue significativo. Tercero, al estimar el efecto conjunto de los artículos 19 y 20 utilizando como grupo de control las

mujeres (Tabla V) y evaluando si existieron efectos heterogéneos (Tabla VI) para los hombres según su nivel educativo, no se encontró un efecto significativo de la Ley Projovent sobre el empleo. Por lo tanto, se podría pensar que la reducción de la edad máxima de incorporación no afectaba la empleabilidad de los jóvenes. Así mismo, el requisito de presentar la libreta militar para empezar a trabajar, puede que no se cumpliera de manera obligatoria en el proceso de vinculación y de contratación de los jóvenes a las empresas en el período pre-tratamiento. Sin embargo, las posibles causas de estos resultados se discuten a fondo en la sección 8 (**Discusión de Resultados**).

7. Robustez de los Datos

La robustez en la estimación permite observar la validez de los resultados encontrados a partir de la línea base del modelo. Para evaluar si los resultados son robustos, se pueden agregar y quitar covarianzas (añadir o eliminar regresores), para observar los cambios en los efectos estimados ante cambios en la especificación del modelo (Lu y White, 2014).

7.1. Pruebas Placebo

Teniendo en cuenta que la asignación del tratamiento no fue aleatoria, no podemos estar seguros de la inexistencia de factores o variables que puedan sesgar los estimadores. Por lo tanto, se realizan dos pruebas de placebo con dos distintos grupos (Tabla VII y Tabla VIII).

Por lo tanto, para comprobar la robustez de los datos estimados por el método DID es comprobando que se cumpla el supuesto de tendencias paralelas y generando una prueba placebo (Wing, Simon y Bello-Gomez, 2018). Para la prueba de placebo, el grupo de tratamiento que se asignó fueron los hombres en el rango de edad entre los 29 – 34 años, mientras que el grupo de control fueron los hombres entre los 35 – 40 años. Así mismo, para observar efectos heterogéneos, se realizó una prueba placebo con el mismo rango de edades pero sólo tomando la población de mujeres.

En las Tablas VII y VIII, se observa que el efecto del artículo medido por la variable Ley Projovent, no es significativo a un nivel de significancia del 10%, y que disminuye la probabilidad de estar empleado en aproximadamente cero por ciento. Al igual que los resultados del modelo de diferencias en diferencias, no se observa un efecto de la Ley y las variables por las que se controla el modelo siguen siendo significativas. Por lo tanto, este efecto nulo nos muestra que no hay factores externos que puedan afectar el resultado de esta medida, sobre la muestra de la población de estudio.

Tabla VII
Efecto de la Ley Pro Joven sobre los ocupados (Prueba Placebo)

Estimación de Diferencias en Diferencias Grupo de Tratamiento: hombres 29-34 años Grupo de Control: hombres 35-40 años					
Variable Dependiente: ocupados					
Efectos	Sin controles (1)	Con controles (2)	Efectos Fijos Departamento Con controles (3)	Efectos Fijos Trimestre Con controles (4)	Efectos Fijos ^a Con controles (5)
Ley Projoven ^b	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)
D1	-0.010** (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)
Post	-0.008 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.007 (0.005)		
Jefe del hogar		0.046*** (0.004)	0.048*** (0.003)	0.046*** (0.004)	0.048*** (0.003)
Soltero		-0.032*** (0.004)	-0.031*** (0.003)	-0.032*** (0.004)	-0.031*** (0.003)
Escolaridad		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Constante	0.948*** (0.004)	0.913*** (0.012)	0.913*** (0.009)	0.909*** (0.012)	0.909*** (0.009)
Observaciones	142,855	142,834	142,834	142,834	142,834
Tamaño poblacional	9,423,050	9,423,050	9,423,050	9,423,050	9,423,050
R-cuadrado	0.001	0.017	0.019	0.018	0.020

Errores estándar robustos en paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Términos de perturbación de la regresión están conglomerados a nivel departamental

^a Incluyendo efectos fijos por trimestre y departamento.

^b Esta variable mide el impacto de la Ley.

Tabla VIII
Efecto de la Ley Pro Joven sobre los ocupados (Prueba Placebo 2)

Estimación de Diferencias en Diferencias					
Grupo de Tratamiento: mujeres 29-34 años					
Grupo de Control: mujeres 35-40 años					
Variable Dependiente: ocupados					
Efectos	Sin controles (1)	Con controles (2)	Efectos Fijos Departamento Con controles (3)	Efectos Fijos Trimestre Con controles (4)	Efectos Fijos ^a Con controles (5)
Ley Projoven ^b	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.003 (0.004)
D1	-0.020*** (0.003)	-0.021*** (0.004)	-0.021*** (0.004)	-0.020*** (0.004)	-0.020*** (0.004)
Post	-0.008*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)		
Jefe del hogar		0.034*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.034*** (0.001)
Soltero		-0.002 (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004** (0.002)
Escolaridad		0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Constante	0.910*** (0.006)	0.848*** (0.015)	0.852*** (0.010)	0.843*** (0.014)	0.847*** (0.009)
Observaciones	139,325	139,318	139,318	139,318	139,318
Tamaño poblacional	8,799,442	8,799,442	8,799,442	8,799,442	8,799,442
R-cuadrado	0.001	0.007	0.009	0.008	0.011

Errores estándar robustos en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Términos de perturbación de la regresión están conglomerados a nivel departamental

^a Incluyendo efectos fijos por trimestre y departamento.

^b Esta variable mide el impacto de la Ley.

7.1.1. Efectos de la Ley por Departamento y Tendencias Paralelas

En esta sección, presento una estimación por departamentos de los efectos de los artículos 19 y 20, y dos gráficas, dónde se puede visualizar que se cumple el supuesto de tendencias paralelas. La estimación por departamentos se realizó para observar si pudo haber un efecto significativo de la Ley en ellos, teniendo en cuenta que en algunas zonas podría observarse un mayor control del ejército sobre los jóvenes que no tienen su situación militar definida (sin libreta militar). Por ejemplo, en las zonas más vulnerable a la aparición de guerrillas y grupos insurgentes, podría ser necesario la incorporación de más personas para prestar servicio militar.

Por otro lado, también se busca observar si hay características de idiosincrasia, que afectarán no tener la libreta militar a la hora de empezar a trabajar.

A continuación presento el número de acciones bélicas por departamento, los cinco departamentos que han tenido más enfrentamientos entre grupos armados y fuerzas paramilitares son Antioquia, Cauca, Meta, Arauca y Caquetá. Por lo tanto, deberíamos esperar encontrar algún efecto en esos cinco departamentos, por ser zonas más vulnerables a que se presenten acciones bélicas.

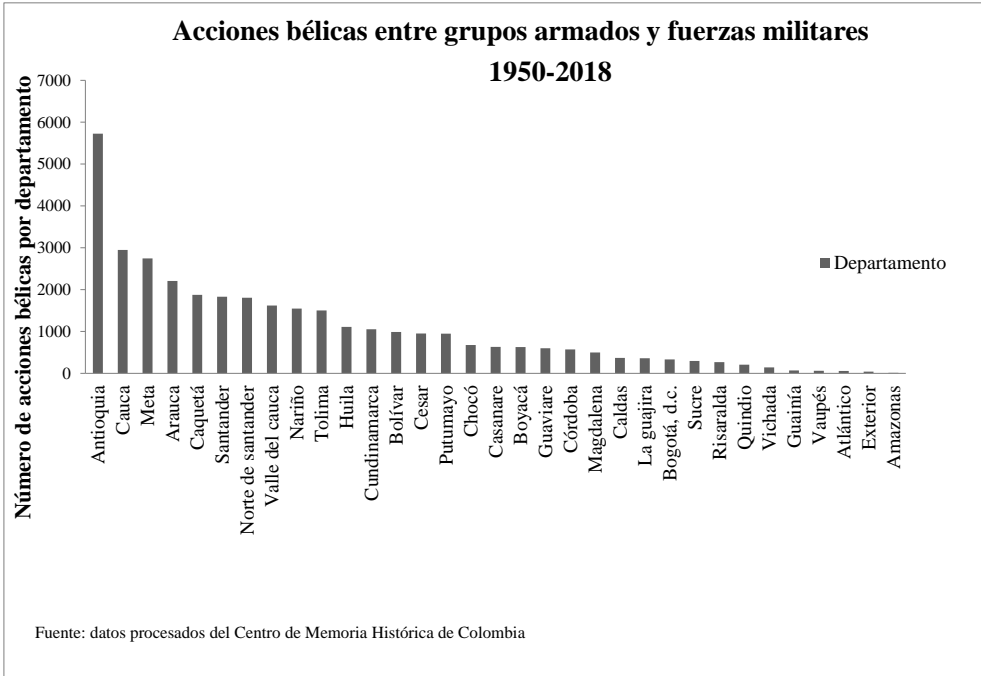


Figura 6: Acciones Bélicas por Departamento

Para observar los efectos por departamento, se realizó una estimación para cada departamento de la muestra de la GEIH, excluyendo el resto de los departamentos. El principal resultado que se encuentra, es que no hay un efecto estadísticamente significativo del artículo 19 y 20 a un nivel de significancia del 10% y el efecto es cercano a cero. Lo único que cambia de los coeficientes entre municipios, es en el signo del coeficiente. Esto se puede observar en la figura 7 y 8, respectivamente, donde se muestra el coeficiente (cada punto) y el intervalo de confianza al 95%.

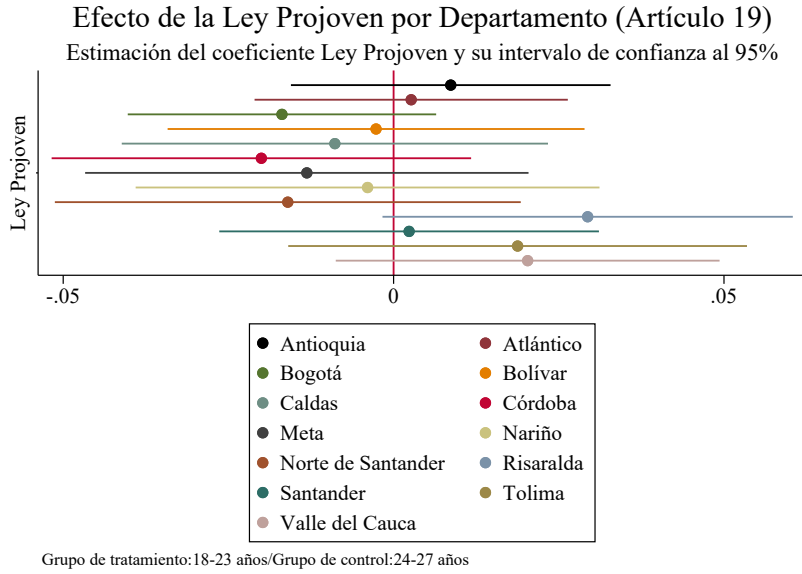


Figura 7: Efectos Ley Projovent por Departamento (Artículo 19)

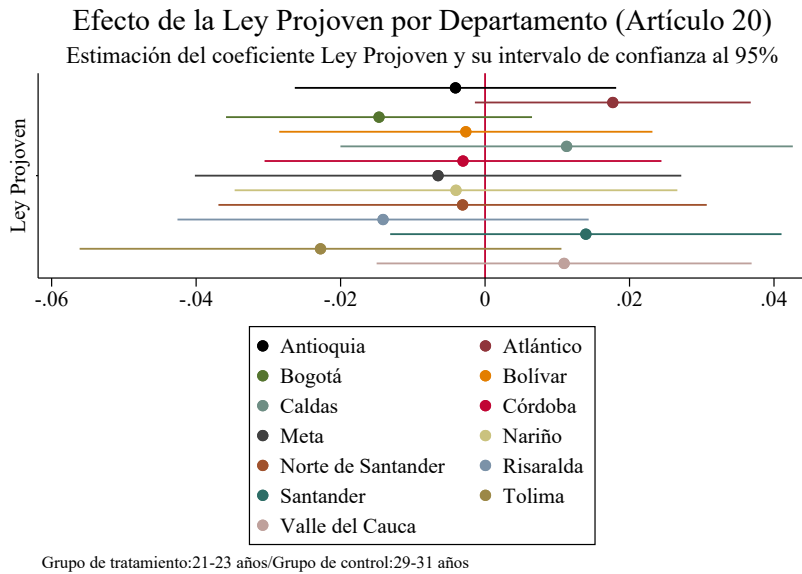


Figura 8: Efectos Ley Projovent por Departamento (Artículo 20)

El modelo de diferencias en diferencias (DID) se basa en el supuesto de que las características y/o variables no observables de ambos grupos (tratamiento y control) son invariantes en el tiempo o que los factores que varían a través del tiempo son invariantes para ambos grupos (Wings, et al., 2018). Por lo tanto, la serie de tiempo para la variable de interés de resultado debería variar para ambos grupos en cuantías y períodos específicos, gráficamente mostrando una tendencia paralela.

A continuación, se puede observar en la figura 9 y 10, el número de ocupados para el grupo de tratamiento (Hombres entre la edad de 25-28) mantiene una tendencia paralela con los distintos grupos de control que se hizo la estimación en la sección de resultados. Sin embargo, después de la Ley no se observa un aumento pronunciado del número de ocupados, sino que se ven ciclos donde sube y baja, esta cifra. Por otro lado, al realizar una prueba F^7 del coeficiente de la interacción del tratamiento con cada mes para cada figura (9 y 10), arroja unos p-valores de 0.886 y 0.656, respectivamente, por lo que no se rechaza la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5%, de que los coeficientes son estadísticamente iguales a cero. Esto muestra que los cambios sobre esta variable se deben más a condiciones cíclicas del desempleo, que el cambio que produjo esta política.

Por ejemplo, según el DANE en julio del 2016 (figura 9 y 10) el número de ocupados cayó por la baja absorción de ocupados en el sector de construcción y el paro camionero (DANE, 2016); sin embargo, en febrero del 2017, 21,851,000 personas encontraron trabajo, la cifra más alta de ocupados, en los últimos 16 años para el momento (DANE, 2017).

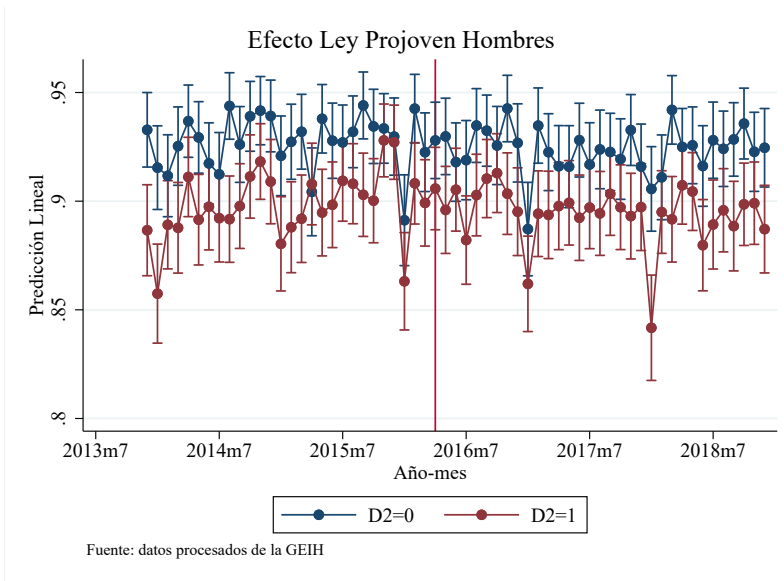


Figura 9: Tendencias paralelas: Ley Projovent artículos 19 y 20 (grupo de control y tratamiento (Tabla VI))

⁷Los resultados de la prueba F se encuentran en la sección de Anexos

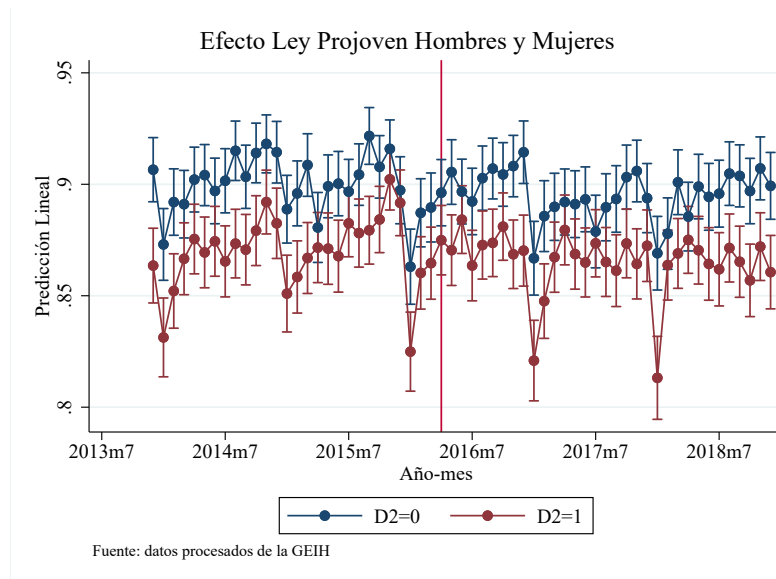


Figura 10: Tendencias paralelas: Grupo de control y tratamiento (Tabla V)

8. Discusión de Resultados

Los principales resultados hallados en este trabajo muestran que la eliminación del requisito de la libreta militar para empezar a trabajar, y la reducción de la edad de incorporación al ejército hasta los 24 años, no tuvieron ningún efecto sobre el empleo. Este resultado podría explicarse, debido a una modificación del artículo 36 de la Ley 48 de 1993, por medio del artículo 111 del Decreto 2150 de 1995. El artículo 36 de la Ley 48 de 1993, señala que:

“Los colombianos hasta los 50 años de edad, están obligados a presentar la tarjeta de reservista o tarjeta provisional militar, para los siguientes efectos:

- a Otorgar instrumentos públicos y privados ante notario;
- b Servir de perito o de fiador en asuntos judiciales o civiles;
- c Registrar títulos profesionales y ejercer la profesión;
- d Celebrar contratos con cualquier entidad pública
- e Cobrar deudas del Tesoro Público;
- f Ingresar a la carrera administrativa;
- g Obtener la expedición del pasaporte; (...)”(Ley N° 48, 1993, art.36).

La modificación del artículo 36, a través del artículo 111 del Decreto 2150 de 1995, señala que: “Los colombianos hasta los cincuenta (50) años de edad, están obligados a definir su situación militar. No obstante, las entidades públicas o privadas no podrán exigir a los particulares

la presentación de la libreta militar, correspondiéndole a éstas la verificación del cumplimiento de esta obligación en coordinación con la autoridad militar competente únicamente para los siguientes efectos: celebrar contratos con cualquier entidad pública; ingresar a la carrera administrativa; tomar posesión de cargos públicos, y obtener grado profesional en cualquier centro docente de educación superior (modificado en la Ley 1738 de 2014)”(Ley N° 2150, 1995, art.111). El artículo 111, estuvo vigente incluso aprobada la Ley Projovent, pero fue derogada en 2017, por medio del artículo 81 de la Ley 1861 de 2017 (Ley N° 1861, 2017, art.81).

Por lo tanto, el carácter de la medida de presentar la libreta militar no era obligatoria en la mayoría de casos (exceptuando los ya mencionados), de este modo, la libreta militar antes de la aprobación de la Ley Projovent no era una barrera de acceso al mercado laboral. Esto explica que no tenga un efecto directo sobre el empleo en el período posterior a la expedición de la Ley.

Por consiguiente, la contratación de jóvenes que no portaran la libreta militar para sus empleadores no implicaba ninguna sanción. Sin embargo, una vez se estableciera la vinculación laboral del empleado, y este no hubiera aclarado su situación militar en un plazo de tiempo establecido (18 meses por medio del artículo 20 de la Ley Projovent), el empleador podría ser sujeto de una multa equivalente a 5 salarios mínimos legales vigentes (Ley N° 48, 1993, art.42).

Por otro lado, el efecto del artículo 19 es significativo a un nivel de significancia del 10% en la especificación sin controles, pero el resultado no es robusto cuando se incluyen controles y efectos fijos. Lo que demuestra que el artículo 19 tampoco tuvo un efecto sobre el empleo. Esto se podría explicar primero, porque en virtud de dicha Ley los jóvenes podían ser contratados sin tener libreta militar. Segundo, sin importar que fueran incorporados a las filas para prestar servicio militar, teniendo una edad menor a la edad límite de incorporación, las empresas mantienen los contratos de los jóvenes por un término definido de treinta días. Por lo que, ser convocado para prestar servicio militar, no figura como una causante de despido.

El numeral 5 del artículo 51 de Código Sustantivo del Trabajo: “establece que el contrato de trabajo se suspenderá cuando el trabajador sea llamado a prestar servicio militar, y establece para el empleador la obligación de conservar el puesto de trabajo hasta por treinta días después de terminado el servicio”. Además, este mismo numeral recalca que durante este periodo el empleado puede retomar sus tareas cuando “lo considere conveniente, y el empleador está obligado a admitirlo tan pronto como este gestione su reincorporación”. Por lo tanto, no existe un costo de oportunidad asociado a trabajar y perder el trabajo, por ser obligado a prestar servicio militar cumpliendo con los requisitos de edad máxima de incorporación, por lo que esta medida tampoco tuvo un efecto sobre el empleo.

9. Conclusiones

Este trabajo investiga el efecto de la reducción de la edad máxima de incorporación de los 27 años hasta un día antes de cumplir los 24 años (artículo 19), y la eliminación de la libreta militar como requisito para empezar a trabajar para los jóvenes (artículo 20). Para esto, se evaluó el impacto de los anteriores artículos, haciendo uso de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) en el período comprendido entre 2013-2018. El principal resultado es que los artículos no tuvieron ningún efecto sobre el empleo.

La estrategia empírica usada fue un modelo de diferencias en diferencias, teniendo en cuenta que la asignación no había sido aleatoria como la de un experimento controlado, y que éste método permite corregir existencias preexistentes entre el grupo de control y tratamiento. Para esto, se estimó un modelo de probabilidad lineal (MPL), dado que la variable dependiente es una variable binaria. Por otro lado, las pruebas de robustez muestran que los resultados son robustos ante cambios en las especificaciones.

Por lo tanto, el efecto nulo de la medida se debe a que probablemente antes de la expedición de la Ley, para las empresas o empleadores no era un requisito obligatorio exigir la libreta militar en el momento de vincular a los jóvenes. Así mismo, las personas que no tuvieran libreta militar y fueran llamadas a prestar servicio militar obligatorio, no perderían su empleo y tendrían un plazo para reintegrarse. Por consiguiente, de acuerdo a la exposición de los motivos de la Ley, donde se señalaba que este representaba una barrera en la contratación de jóvenes, la evidencia muestra que la libreta militar posiblemente no era determinante en el proceso de contratación. En consecuencia, los artículos 19 y 20 de la Ley no tuvieron los efectos esperados de promover el empleo juvenil.

Por otro lado, los resultados hallados en este trabajo, son consistentes con los de otros estudios internacionales como Bauer et al. (2012), Paolo (2010) y Angrist, Chen y Song (2011). Bauer et al.(2012) al estudiar el efecto del servicio militar obligatorio, y controlar el sesgo de selección por medio del cual los jóvenes eran elegidos a prestar⁸ servicio, a través de un modelo de VI (utilizando como VI el mes de nacimiento sobre la conscripción), encontraron que el servicio militar no tuvo efectos sobre el mercado laboral. Los autores explican que con o sin servicio militar, los jóvenes saludables con respecto a sus contra partes, habrían tenido un mejor desempeño en el mercado laboral, lo que les permitiría tener un salario más alto, en este caso por su estado de salud (Bauer et al., 2012).

En este trabajo al igual que el de Bauer, el efecto del tratamiento del artículo 20, no tuvo

⁸En este caso, los jóvenes saludables eran elegidos para prestar servicio, mientras que, las personas que padecían alguna enfermedad quedaban exentas.

ningún efecto sobre el desempleo. En este contexto, la alta cifra de desempleo de los jóvenes con respecto a los mayores de 28 años, se podría deber a que este grupo enfrenta condiciones desfavorables para vincularse a empresas, debido a su falta de experiencia, en contraste al resto de trabajadores en la población económicamente activa (OIT, 2018). Para disminuir las condiciones desfavorables que enfrentan los jóvenes, se han aplicado medidas en otros países como los subsidios a los salarios, y programas de asistencia para la búsqueda de empleo (O Higgins, 2017), por lo que sería de interés, ver la efectividad que podrían tener estas medidas para reducir el desempleo de los jóvenes en Colombia.

Referencias

Abadie, A., & Cattaneo, M. D. (2018). Econometric methods for program evaluation. *Annual Review of Economics*, 10, 465-503.

Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1992). Estimating the payoff to schooling using the Vietnam-era draft lottery (No. w4067). National bureau of economic research.

Angrist, J. D., Chen, S. H., & Song, J. (2011). Long-term consequences of Vietnam-era conscription: New estimates using social security data. *American Economic Review*, 101(3), 334-38.

Arango, L. E., & Ríos, A. M. (2015). Duración del desempleo en Colombia: género, intensidad de búsqueda y anuncios de vacantes (No. IDB-WP-582). IDB Working Paper Series.

Ariza, J., & Cedano, P. (2017). Empleo y formalización laboral juvenil en Colombia. Una evaluación de la Ley del primer empleo. *Revista de Economía Laboral*, 14(1), 40-59.

Bauer, T. K., Bender, S., Paloyo, A. R., & Schmidt, C. M. (2012). Evaluating the labor-market effects of compulsory military service. *European Economic Review*, 56(4), 814-829.

Bernal, R., & Peña, X. (2011). Guía práctica para la evaluación de impacto. Ediciones Uniandes-Universidad de los Andes.

Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates?. *The Quarterly journal of economics*, 119(1), 249-275.

Blundell, R., Dias, M. C., Meghir, C., & Van Reenen, J. (2004). Evaluating the employment impact of a mandatory job search program. *Journal of the European economic association*, 2(4), 569-606.

Card, D., & Cardoso, A. R. (2012). Can compulsory military service raise civilian wages? Evidence from the peacetime draft in Portugal. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4), 57-93.

Cárdenas-Hurtado, C. A., Hernández-Montes, M. A., & Torres-Gorron, J. E. (2014). An Exploratory Analysis of Heterogeneity on Regional Labour Markets and Unemployment Rates in Colombia: An MFACT approach. *Borradores de Economía*; No. 802.

Código sustantivo del Trabajo, C. S., & Social, J. (1950). Código sustantivo del trabajo. Recuperado de <http://www.alcaldiabogota.gov.co/sisjur/normas/Norma1.jsp>.

Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2016). Ficha Metodológica Gran Encuesta Integrada de Hogares - GEIH. DANE. Recuperado de: https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/empleo/ficha_metodologica_GEIH-01_V10.pdf

Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2016). Comunicado de Prensa. Recuperado de: https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ech/ech/CP_empleo_jul_16.pdf

Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2017). Comunicado de Prensa. Recuperado de: https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ech/ech/CP_empleo_feb_17.pdf

Departamento Nacional de Planeación. (2014). Lineamientos para la generación de oportunidades para los jóvenes. (Documento CONPES 173). Bogotá D.C. DNP.

Departamento Nacional de Planeación. (2 de Mayo de 2016). Uno de cada 2 desempleados en Colombia es menor de 29 años. DNP. Recuperado de: <https://www.dnp.gov.co/Paginas/Ranking-de-las-ciudades-con-mayor-desempleo-juvenil.aspx>

Departamento Nacional de Planeación. (2015). PLAN NACIONAL DE DESARROLLO 2014 - 2018 TODOS POR UN NUEVO PAIS. DNP. Recuperado de: <https://www.minagricultura.gov.co/planeacion-control-gestion/Gestin/Plan>

Feldmann, H. (2009). The unemployment effects of labor regulation around the world. *Journal of Comparative Economics*, 37(1), 76-90.

Gaviria, A. (2004). Ley 789 de 2002:¿ funcionó o no. Documentos CEDE, 3140.

Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., & Vermeersch, C. M. (2016). Impact evaluation in practice. The World Bank.

Grenet, J., Hart, R. A., & Roberts, J. E. (2011). Above and beyond the call. Long-term real earnings effects of British male military conscription in the post-war years. *Labour Economics*, 18(2), 194-204.

Guzmán Cuervo, A. F., Munevar Castillo, L. A., & Acosta Prias, J. F. (2015). Determinantes del desempleo juvenil en Colombia: un análisis econométrico para el periodo 2002-2011.

Hjalmarsson, R., & Lindquist, M. J. (2019). The Causal Effect of Military Conscription on Crime. *The Economic Journal*, 129(622), 2522-2562.

Hoyos Pinedo, S. C., & Cabezas Guerreño, F. A. (2016). Análisis de política de empleo y emprendimiento juvenil en un escenario de posconflicto.

Ley N° 1718. Congreso de la República de Colombia, Bogotá, Colombia, 02 de mayo de 2016.

Ley 48. Congreso de la República de Colombia, Bogotá, Colombia, 03 de marzo de 1993.

Kawaguchi, D., & Murao, T. (2014). Labor Market Institutions and Long-Term Effects of Youth Unemployment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(S2), 95-116.

Korenman, S., & Neumark, D. (1997). Cohort crowding and youth labor markets: A cross-national analysis (No. w6031). National Bureau of Economic Research.

Maurin, E., & Xenogiani, T. (2007). Demand for education and labor market outcomes lessons from the abolition of compulsory conscription in France. *Journal of Human Resources*, 42(4), 795-819.

O'Higgins, N. (2001). Youth unemployment and employment policy: A global perspective.

O'Higgins, N. (2017). Rising to the youth employment challenge: New evidence on key policy issues. Geneva: International Labour Office.

Oi, W. Y. (1967). The economic cost of the draft. *The American Economic Review*, 57(2), 39-62.

Organización Internacional del Trabajo. (2018). Panorama Laboral 2018 América Latina y el Caribe. Perú. OIT, 132.

Paloyo, A. R. (2010). Compulsory military service in Germany revisited. RUHR Economic Paper, (206).

Piñeros, K. Desempleo juvenil en Colombia: determinantes y políticas (Doctoral dissertation, Maestría en economía de las políticas públicas).

Senado de la República. (3 de noviembre del 2016). Informes de conciliación. Gaceta del Congreso. Recuperado de: <http://leyes.senado.gov.co/proyectos/index.php/proyectos-ley/periodo-legislativo-2014-2018/2015-2016/article/135>

Tarabar, D., & Hall, J. C. (2016). Explaining the worldwide decline in the length of mandatory military service, 1970-2010. *Public Choice*, 168(1-2), 55-74.

Torun, H., & Tumen, S. (2016). The effects of compulsory military service exemption on education and labor market outcomes: Evidence from a natural experiment. *Economics of Education Review*, 54, 16-35.

Torun, H. (2019). Ex-ante labor market effects of compulsory military service. *Journal of Comparative Economics*, 47(1), 90-110.

Wooldridge, J. (2007). What's new in econometrics? Lecture 10 difference-in-differences estimation. NBER Summer Institute, recuperado de: www.nber.org/WNE/Slides7?31?07/slides_10_diffindiffs.pdf, accessed April, 9, 2011.

Wing, C., Simon, K., & Bello-Gomez, R. A. (2018). Designing difference in difference studies: best practices for public health policy research. *Annual review of public health*, 39.

10. Anexos

Tabla I: Test de Medias

Test de Medias (Ajustado por el factor de expansión)		
	Pre-Ley16 Ocupados (2)	Post-Ley16 Ocupados (3)
A. Grupo de tratamiento: Hombres 18-28 años	0.8634852	0.8515369
Grupo de control: Hombres mayores a los 28 años	0.9411355	0.9349728
Diferencia	-0.0776503*** (0.0019978)	-0.0834359*** (0.0021387)
Número de observaciones	246,932	257,002
Tamaño de la población	15,212,459	16,297,019
B. Grupo de tratamiento: Hombres 18-28 años	0.8634852	0.8515369
Grupo de control: Mujeres 18-28 años	0.8034984	0.7931662
Diferencia	0.0599868*** (0.0029283)	0.0583707*** (0.0030585)
Número de observaciones	131,895	132,659
Tamaño de la población	8,122,916	8,519,156
C. Grupo de tratamiento: Hombres 18-28 años	0.8634852	0.8515369
Grupo de control: Hombres mayores a los 28 años y El total de mujeres de la muestra	0.9096979	0.9046948
Diferencia	-0.0462127*** (0.0019412)	-0.0531579*** (0.0020676)
Número de observaciones	475,734	491,304
Tamaño de la población	28,776,114	30,649,334

Robust standard errors in parentheses. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Para observar si existen diferencias entre el grupo de control y tratamiento, antes y después de la implementación de la Ley, se realizó un test de medias. Teniendo en cuenta que, la asignación de los grupos de control y tratamiento no fue aleatoria, esperaríamos encontrar diferencias significativas antes de la Ley, causadas por variables no observables que afectaron a la población objetivo de este estudio.

En la Tabla I se puede observar que en los diferentes grupos de control y tratamiento, a un nivel de significancia del 5% existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de que no hay diferencia en las medias de ambos grupos. En el primer grupo (A), se puede observar que la diferencia de ocupados entre el grupo de tratamiento y control, es estadísticamente dis-

tinto de cero, antes (-0.078) y después (-0.083) de la implementación de los artículos. Por otro lado, en los otros dos grupos(B y C) se observa que persiste una diferencia en el promedio de individuos ocupados, entre los grupos de control y tratamiento. Pero, a medida que se incluye la mayoría de la muestra (hombres y mujeres), la diferencia disminuye, en el período previo y posterior a la implementación de la Ley Projovent.

Cuadro II: Test de Kolmogorov-Smirnov

Test de Kolmogorov-Smirnov para dos muestras

Ocupados	D	P-valor
Hombres		
Antes de la Ley	0.0000	1.000
Después de la Ley	-0.0015	0.552
Total	0.0015	0.928
Mujeres		
Antes de la Ley	0.0000	1.000
Después de la Ley	-0.0018	0.485
Total	0.0018	0.863

Cuadro III: Test-F

Test-F coeficientes tendencias paralelas

Ocupados	F	P-valor
Figura 9	0.079	0.886
Figura 10	0.92	0.656