

**“EVALUACIÓN DE IMPACTO SOBRE LA FLEXIBILIZACION LABORAL
CONTENIDA EN LA LEY 789 DE 2002 UTILIZANDO MÉTODOS NO
PARÁMETRICOS”**

Presentado por:

Luis Fernando Mercado Vargas

Código: 200831388

UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
PROGRAMA DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI
2011

**“EVALUACIÓN DE IMPACTO SOBRE LA FLEXIBILIZACION LABORAL
CONTENIDA EN LA LEY 789 DE 2002 UTILIZANDO MÉTODOS NO
PARÁMETRICOS”**

Presentado por:

Luis Fernando Mercado Vargas

Código: 200831388

Trabajo de Grado para optar el Título de Economista

Director

Carlos Federico Vallejo Mondragón

Economista

UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
PROGRAMA DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI
2011

RESUMEN

El presente trabajo contiene una evaluación de impacto sobre la flexibilización laboral contenida en la Ley 789 de 2002 sobre los principales indicadores laborales de Colombia. El objetivo de este documento es evaluar si la ley 789 de 2002 alcanzo a cumplir con sus principales objetivos con respecto a la generación de empleo por la vía de la flexibilización de los contratos laborales mediante las jornadas de trabajo, los costos de despido y el contrato de aprendizaje.

Se realiza un análisis teórico de la ley para determinar posibles alcances y limitaciones de la reforma, y posteriormente un análisis empírico de la misma mediante la metodología del Propensity Score Matching (PSM), la cual sobresale en la literatura de evaluaciones de impacto no experimentales. Este método estadístico, propuesto originalmente por Rosenbaum y Rubin (1983), busca emparejar un individuo beneficiario de la reforma con aquel individuo del grupo control que tenga la probabilidad más cercana de participar en el programa por cumplir con los requerimientos observables de selección.

PALABRAS CLAVES: Reforma Laboral, Ley 789 de 2002, Evaluación de Impacto, Mercado de Trabajo, Diferencias en Diferencias, Propensity Score Matching.

Clasificación JEL:

CONTENIDO

I. INTRODUCCIÓN.....	1
II. LEY 789 DE 2002.....	3
III. EVALUACION DE POLITICAS PÚBLICAS.....	4
IV. MARCO TEÓRICO.....	9
V. DATOS.....	14
VI. METODOLOGIA.....	17
VII. RESULTADOS.....	27
VIII. EVALUACIÓN SOBRE LA FLEXIBILIZACION.....	31
IX. CONCLUSIONES.....	31
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICA.....	37
ANEXOS.....	41

Agradecimientos

A Dios por haber dado la vida y a mi familia por su gran apoyo durante mi formación.

A Javier Castro por haberme inspirado a hacer este estudio, recordándome el papel tan importante que tienen los economistas en la sociedad moderna.

A Jhon Alexander Méndez por haber puesto su confianza en mi, por enseñarme a explotar todo mi potencial, también por sus múltiples comentarios en la elaboración de este documento, asimismo.

A las personas que hicieron una pauta en sus vidas para mirar este trabajo y darme una visión mas amplia de los alcances del estudio: Jhon James Mora, Alfonso Santacruz quien me enseñó todo lo que sé sobre mercado laboral, Carlos Augusto Viafara y en especial a Carlos Federico Andres Vallejo quien me enseñó que el verdadero conocimiento esta por fuera de las aulas de estudio.

I. INTRODUCCIÓN

Los sectores de la economía Colombiana se han visto bastante afectados por el alto desempleo existente en la nación, sumado a los problemas de subempleo e informalidad (Farné, 2002b). Dada la situación histórica del país, en 1990 se establece una ley de reforma laboral, catalogada por muchos como la más ambiciosa de América Latina hasta ese momento. Así, la ley 50 de 1990, introdujo aspectos como el aumento de la flexibilidad numérica externa reduciendo el costo de despido y liberalizando la utilización del empleo temporal. Además se formuló una flexibilización de las horas de trabajo que tuvo poca acogida y una reducción en los costos laborales. Esta ley aunque no tuvo cambios radicales fue el primer paso hacia el diseño de la reforma laboral que entra en vigencia en el 2003. En esta nueva reforma incluida en la ley 789 de 2002, se tienen en cuenta aspectos que buscaban flexibilizar los contratos y las jornadas laborales, dando inicio a una serie de políticas de mercado de trabajo con las cuales se intenta “relajar” los problemas de calidad y oferta en los distintos mercados de trabajo del país. (Farné 2002b).

De esta ley y su reforma, se puede decir que hasta el momento no ha arrojado los resultados esperados, y se le suma que algunos ahorros en los costos laborales probablemente están sobre-contabilizados y es posible que los impactos positivos sobre el mercado laboral sean más propios de ciclos económicos que de la misma reforma. Farné (*op. cit*)

La precaria evolución laboral a nivel nacional y la existencia de desempleo para algunos grupos específicos de la población obliga al gobierno a elaborar políticas que ayuden a combatir aspectos como la informalidad, el desempleo y el subempleo, entre otros problemas. En el 2002, dada la pobre evolución laboral en las principales ciudades del país, el gobierno se vio obligado a diseñar una reforma laboral con el objetivo de generar mejores y mayores puestos de trabajo y además, fortalecer el sistema de protección social.

Es así como la ley 789 de 2002 busca flexibilizar el mercado laboral y eliminar algunas cargas parafiscales para así frenar el aumento en la tasa de desempleo y la tasa natural (Montenegro *et al.* 2005) y además evitar el incremento del sector informal y del subempleo.

Sin embargo, muchos economistas argumentan que con una reforma laboral no basta para generar empleo pues es necesario complementar con políticas económicas (monetarias, educativas, cambiarias, etc.) que ayuden a la expansión de la demanda efectiva ya que la lógica de la política ha sido más ofertista abandonando el lado de la demanda.

De igual manera, para disminuir de manera significativa la tasa de desempleo, es necesario que haya crecimiento económico alto y sostenido por lo cual es importante establecer políticas educativas, de desarrollo, entre otras, que ayuden a alcanzar el objetivo (Farné 2002a).

Por lo tanto, la ley 789 de 2002¹ ha sido considerada por muchos como una condición necesaria para disminuir el desempleo en Colombia pero no es suficiente.

La ciencia económica permite en ocasiones dar respuestas cualitativas a problemas económicos, pero no respuestas cuantitativas, es el trabajo empírico el que desempeña un papel muy importante cuando está basado en la economía para cuantificar los beneficios y los costos, y su distribución. Esto puede que no resuelva todos los problemas, pero tiende a reducirlos y a proporcionar una orientación con mejores bases. En el presente trabajo se lleva a cabo una evaluación tanto teórica como empírica de la ley, y de esta manera, se contribuye en el conocimiento específico de los efectos de la mencionada reforma en la economía nacional.

El objetivo de este documento es evaluar si la flexibilización laboral, que es el pilar más fuerte de la ley 789 de 2002, alcanzó a cumplir con sus principales objetivos con respecto a empleabilidad¹, disminución del subempleo por insuficiencia de horas y mayor formalización de empleo.

Se busca también aislar el efecto de la reforma laboral, para de esta manera determinar sólo las variaciones de las variables del mercado laboral teniendo en cuenta la reforma únicamente y no otras variaciones como la política monetaria o fiscal y el ciclo económico, esta ha sido la estrategia

¹La empleabilidad tiene componentes de oferta y demanda y de forma conjunta. En el caso de la investigación, se concentra el enfoque en la empleabilidad sobre el componente de la oferta.

metodológicade varios académicos como Gaviria(2004) y Núñez (2005), no obstante los métodos de estimación no son lo suficientemente robustos y sus estimaciones no logran aislar el efecto como tal, pues los diferenciales obtenidos no se basan en estricto en variables de control adicionales, sino que muestran diferenciales "atribuibles a" la reforma, en la mayoría de los casos presentan estimaciones estadísticamente no significativas.

Este documento está dividido en 9 partes, para empezar, la sección uno que es esta introducción, luego en la sección II se describe los principales componentes de la ley 789 de 2002, en la sección III se pretende dar una mirada a cómo diferentes autores han tratado el tema de evaluación de políticas públicas, en particular, la reforma laboral de 2003 contenida en la ley 789 de 2002. Por esta razón, se inicia con la descripción de los componentes más importantes de la ley y sus respectivos objetivos. Además se examinan los trabajos de los principales autores nacionales que han tratado la reforma laboral y los autores internacionales que han trabajado el tema de evaluación de políticas públicas. De esta manera, se describen los diferentes mecanismos de medición que se han utilizado y los principales resultados de estos análisis.

En la cuarta parte de este trabajo, se detalla el marco teórico donde se presenta la manera en que se aborda la investigación, la quinta parte viene con la descripción de los datos, esto permite definir algunos hechos estilizados sobre el panorama actual del mercado laboral colombiano respecto a la generación de empleo formal, mejores puestos de trabajo, subempleo que son las variables de interés. La sección VI expone la metodología del *Propensity Score Matching*(PSM) y los estimadores *Matching* que se plantean para determinar el impacto de la reforma laboral en los indicadores sobre la empleabilidad, la probabilidad de formalizarse y el subempleo por insuficiencia de horas. En la séptima parte, se muestran los resultados obtenidos a través de las estimaciones econométricas, con base en ello la octava parte presenta la evaluación de la flexibilización laboral y por último se presentan las conclusiones.

II. LEY 789 DE 2002

Esta ley se puede dividir en sus cuatro pilares que son: (1) la protección al desempleado, (2) los estímulos a la formación de empleo asalariado formal, (3) reforma frente al tema de aprendices y contratos de aprendizaje y (4) la flexibilización de los contratos laborales, en el que se basa la evaluación del presente trabajo. Ley 789 de 2002 (Exposición de motivos)².

La primera parte de la ley hace alusión a la protección al desempleado, esto con el fin de suplir necesidades de corto plazo de los outsiders para que los insiders no presionen un alza en los salarios, esto se hace principalmente a través de las cajas de compensación que serían las encargadas de ofrecer subsidios y/o capacitaciones en el tiempo que los individuos estén desempleados.

La formación de empleo formal es quizás el eje principal de la reforma sustentado con las crecientes tasas de informalidad en los años pasados. La ley implementa una serie de estímulos orientados a la generación de empleo formal a través de subsidios, microcréditos y exenciones de parafiscales a empresas que contraten personas vulnerables y/o estudiantes.

Acerca de los contratos de aprendizaje, se disminuyó la cuota mínima que cada empresa debe dar a sus aprendices, a su vez, se aumentó el número mínimo de aprendices que cada empresa debe tener y se aumentó la multa que deben pagar las empresas que no contraten aprendices.

El último eje de la reforma, es el que hace referencia a la flexibilización laboral a través de la modificación del Código Sustantivo del Trabajo (ley 50) que buscaban fomentar empleo formal. Este eje trata tres problemas básicamente. Primero, el aumento y flexibilización de la jornada ordinaria de trabajo que se amplió significativamente de seis de la mañana a diez de la noche para así, ayudar a las empresas a contratar hasta dos turnos por día aumentando el número de empleados y disminuyendo también el subempleo. Es importante agregar que este aspecto se tuvo en cuenta sobre todo para dos sectores de la

² Para más detalle véase <http://www.alcaldiabogota.gov.co/sisjur/normas/Norma1.jsp?i=7228>

economía que por la estacionalidad de sus ventas y por los horarios de la industria mundial (industria y comercio), necesitaban incrementar su producción de bienes y servicios flexibilizando las jornadas, Nuñez (2005). Segundo, la disminución en el recargo por horas extras y por el trabajo dominical y feriado que tenía por objetivo disminuir esos sobrecostos para las medianas y pequeñas empresas y tercero, la disminución de la indemnización por despido injustificado para evitar que las empresas sin tener en cuenta la productividad, despidieran a sus trabajadores antes de cumplir los diez años. Con estos tres aspectos de la flexibilización laboral contenida en la ley, se quería generar empleos y formalizar los ya existentes.

Continuando con la revisión bibliográfica, es relevante decir que el tema de evaluación de políticas públicas ha sido ampliamente tratado dentro de la literatura colombiana en últimos tiempos debido a su importancia en temas tan relevantes para el país como son el crecimiento económico, la desigualdad y la pobreza. El enfoque en este documento es la evaluación de una política en particular que es la ley 789 de 2002 que acaba de ser descrita, sin embargo para la realización del estado del arte es conveniente no solo examinar trabajos de evaluación frente a esta ley sino también sobre otras políticas para encontrar dentro de muchas metodologías la más apropiada para los objetivos de la investigación. A continuación se mencionan brevemente los documentos más significativos frente a la evaluación de políticas públicas, las diferentes miradas y críticas de la ley 789 de 2002 y diferentes tipos de evaluación aplicadas a la reforma laboral.

III. EVALUACIÓN DE POLÍTICAS PÚBLICAS

El trabajo de Ravallion, Martin *“TheMystery of thevanishingbenefits: Ms Speedy analyst’sintroductiontoevaluation”* (1999), es el punto de partida para los economistas que desean aprender a hacer análisis de evaluación de impacto de programas y políticas públicas, en él, se plantea la siguiente situación ficticia: en el norte de un país llamado Labas viene rigiendo una ley antipobreza desde hace un año con el apoyo del Banco Mundial, quien otorga una ayuda económica a familias cuyos hijos van a estudiar. Para ser parte del programa las familias deben demostrar características observables de que sean pobres y

para seguir recibiendo la ayuda deben mantener sus hijos en la escuela hasta los 18 años de edad. El ministro de finanzas de Labas llama a Ms. Speedy para realizar la evaluación de impacto del programa con el fin de continuar o acabar el programa. Son los hallazgos de Ms. *Speedy* los aportes necesarios para la realización de una buena evaluación de política en donde se destacan los diferentes métodos de evaluar el impacto como: el de la aleatoriedad, el “*Matching*” o pareo de la población, las comparaciones reflexivas, método de diferencias en diferencias y métodos de variables instrumentales.

Un punto relevante en el contexto de la evaluación de impacto es el tipo de datos para la medición de impacto y los problemas con la definición de un grupo de control y un grupo de tratamiento, es decir, el grupo tratamiento es aquel que ha recibido o ha sido partícipe del programa o política y el grupo control es aquel que no recibe el tratamiento o no participa en el programa o política pero podría haberlo hecho este grupo es llamado contra factual, es fundamental para poder realizar comparaciones, pues definidos grupos de contraste que contienen la menor variación de características socioeconómicas posibles entre ellos, excepto el haber o no participado de la política o programa. Este último punto es el centro de atención de MEYER, B., (1995). “*Natural and Quasi-Natural Experiments in Economics*”, donde plantea que debe tenerse un diseño de investigación frente a la población, es decir, determinar qué parte de la población (o las muestras) debe usarse debido a que según él, aun para experimentos controlados no todos los datos son útiles en el momento de hacer comparaciones.

Por otra parte, Cansino y Braza (2008) hacen un aporte a los estudios sobre la evaluación de programas públicos de formación. En ese documento hecho para la Universidad de Sevilla, describen el estimador de diferencias en diferencias como el método de estimación más apropiado en el contexto de estudios observacionales. Además, desarrollan un ejercicio de evaluación basado en la utilización del estimador de diferencias en diferencias sobre unos datos ficticios de la variable ingresos laborales, asignados aleatoriamente entre individuos beneficiarios del programa e individuos de control, utilizando así dos metodologías alternativas que son la empleada por Athey e Imbens (2002) y la desarrollada por Abadie (2005).

Entre los resultados que arroja el ejercicio, encuentran que el estimador de diferencias en diferencias es un valor positivo, sensible a la manipulación de datos y que para los dos casos, permite evaluar favorablemente los efectos del programa de formación sobre la población beneficiaria.

En cuanto a los trabajos hasta la fecha realizados en Colombia, es importante mencionar las contribuciones que ha hecho el Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social de la Universidad Externado de Colombia, por ejemplo, en su Boletín Número 6, (2003), Farné hace una descripción de los posibles alcances de la ley frente a los objetivos planteados por el gobierno y las estimaciones de impacto realizadas por el gobierno, la contraloría y el mismo observatorio. Entre las observaciones más interesantes que se manifiestan en el boletín es el hecho de que efectivamente el empleo asalariado aumentó, solo que no en la magnitud que se esperaba. En cuanto a ciertas medidas puntuales, se menciona que hay medidas que han demostrado ser bastante efectivas en cuanto a la reducción de los costos laborales, por ejemplo, el hecho de que la jornada laboral sea de seis de la mañana hasta las diez de la noche podría permitir un ahorro máximo del 8% frente a medidas que tienen costos sociales altos y efectos sobre la disminución de costos laborales bastante bajos como la disminución de la remuneración de los trabajadores que trabajan días festivos, esta reducción se estima que sólo traería un ahorro máximo de 0.8% y eso sólo si todos los trabajadores de la empresa trabajasen el domingo.

Este documento sirve de referencia para examinar también los logros o fracasos de la reforma ya que hace un exhaustivo análisis descriptivo de las variables macroeconómicas de interés, por ejemplo, encuentra que el aumento de empleos formales estimados para el año 2006 serían de 640.000, 208.793 y 160.100 (que representa un aumento del 3.57%, 0.12% y 0.89% a partir de la población económicamente activa) respectivamente por el gobierno, la contraloría y el observatorio, evidenciando las amplias diferencias obtenidas por las diferentes instituciones y sus metodologías.

Otro aporte importante lo realizó el Consejo Nacional de Política Económica y Social (Documento Conpes 3290 (2004)), del Departamento Nacional de

Planeación. En este estudio se hace un seguimiento a la política de empleo establecida en Colombia cuantificando el impacto de los diferentes programas implementados en términos de generación de empleo. En el documento hacen un diagnóstico de la situación del mercado laboral en general tomando datos del DANE, de la Dirección de Empleo del SENA y del DNP para medir los avances de la reforma en sus principales objetivos. Entre los resultados que se obtienen, está la creación de empleo no asociada al crecimiento económico que de acuerdo a los autores fue de más de 350 mil empleos. También, encuentran que el Fondo para el Fomento del Empleo y Protección al Desempleo –FONEDE- que se encarga de administrar los recursos a las Cajas de Compensación Familiar, vio aumentar sus recursos y donde igualmente aumentaron los microcréditos y las capacitaciones para los desempleados. Respecto al SENA, observan que a pesar de llevar un año de funcionamiento el Sistema Nacional de Creación e Incubación de Empresas, lograron aumentar el número de empresas colombianas, que generaron 2.260 empleos y que reportaron un total de \$24.665 millones en ventas. Además, el SENA aumentó su oferta y cobertura un 98,4% con respecto al año anterior. Finalmente, los autores hacen un análisis y proyecciones de la generación de empleo para el siguiente año de acuerdo a la política sectorial, no obstante, el estudio afirma que después de un año de establecida la ley, faltan muchos aspectos que no han empezado a funcionar y principalmente problemas asociados al proceso de reglamentación.

Es importante agregar que la Universidad Externado de Colombia en su Cuaderno de Trabajo 5 (2004) para el Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social, también hace el mismo seguimiento a la ley 789 de 2002 con el propósito de realizar una simple supervisión del desempeño de ésta. Entre los resultados obtenidos, afirman que el equipo de Gobierno sobreestimó ampliamente el impacto ocupacional directamente atribuible a la Ley 789 por su excesivo optimismo. Entre los argumentos que tienen está que la reforma laboral ha bajado los costos laborales, pero para el promedio de las empresas no ha sido de una magnitud importante y no ha flexibilizado los salarios. Además, se han presentado problemas de implementación y se han dado rezagos en la aplicación de las medidas, la protección al desempleo ha

quedado en un estado embrional y declaran que la cobertura no es universal y no alcanza a focalizarse hacia los trabajadores más desfavorecidos.

Continuando con la revisión bibliográfica, Gaviria (2004) desarrolla una evaluación de la ley 789 de 2002 utilizando la técnica de las diferencias en diferencias y teniendo en cuenta no solo las encuestas de hogares sino además, una encuesta empresarial que permite tener evidencia directa de los efectos de la reforma. Básicamente, entre los resultados más importante Gaviria encuentra que el efecto positivo más notable está evidenciado en la contratación de aprendices y sobre el subempleo por insuficiencia de horas, el cual ha disminuido. Sobre los efectos de la reforma en la generación de empleo, se encuentra que la ley no ha cumplido con las expectativas al igual que la formalización del empleo, puesto que los resultados son marginales. Finalmente, se afirma que no han funcionado los programas de apoyo al desempleado y el estímulo a la generación de empleo. Gaviria termina su estudio afirmando que el comportamiento favorable de los últimos meses del mercado laboral puede ser más consecuencia del comportamiento económico que debido a los cambios de la ley 789.

Por otra parte, Castaño, López y Rhenals del CIDE (2004) realizan un análisis de la evolución del mercado laboral en Colombia tanto en el largo como en el corto plazo. Además, evalúa la reforma laboral de 2003 sobre dos aspectos que son: la generación del empleo y la calidad de este mismo. En este documento se plantea que la reforma laboral no fue el único cambio estructural que afectó al mercado de trabajo colombiano a partir de 2003, pero considera que fue el principal. Por lo tanto, los autores deciden hacer estimaciones restándole a los ocupados registrados en las encuestas de hogares del DANE el número de ocupados que se obtuvo de un modelo estimado de demanda laboral, suponiendo que entre 2003 (I) y 2004 (2) no se hubieran modificado los valores de las elasticidades agregadas empleo-producto y empleo-salario.

Con base en eso, hacen estimaciones para las siete áreas metropolitanas más importantes y concluyen que el empleo en promedio hubiera sido 3,4% más bajo entre 2003(I) y 2004 (2) si no se hubiera establecido la reforma laboral. Además, encuentran impactos positivos en la calidad del empleo ya que la

estabilidad ha aumentado en las empresas de más de diez trabajadores. También encuentran que el salario real ha mejorado, y la cobertura de la seguridad social ha aumentado de manera importante.

Continuando, Núñez (2005) mediante un análisis de supervivencia, evalúa el impacto de la reforma sobre tres aspectos principalmente: la estabilidad laboral, el desempleo y la formalización de las relaciones laborales. Respecto a la duración del empleo encuentra que hay una fuerte caída entre 2004 y 2002, sin embargo, la duración del empleo aumenta en los sectores donde se esperaban importantes impactos de la reforma, dando la posibilidad de que estos efectos aumenten en el largo plazo. Además, se incrementó en un 6% la probabilidad de encontrar empleo en el sector formal del país, y aumentó la seguridad social, por lo tanto, la reforma sí ayudó a formalizar la economía y de esta manera mejorar la calidad del empleo. Núñez finaliza cuestionándose sobre el futuro de la reforma en épocas de recesión y poniendo énfasis en la necesidad de flexibilizar los salarios.

Por otra parte, se tiene un estudio realizado por Amarante, Arim, Santamaría (2005) para la Universidad de Antioquia. En este documento, los autores identifican los efectos de la ley 789 de 2002 en aspectos como el desempleo, el empleo, el nivel de formalidad, las horas trabajadas y las remuneraciones. Utilizando el estimador de diferencias en diferencias para distintos grupos de población según el nivel educativo, evalúan el impacto de la reforma. Los resultados más destacados son los efectos positivos sobre la probabilidad del empleo y los niveles promedio de remuneración, además han disminuido las horas promedio de trabajo por ocupado. No obstante, estos resultados no son homogéneos para todos los grupos de población estudiados, por ejemplo para los trabajadores más calificados hay un impacto en su nivel salarial mucho más alto que el observado para el resto de los ocupados, también encuentran un efecto en la reducción del grado de informalidad para este mismo grupo por lo cual puede señalarse que éstos sí han visto mejorar la calidad del empleo gracias a la reforma. Para los trabajadores menos calificados o intermedio, la reforma ha tenido un impacto positivo en lo que tiene que ver con la probabilidad de encontrar empleo y un leve impacto en los niveles de

remuneración, sin embargo no se encuentra efectos sobre la probabilidad de desempleo y sobre el grado de formalidad.

Finalmente, se tiene el estudio de López (2007) el cual hace una evaluación del impacto de la reforma laboral del 2003 para el área metropolitana de Cali y Yumbo teniendo en cuenta el efecto en el número de puesto de trabajo, en la calidad de estos puestos y en la cobertura del Sistema de Protección Social para esta ciudad y su área metropolitana. López realiza un análisis tanto teórico como empírico de la ley para determinar los avances y los límites de ésta. Utilizando el estimador de diferencias en diferencias y con base en la ECH del DANE para el segundo trimestre de 2002 y del 2004, se plantean dos grupos de población económica, los resultados sugieren que la ley no ha contribuido a la generación de empleo, los jóvenes, las mujeres, los trabajadores menos calificados y los jefes cabeza de hogar tienen menor probabilidad de encontrar empleo en alguna empresa del AM de Cali después de 2003. Además, la reforma ha aumentado la informalidad del empleo en AM Cali, y levemente ha aumentado la probabilidad para la población más vulnerable, exceptuando las mujeres, de no pertenecer a la población subempleada. No obstante, la medida para generar empleo para los aprendices sí ha tenido un impacto positivo para el área analizada. Por lo tanto, se concluye que para el área metropolitana de Cali y Yumbo el desempleo, la informalidad y el subempleo continúan siendo un problema aún con la reforma laboral establecida desde 2003.

En conclusión, la revisión del estado del arte para Colombia señala que los trabajos que asumen un análisis de los impactos de la reforma tomando como un todo el mercado o tomando sólo el sector servicios y comercio encuentran efectos positivos como los de Núñez (2005), López (2007,) Gaviria (2004) y Castaño (2004). Los trabajos que controlan sector económico manufacturero o tamaño de la empresa como los de López (2007) y Narváez (2010) encuentran efectos negativos o nulos de la reforma.

IV. MARCO TEÓRICO

Por una parte, es relevante decir que la evaluación y medición del impacto de una política pública se puede realizar en diferentes periodos de tiempo, por ejemplo, se podría realizar en las últimas fases de la intervención o en la fase intermedia, con esto se puede tomar decisiones sobre la continuación de la misma o si es necesario realizar algún cambio Aedo (2005) Abdala (2004). En este estudio se trabaja con un análisis intermedio ya que la ley 789 de 2002 aún se encuentra en vigencia.

Es necesario en una buena medición y evaluación de impacto, partir del hecho que se debe medir los cambios de las condiciones de la población que hace parte del grupo objetivo de la política y, de la claridad sobre qué atributos y su variación son asociados netamente a la política. Es decir, es necesario encontrar la causalidad³ y la dirección de dichos efectos y principalmente conocer si dichos efectos son adjudicados o no a la política.

La evaluación de impacto del presente artículo se encarga de encontrar el cambio entre la situación del individuo quien fue participe en la política o programa comparado con un individuo de similares características socioeconómicas que no hizo parte de él. Es claro, que no solo es comparar el mismo individuo antes y después, ya que con esto no se aísla el efecto del programa por lo que el análisis en los cambios de la situación socioeconómica del individuo puede verse afectado por otras variables que no son propias de la política o del programa. Ravallion (1999)

Por otra parte, es importante tener claro aspectos como los costos de transacción del mercado de trabajo para entender la flexibilización laboral que es el punto más fuerte de la ley 789 de 2002, ya que ésta tenía reformas que afectaban tanto los costos de contratación como los costos de despido los cuales tienen consecuencias para el trabajador y el empleador respectivamente. Para el primero, el costo se traduce en el tiempo de búsqueda de un puesto de trabajo y para el segundo, los costos vienen dados por el reclutamiento, el entrenamiento y el despido.

³ Existen tres criterios para determinar la causalidad: 1) que la variable independiente precede a la variable dependiente, 2) que la variable independiente esté relacionada con la variable dependiente. 3) No hay terceras variables que puedan explicar por qué la variable independiente está relacionada con la variable dependiente.

Farné y Nupia (1999) encontraron que la industria colombiana presenta una sensibilidad empleo-coste laboral por ocupado que oscila entre -0.22 y -0.65, es decir si el coste de crear un empleo sube 10%, el empleo cae en 6.5% dependiendo del sector al que pertenezcan los trabajadores. Específicamente para el sector comercio, presenta el mayor impacto (-0.65), hecho que coincide con ser el que mayor mano de obra absorbe dentro de la economía, con niveles promedio de 23%. Por tanto, reducir los costes de crear un puesto de trabajo tendría un impacto directo en la generación de empleo, tanto en los sectores que más absorben mano de obra, como dentro de uno de los grandes grupos vulnerables al desempleo como son los trabajadores no calificados.

Adicionalmente, se debe tener en cuenta para el desarrollo del presente trabajo, la teoría sobre el mercado *insider-outsider*. Cabe recordar que en un mercado laboral de competencia perfecta donde cualquier *shock*, tanto por el lado de la oferta (*shock* tecnológico por ejemplo) o por el lado de la demanda (disminución del gasto) se ajusta inmediatamente por los precios. Es decir, la perfecta flexibilidad de los salarios reales elimina los excesos de oferta (reduciendo los salarios reales) o de demanda (elevándolos) haciendo que el mercado tienda hacia un punto de equilibrio a una velocidad inversamente proporcional a la rigidez de los salarios reales. En esta situación se habla de un desempleo transitorio y voluntario. Sin embargo, en la teoría del modelo *insider-outsider* el desempleo no es voluntario sino involuntario, donde la discriminación que sufren los parados les impide acceder a un puesto de trabajo en condiciones similares a los trabajadores activos, principalmente en lo que se refiere a las condiciones salariales. Ferreiro, Bean, Gómez y Intaxausti (2004)

En efecto, esto se debe a que los *insiders* ejercen un poder de mercado elevando sus salarios por encima del salario de vaciado de mercado (el que se correspondería con su nivel de productividad) sin que esa demanda implique la pérdida de su puesto de trabajo ni la sustitución por otro trabajador cuya remuneración sí sea correspondiente con el salario de equilibrio, como si ocurriría en un modelo de competencia perfecta. Por lo tanto, los trabajadores ocupados (*insiders*) ejercen el poder de mercado derivado de los costes de rotación, es decir, los costes derivados de una potencial sustitución de un

trabajador ocupado por un trabajador procedente del desempleo, exclusivamente en su propio beneficio, sin considerar los intereses y el bienestar de los trabajadores desempleados. Ferreiro, Bean, Gómez y Intaxausti (2004)

Es importante agregar sobre la teoría *insider-outsider* que en esta se expone un mercado segmentado no solo entre trabajadores ocupados (*insiders*) y trabajadores parados (*outsiders*), sino que además tiene en cuenta una categoría para los trabajadores “entrantes”. Estos, son aquellas personas procedentes del desempleo que acaban de acceder a un puesto de trabajo en una empresa con la esperanza de pasar a ser *insiders* pero donde su posición laboral no está asociada con costes elevados de rotación laboral, por lo tanto tiene un menor poder de mercado como “entrante” en relación con los *insiders*.

Suponiendo un mercado laboral sin salario de reserva donde los trabajadores desempleados estarían dispuestos a trabajar por un salario similar al de equilibrio, la diferencia salarial máxima existente entre el salario de los entrantes y el de equilibrio estaría determinada por los costes de rotación entre entrantes y parados. De igual manera, la diferencia máxima entre el salario de un *insider* y el de un entrante vendría determinada por los costes de rotación laboral entre *insiders* y entrantes.

De acuerdo con lo planteado por Lindbeck y Snower (1988), se tiene:

W_i : salario de los trabajadores *insiders*

W_e : salario de los trabajadores entrantes

R : salario de reserva de los trabajadores desempleados

H : costes marginales de contratación y formación

F : costes marginales de despido,

Entonces:

$$W_e < W_i \leq (W_e + F) \quad (1)$$

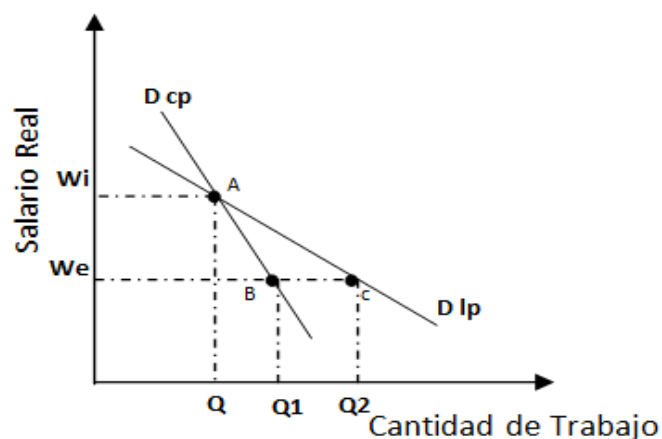
$$R \leq W_e \leq (R + H) \quad (2)$$

De acuerdo a esto, entre más elevada sea la probabilidad para un trabajador inicialmente adscrito a una categoría de pasar a otra categoría, más cercano será el salario real vigente en la economía al salario de vaciado de mercado. Por lo tanto, entre más bajos los costes de rotación laboral, menor es la tasa de desempleo de la economía, está claro que el salario recibido por los *insiders* no es afectado por la flexibilización, no obstante, lo que sí afecta la ley es el salario percibido por las empresas⁴, ya que los costos R y H son más bajos ahora.

Analizando las desigualdades, se tiene que entre más bajos los costes de despido, los cuales suponemos que afectan exclusivamente a los trabajadores *insiders*, menor el costo de sustituir un trabajador *insider* por un entrante y más pequeña será la brecha salarial entre estas dos categorías. Por otra parte, cuanto más bajos sean los costes de contratación y el salario de reserva, será menor el costo de sustituir un trabajador entrante por un desempleado, además, más se acercará el salario de un entrante al salario de reserva. Resumiendo, cuanto más bajo sean los costes de despido, los costes de contratación y formación y el salario de reserva, menor será la brecha entre los salarios de los trabajadores (*insiders* y entrantes) y el salario de equilibrio. Esto quiere decir que el nivel de desempleo de la economía sería menor.

GRÁFICO 1. Relación Salario Real-Cantidad de Trabajo

⁴La ampliación de la jornada laboral que anteriormente era de 6 a.m. a 6 p.m. pasa a ser de 6 a.m. a 10 p.m. sin derecho a recargo nocturno. La posibilidad de fijar jornadas de trabajo flexibles (de mínimo 4 horas y máximo 10 horas diarias y de 6 horas diarias y 36 semanales). La reducción del recargo por trabajo dominical pasa del 100% al 75%. Y el recorte de indemnizaciones por despido sin justa causa significan que anteriormente era de 45 días pasa a ser de 30, 20 o 15 días dependiendo de los años de servicio. Además, ahora los contratos de aprendizaje pasan de ser pagados con un salario mínimo a 50% en etapa lectiva hasta 75% en etapa práctica, esta medida también reduce los costos laborales aunque no dentro del marco de la flexibilización, no obstante, permite contratar mano de obra adicional por debajo del salario mínimo.



Fuente: Elaboración del autor.

De acuerdo con la gráfica, en el corto plazo la variación en el nivel de empleo está dado por un desplazamiento entre los puntos A y B que se debe únicamente a los cambios en el salario que influyen los costes de producción del empresario, esto se conoce como un *efecto producción*. A largo plazo, cuándo el factor capital es variable, el valor relativo del factor trabajo se reduce con respecto al del capital, por lo tanto, las empresas tendrán un incentivo adicional para sustituir algunas unidades de capital por trabajo, es decir, se pasa de Q_1 a Q_2 , lo cual se interpreta como un *efecto sustitución*. Los puntos A y C determinan la posición de la curva de demanda de largo plazo, la cual es más elástica que aquella de corto plazo. De lo anterior se puede deducir que una reducción del salario real conducirá, *ceteris paribus*, a un aumento en el nivel de ocupación y una disminución del desempleo.

El valor de la elasticidad empleo-salario determina, en primer lugar, la magnitud de empleos generados provenientes de una caída en el salario real/costo laboral y en segundo lugar, el impacto en el ingreso agregado resultante de una variación en el salario real de los trabajadores. Respecto a la magnitud de empleos generados se tiene que si el valor de la elasticidad empleo-salario en valor absoluto es mayor a 1, la generación de empleos será más que proporcional a la caída del salario y si, por el contrario, su valor absoluto es menor a 1, la generación de empleos será menos que proporcional a la caída

del salario. Respecto a la masa salarial se tiene que si la demanda de trabajo es inelástica respecto a las variaciones del salario, una caída del costo laboral, si bien puede aumentar el número de personas ocupadas, reducirá la masa salarial devengada por todos los trabajadores. Gráficamente, la masa salarial inicial será igual al área comprendida entre los puntos $0-W_1-a-b-Q_1$, que es mayor a la masa salarial final $0-W_2-c-Q_2$ si la curva de demanda de trabajo de largo plazo es inelástica.

Diferentes estudios indican que el valor absoluto de la elasticidad empleo-salario para Colombia y otros países es menor a 1 lo cual quiere decir que la demanda de trabajo es inelástica respecto a las variaciones del salario. Por ejemplo, Farné y Nupía (1999), con base en Encuestas Nacionales de Hogares, encontraron una elasticidad ponderada por sectores para el mercado laboral urbano de Colombia de -0.35. Por su parte, Santa María y Rojas (2001) calcularon, promediando estimaciones de diferentes autores para el caso colombiano, una elasticidad empleo salario promedio de -0.4. Igualmente, la exposición de motivos del proyecto de ley de Reforma Laboral del 2003 referencia una elasticidad de -0.30 (Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2002).

De estos estudios se derivan dos conclusiones cruciales para los fines del presente estudio. Por una parte, la inelasticidad de la demanda de trabajo frente a los cambios del salario real en Colombia muestran que reducir el desempleo por la vía de la reducción del salario real, tal como se contempla en la reforma laboral colombiana de 2002, conducirá a una contracción de la masa salarial y un *posible* aumento en la pobreza. Por otra parte, de acuerdo a Hamermesh (1993), en ninguno de los 70 países estudiados es posible aumentar el nivel de empleo sin reducir el ingreso total de los trabajadores mediante la disminución del salario real.

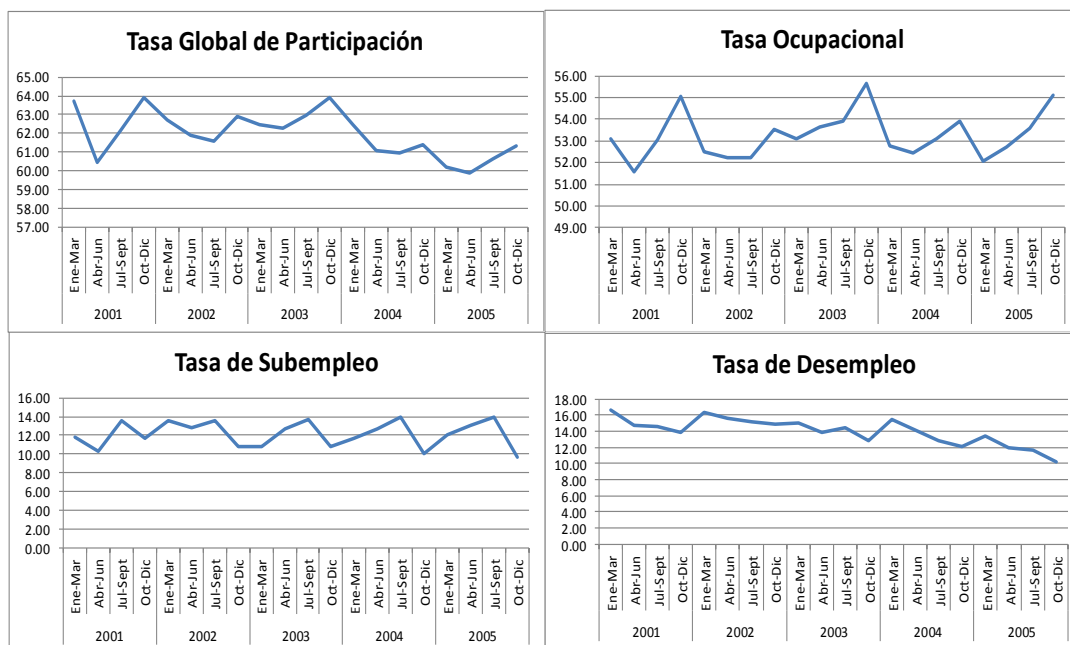
V. DATOS

Para este estudio que busca evaluar el impacto de la ley 789 de 2002 en Colombia, se utilizan dos periodos o etapas de la Encuesta Continua de Hogares del DANE, la etapa correspondiente al segundo trimestre de 2002 (pre reforma) cuando la ley fue instaurada y la del segundo trimestre de 2005 (post reforma). Cabe anotar que con este periodo serían tres años de vigencia de la ley por lo que se estima que ya existe un tiempo prudencial para evaluar si va por buen camino y se cumplen los objetivos establecidos.

Como ya se dijo anteriormente, la evaluación del impacto de la ley 789 de 2002 tiene como objetivo estimar el efecto causal del tratamiento, en este caso es la reforma laboral, sobre una variable resultado (empleabilidad, informalidad y subempleo por insuficiencia de horas). Esto implica comprender el proceso a través del cual se generan los datos, sea un experimento o un cuasi experimento. Para el caso del que se ocupa este documento y dada la información que se utiliza estaremos en el contexto de cuasi experimentos. Dos condiciones inducen a la utilización de este enfoque cuasi experimental, el primero es que aunque pudiéramos establecer de antemano un grupo que va a ser objeto de la política y otro que intencionalmente no lo sea, ello no implicaría con la condición de "doble-ciego (es decir, con un grupo de tratados y otro al que se les suministra un placebo)" como se hace usualmente en las pruebas farmacológicas y clínicas, pues en este caso, aunque pudiéramos controlar quienes entran a ser afectados por la reforma intencionalmente y quienes no estos sujetos conocerían su situación y actuarían estratégicamente frente a su condición como tratado o no tratado. La otra condición que implica la construcción misma de los datos y la imposibilidad de cumplir con la condición "doble-ciego" para la evaluación de políticas públicas tiene que ver que con los tratamientos, políticas o programas se establecen para la población en general y es muy costoso desde el punto de vista económico, político y ético incluir a unos sujetos y a otros no incluir en un programa de política de estas características. Se violarían derechos constitucionales como el de la igualdad.

A continuación se presenta un conjunto de indicadores laborales que describen la coyuntura del mercado laboral colombiano en el periodo de estudio:

GRÁFICO 2: Tasas de Indicadores laborales trimestrales a partir de 2001



Fuente: DANE - Gran Encuesta Integrada de Hogares. Cálculos propios con base en proyecciones de población del Censo 2005

En el gráfico 2 se puede apreciar la evolución de los diferentes indicadores a partir del primer trimestre del 2001 hasta el último trimestre del 2005, estos gráficos determinan la existencia de las tendencias de los indicadores de interés para tener una referencia de lo que ha ocurrido, precisamente se tiene la tasa global de participación⁵, la tasa ocupacional⁶, la tasa de subempleo⁷ y la tasa de desempleo⁸.

⁵ Se define como el cociente entre la población económicamente activa (PEA) sobre la población en edad de trabajar (PET), esta razón indica la fuerza que ejerce la PET sobre el mercado laboral.

⁶ Es el cociente entre los ocupados y la PET.

⁷ Es la razón porcentual de los ocupados que laboran menos de 20 horas a la semana y manifestaron poder trabajar más horas sobre el número de personas que integran la fuerza laboral.

⁸ Es el cociente entre la población que está buscando trabajo y la PEA.

**TABLA 1. Indicadores laborales para el segundo trimestre de los años
2002 a 2005**

INDICADOR	2001-II	2002-II	2003-II	2004-II	2005-II	Diferencia entre 2002 y 2005
Tasa Global de Participación	60.42%	61.91%	62.29%	61.10%	59.90%	-2.00%
Tasa de Ocupados	51.55%	52.23%	53.63%	52.46%	52.73%	0.50%
Tasa de Desempleo	14.68%	15.62%	13.90%	14.14%	11.97%	-3.68%
Tasa de Subempleo por Insuficiencia de horas	11.90%	14.98%	12.46%	13.33%	11.25%	-3.73%

Fuente: DANE - ECH. Cálculos propios con base en proyecciones de población del Censo 2005.

La Tabla 1 es un complemento importante de la gráfica uno ya que permite condensar claramente los diferenciales en las tasas de los indicadores presentados anteriormente. Es evidente la tendencia negativa de la tasa global de participación y de la tasa de desempleo, no obstante, gráficamente no se puede concluir lo mismo sobre la tasa de subempleo, pero con la información de la Tabla 1 se puede ver que la diferenciación de las tasas en el periodo de estudio es negativa, lo que demuestra una disminución en el subempleo debido a insuficiencia de horas. La tasa de ocupados gráficamente presenta un tendencia alcista para el año 2003 y bajista para el año 2004, a partir del primer trimestre del 2005 se revierte dicha tendencia lo que resulta en un impacto positivo entre las tasas diferenciada entre el 2005 y el 2002, en términos absolutos se evidencia un aumento en la tasa ocupacional de 0.5%.

**TABLA 2. Crecimiento de la Población del segundo trimestre entre los
años 2002 a 2005.**

CONCEPTO	2001-II	2002-II	2003-II	2004-II	2005-II	Diferencia entre 2002 y 2005
Población Total	39,613,035	40,114,642	40,616,448	41,119,228	41,623,988	3.63%
Población en Edad de Trabajar	29,680,442	30,215,332	30,759,735	31,310,168	31,868,291	5.19%
Población Económicamente Activa	17,933,447	18,705,464	19,158,708	19,130,293	19,090,163	2.02%

Fuente: DANE - ECH. Cálculos propios con base en proyecciones de población del Censo 2005.

Por último, la tabla 2 presenta la evolución variables sobre población que ayudan a alimentar la información previamente descrita, por ejemplo, la tasa de ocupación creció tan solo 0.5% en el periodo de estudio, sin embargo, hay

que ver con más detenimiento que ha pasado con el crecimiento de la población, ya que un crecimiento de la PEA mayor que la PET puede resultar en una tasa global de ocupación menor que no precisamente refleja la realidad de los efectos de una política de flexibilización, por lo que el análisis de las tasas de la tabla 1 deben de ser cruzados con los datos de la tabla 2 para no confundir un análisis de correlación con un análisis de causalidad.

Es relevante tener en cuenta los métodos contables que se han utilizado para este tipo de estudios sobre evaluación de políticas públicas. Básicamente estos métodos le restan al crecimiento del empleo observado durante algún período de tiempo, lo que se estima correspondiente a la expansión de la actividad económica. De esta manera, el número de empleos así determinado se atribuye a todos los factores diferentes al crecimiento del PIB, entre los cuales se incluyen los relacionados con la reforma laboral. Por ejemplo, durante el primer año de vigencia de la Ley 789, el Ministerio de la Protección Social (MPS) y el Departamento Nacional de Planeación (DNP) estimaron la creación de empleo no asociada al crecimiento económico en más de 306 mil y más de 350 mil empleos, respectivamente (CONPES (2004)). En cambio, la Contraloría General de la República, utilizando una elasticidad empleo-producto más alta (0.96), encuentra que “los empleos atribuibles a la reforma ascenderían como máximo a 81 mil puestos de trabajo en las áreas urbanas” (Contraloría General de la República (2004), p. 106).

Algunos trabajos afirman que los métodos contables no son del todo eficientes en lo que se refiere a relaciones de causalidad. Por ejemplo, El Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social dice que estos métodos tienden a atribuirle a la reforma laboral efectos sobre la ocupación del país que no son, puesto que los aportes de la reforma laboral al mercado de trabajo colombiano fueron escasos y se deben tener en cuenta otros aspectos como las reformas pensional y tributaria, la política de seguridad democrática, la ampliación de las ventajas arancelarias otorgadas por Estados Unidos a finales de 2002, la perspectiva de la firma de un Tratado de Libre Comercio con Estados Unidos, los estímulos a la inversión productiva y, sobre todo, la enigmática variabilidad de los resultados ocupacionales de las encuestas de

hogares. En conclusión, los métodos contables simples no son una herramienta apropiada para una correcta y objetiva evaluación de la Ley 789.

VI. METODOLOGÍA

Para este tipo de análisis, por su simplicidad se ha venido utilizando el estimador de diferencias en diferencias, ello pese a que las técnicas de pareo entre los grupos de tratamiento y control son más robustas, pero justamente resultan más costosas y complejas computacionalmente, por lo cual se han buscado herramientas econométricas para simplificar la aplicación de esta metodología. Ravallion (1999). Así, se ha propuesto la construcción de grupos de "control" contrafactuales, mediante los modelos de variable dependiente binaria con los que se pueden identificar aquellos individuos que, haciendo parte de la muestra anterior a la reforma, componen el grupo de potencialmente tratados antes de la reforma (si esta hubiese dado en ese periodo) y medir para ese grupo las variables e indicadores relevantes, ya que al estimar la probabilidad de que participen en el programa, podemos inferir para la submuestra anterior la probabilidad de que aquellos hubiesen participado del programa si éste existiera en ese periodo (contra factual) y tener al mismo los sujetos que en el periodo actual han sido afectados por la reforma. Las variables explicativas de estos modelos de elección binaria son básicamente características socioeconómicas y demográficas de los individuos asociados al programa.

Dentro de esta familia de metodologías, la más reciente, establecida para el análisis y evaluación de impacto es conocida como *Propensity Score Matching* (PSM), la cual sobresale en la literatura de evaluaciones de impacto no experimentales. Este método estadístico fue propuesto originalmente por Rosenbaum y Rubin (1983) y busca emparejar un individuo beneficiario con aquel individuo del grupo control que tenga la probabilidad más cercana de participar en el programa. Es decir, el PSM busca encontrar un grupo de individuos que no participaron en el programa pero que cumplan con los requerimientos de selección asociados a la participación del programa (contra factual), siendo similares a los beneficiarios del grupo de tratamiento en cuanto

a las características observables, esto lo que busca es principalmente atenuar el sesgo de selección.

Una desventaja de esta metodología es la dificultad para hallar suficientes individuos semejantes en los dos grupos ya que el PSM establece parejas de beneficiarios del programa y del grupo de control de manera semi-paramétrica con base en su *Propensity Score*, es decir, con base en el puntaje de la probabilidad predicha de participar (o ser afectable por) en el programa, calculado a través de un modelo *Logit* o *Probit*, donde la variable dependiente es una variable dicótoma que toma el valor de 1 si la persona elegible participó (o es afectable por) en el programa y 0 en el caso contrario, ello considerando para la estimación del *Probit* las dos submuestras antes y después de la reforma. .

Una vez establecidas las parejas de individuos tratados y de control se puede estimar el impacto promedio del programa, en este caso de la reforma laboral colombiana, como el promedio del impacto para cada pareja (empleabilidad, formalización y subempleo). Es importante anotar que en la estimación se debe hacer el mayor esfuerzo por controlar, también, por aspectos que afectaron la selección de los beneficiarios.

El pareo se puede realizar sea de forma individual o ya sea por grupo. En la primera alternativa se busca que para cada individuo del grupo de tratamiento exista un individuo en el grupo de control. La segunda alternativa es más flexible, puesto que requiere que en promedio el grupo de tratamiento y control sean iguales desde el punto de vista de sus características socioeconómicas que determinan la probabilidad de participar en (o ser afectado por) el programa. .

El *Propensity Score Matching (PSM)* tiene dos ventajas en la estimación de impacto en programas sociales. En primer lugar, los grupos de tratamiento y control no necesariamente tienen que ser conformados antes de iniciar el programa, como sí debe hacerse en la metodología experimental, aunque sí sería lo ideal. En segundo lugar, este método no exige que se deje por fuera del programa a individuos que hacen parte de la población objetivo.

El método de apareamiento, en general, conforma el grupo de control en base a un conjunto de variables explicativas X de los individuos. Este método requiere un enorme conjunto de datos que puedan dar lugar a tener un grupo de control con las mismas características que el grupo tratado. Por este aspecto, el PSM vincula el grupo de control y el de tratamiento, a través de la probabilidad de participar de los individuos $\Pr(X_i)$, *Propensity Score*, en función de un conjunto de variables explicativas:

$$e(X_i) = \Pr(P_i = 1|X_i) \quad (3)$$

Con la ventaja de que ahora se trata de un número, un escalar y no un vector de variables. Cuando hay asignación aleatoria como en los métodos experimentales, la evaluación permite hacer una comparación entre grupo control y de tratamiento que hace que la distribución de probabilidad de las variables explicativas X sea la misma en uno y en otro caso. No obstante, es claro que eso no sucede en este caso.

Cuando no hay experimentación, las X pueden no tener necesariamente la misma distribución de probabilidad. Rosenbaum y Rubin (1983) definen lo que llaman “*Balancing Score*” como una función $b(X_i)$ tal que la distribución condicional de X_i dada $b(X_i)$ es la misma para ambos grupos, es decir, condicionado a que se cumpla que $b(X_i)$, X_i y P_i son independientes. La forma que estos autores proponen como más idónea para esta función, es aquella llamada PSM y es la técnica utilizada en la presente investigación.

Parten de definir un tratamiento “fuertemente ignorable sí”, condicionado a las X_i , los resultados (Y_{0i}, Y_{1i}) y P_i son independientes y $0 < \Pr(P_i = 1|X_i) < 1$. Se prueba que, bajo esta condición, el estimador de la diferencia de las medias de la variable de interés (Empleabilidad, formalización y subempleo) para el grupo tratamiento y el grupo de control es un estimador insesgado⁹, es decir:

$$E_X[E(Y_{1i}|X_i, P_i = 1) - E(Y_{0i}|X_i, P_i = 0)] = E(Y_{1i} - Y_{0i}) \quad (4)$$

Dicho en otras palabras, el supuesto es que el resultado de la política (y_{ij} con $i=0,1$; $j=1....N$) no depende de la probabilidad de haber sido elegido para (o

⁹ La propiedad de independencia no es suficiente para determinar insesgadez, no obstante, Becker e Ichino (2000) prueban esta propiedad.

afectado por) el programa o la política. O lo que es lo mismo el vector X que determina el *Propensity Score* es independiente de los resultados de la política y éstos de aquél. En definitiva, dadas ciertas características X_i de los individuos, o dada la probabilidad de participar $Pr(X_i)$ la participación en el programa es independiente de los resultados en el estado de no participación. Ello implica que todas las variables que afectan la participación y los resultados del grupo de control deban incluirse en el apareamiento.

En la práctica, el PSM debe ser estimado mediante un modelo *Logit* o *Probit*, incluyendo las variables control que se considere pertinente y posteriormente generando una predicción de tal forma que esa variable pueda ser utilizada como el *Propensity* para delimitar las regresiones que busquen encontrar el efecto de tratamiento para cada bloque. El apareamiento se realiza en base a la cercanía de los PSM estimados para cada individuo del grupo de tratamiento y del grupo de control. La idea es minimizar las distancias entre ellos para poder luego estimar las diferencias en los resultados de la variable de interés afectada por la política. .

De acuerdo con Becker&Ichino (2000) los pasos a seguir para la estimación de un *Propensity Score Matching* son:

- 1- Utilizar una muestra representativa de participantes y de no participantes que pudieran haber sido elegidos para el programa.
- 2- Estimar un modelo *Logit* o *Probit* para explicar la probabilidad de participar utilizando ambas submuestras de participantes y no participantes elegibles.
- 3- Para cada individuo estimar con el modelo *Logit* o *Probit* estimado, la probabilidad, es decir la PSM, de participar en el programa en función de sus características X_i .
- 4- Algunos de los no participantes pueden haber sido excluidos al principio porque tenían una PSM que estuviera fuera del rango de variación de la PSM en el grupo tratado. El rango de PSM estimado para el grupo de tratamiento debe corresponder lo más posible al de la muestra de no participantes.

5- Para cada individuo del grupo de tratamiento se deberá encontrar una observación en el grupo de no participantes que tenga la PSM lo más cercana posible. Generalmente se utiliza la diferencia absoluta entre las PSM (“el vecino más cercano”).

6- Se calcula el valor promedio de la variable de interés o resultado para un conjunto, por ejemplo de cinco, de observaciones que tengan los 5 PSM más similares o cercanos. La diferencia entre la media y el valor observado para las observaciones del grupo de tratamiento es el estimador de la ganancia debido al programa para esa observación.

7- Finalmente se calcula la media de las ganancias calculadas según 6) y se obtiene la ganancia promedio del programa.

En último lugar estos autores también exponen algunas de las principales ventajas y desventajas de utilizar esta metodología:

Ventajas:

- Menor costo que los diseños experimentales, ya que generalmente las muestras proceden de otras fuentes diferentes a la de la administración del programa.
- Puede dar respuesta a todos los parámetros de interés citados como necesarios de conocer a la hora de hacer una evaluación. En particular puede dar los indicadores de distribución del impacto ya citados.
- Implica la utilización de modelos de comportamiento económico y social en la modelización, lo que deja de lado el enfoque únicamente estadístico prevaleciente en los diseños experimentales. En particular, se trata de incorporar los avances en la teoría de las decisiones y del comportamiento macroeconómico del individuo en la estimación de los modelos econométricos subyacentes.
- No hay limitaciones éticas como en la experimentación social.

- No se incurre en el sesgo de aleatorización, ni hay efectos del tratamiento pues los individuos no saben si están en el grupo de tratamiento o control ya que son datos que se observan y no se inducen.
- Generalmente las muestras que se utilizan son grandes.

Desventajas:

- Si no se logra conformar un grupo de tratamiento que se comporte como si hubiera sido asignado aleatoriamente el método fracasaría, puesto que toda evaluación de impacto tendría estimaciones inconsistentes desde el punto de vista estadístico. Existen muchas maneras de estimar grupos de control adecuados que no se han estudiado en el capítulo pero todas descansan en técnicas econométricas que consideran directa o indirectamente la manera cómo los individuos toman sus decisiones y alcanzan resultados.
- Se necesita una elaboración econométrica muy afinada para evitar dar resultados diferentes utilizando el mismo conjunto de datos. El desarrollo de estos instrumentos ha sido muy importante en la última década pero la proliferación de métodos han vuelto confuso contar con un resultado fiable, ya que los resultados diferentes pueden dar lugar a que la utilización de los métodos se haga en función de querer mostrar mejores o peores resultados de un programa.
- El conjunto de datos disponible, no forzosamente llena los requisitos que el evaluador necesita que cumpla. Como se necesita que los individuos se comporten como si fueran participantes o grupo de control, a veces los datos no se adecuan a los perfiles de uno u otro grupo.
- Se necesita ineludiblemente abordar con rigurosidad la estimación del sesgo de selección mediante diferentes estrategias que pueden dar diversidad de resultados.
- Es posible que exista “sesgo de contaminación”, en el sentido de que en los datos como grupo de control puede haber individuos que hayan pasado por tratamiento o política similar a la del programa a evaluar, por ejemplo, pero que

no se explicita porqué el conjunto de datos no contiene esa información. Sin embargo este no es el caso de nuestro conjunto de datos.

- No se consideran efectos de equilibrio general, como tampoco lo hacían los diseños experimentales. Ellos se deberán estimar de alguna otra forma que considere con mayor rigurosidad la interrelación entre los niveles micro y macroeconómicos.

Volviendo a la problemática de Núñez (2005) que indica que se están tomando periodos en diferentes partes del ciclo económico, una estimación más robusta se partirá al hacer un correcto pareo entre los grupos de tratamiento y control. La técnica del *Propensity Score* permite identificar estadísticamente individuos similares a los que hacen parte del programa. En este caso, se utiliza un modelo econométrico de variable dependiente binaria, donde se estima la probabilidad que el individuo participe o haga parte de la política. Las variables independiente o exógenas del modelos serán un conjunto de variables socioeconómicas (X) que el investigador decida usar a partir de los alcances del programa. El objetivo es emparejar un beneficiario del programa con un individuo que hace parte del grupo de control que tenga la probabilidad más alta de participar en el programa.

A diferencia de la metodología del estimador de diferencias en diferencias, el *Propensity Score* busca mitigar lo que se conoce como sesgo de selección, encontrando un grupo de individuos que a pesar de no haber participado en el programa, sus características socioeconómicas (X) sean muy similares al grupo de individuos que hacen parte del grupo de tratamiento.

Una vez se tengan en parejas grupos de beneficiarios e individuos de control, se pasa a estimar el impacto del programa que será el promedio del impacto de cada par. Cabe notar que el pareo también es posible hacerlo en grupos y no solamente en parejas, lo que se traduce en que se tendrá un grupo de tratamiento y un grupo de control que en promedio sean iguales.

No obstante, hasta el momento lo único que se ha hecho a través de dicha metodología es escoger la población con la que se trabajará, es decir, aplicado a la evaluación de impacto de la reforma laboral, se tendría un individuo con

ciertas características socioeconómicas para el 2002, época pre-reforma y se tendría el mismo individuo (estadísticamente) comparable para el año 2005, época post reforma. Ahora lo único que tendríamos que hacer es, una vez definidos estos individuos de control y de tratados, escoger un método apropiado para la estimación del efecto de la reforma como tal.

ESTIMADORES MATCHING

Una vez obtenido un *Propensity Score*, es decir, un correcto pareo entre los individuos tratados y los de control se procede a estimar el efecto del tratamiento, en este caso, el impacto de la flexibilización laboral en las variables de interés (empleabilidad, informalidad y subempleo por insuficiencia de horas) utilizando los estimadores que nacen a partir de la metodología Matching. Los estimadores escogidos para determinar el impacto de la flexibilización son el del vecino más cercano (ATTN), el de estratificación (ATTS), el estimador Kernel (ATTK) y de radio (ATTR)

Se define T y C como el número de individuos tratados y de control respectivamente. El conjunto de individuos de control pareado a cada individuo tratado i es denotado por $c(i)$ que contiene un valor estimado del *Propensity Score*. El pareo a partir del estimador del vecino más cercano será:

$$c(i) = \min ||p_i - p_j|| \quad (6)$$

Cuando existe un solo conjunto de vecinos cercanos se escoge un no-participante con el valor P_j que este más cercano a P_i , donde P_i representa el *Propensity Score* de cada individuo. No obstante, cuando se tiene un conjunto de vecinos cercanos, el estimador toma la siguiente forma:

$$c(i) = \{p_j | ||p_i - p_j|| < r\} \quad (7)$$

Es decir, que cada unidad de control este dentro del radio especificado a partir del *Propensity Score* para ser pareado con la unidad tratada. De esta manera definimos el número de controles pareados con cada observación i que pertenezcan a T como N_i^C donde cada ponderador será $w_{ij} = \frac{1}{N_i^C}$ si y solo si

$j \in c(i)$ y $w_{ij} = 0$ en cualquier otro caso. En tanto la fórmula para cualquiera de los estimadores de vecino más cercano y de radio es:

$$\begin{aligned}\tau^M &= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} [Y_i^T - \sum_{j \in c(i)} w_{ij} Y_j^C] = \frac{1}{N^T} [\sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in c(i)} w_{ij} Y_j^C] \quad (8) \\ &= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C} w_j Y_j^C \quad (9)\end{aligned}$$

Donde,

M : Puede ser tanto el estimador por vecino más cercano o por radio.

N^T : Número de unidades en el grupo de tratados.

$$w_j = \sum_i w_{ij}$$

Estimador por estratificación (ATTS)

En el método de estratificación o método por intervalos la zona del soporte común del *Propensity Score* es fraccionada en un conjunto de intervalos. Dentro de cada intercalo se calcula la media del número de individuos tratados y de control. Luego se realiza una media ponderada de cada uno de los intervalos y este será el estimador bajo el método de estratificación.

$$atts = \sum_{q=1}^Q \tau_q^s \frac{\sum_{i \in I(q)} D_i}{\sum_i D_i} \quad (10)$$

$$donde, \tau_q^s = \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_i^T}{N_q^T} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^C}{N_q^C} \quad (11)$$

Estimador de Kernel (ATTK)

Los estimadores *Matching* previamente mencionados tienen el problema que puede perder observaciones del grupo de tratados en su estimación debido a que los individuos del grupo de control no sean parecidos, además, - exceptuando el método del radio- solo se toma un individuo del grupo control como contrafactual para cada integrante del grupo de tratados, por lo que la eficiencia de los estimadores podría mejorar al emplear un mayor número de individuos del grupo control. Un método alternativo que mitiga esta problemática es el estimador kernel, que permite que los individuos de control sean mayor alrededor del grupo de tratado a través del uso de una función que pondera los

pesos de los controles usando una función kernel, esta función asigna un mayor peso a las unidades de control estadísticamente más cercanas al individuo tratado y un menor peso a los controles alejados. El estimador kernel toma la siguiente forma:

$$\tau^K = \sum_{i \in T} \{Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C \left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)}\} (12)$$

Donde $G(*)$ es una función kernel y h_n es un parámetro de suavización.

VII. ESPECIFICACIÓN ECONÓMETRICA DEL MODELO

Se procede a estimar el siguiente modelo Logit:

$$Tratamiento = \beta_1 + \beta_2 Educaci3n + e (13)$$

D3nde:

$$Tratamiento: \left\{ \begin{array}{l} 1; \text{ si es tratado (2005)} \\ 0; \text{ es control (2002)} \end{array} \right\}$$

Educaci3n: A3os de educaci3n del individuo

e: T3rmino est3stico

A partir de la estimaci3n del modelo Logit se obtiene la predicci3n en probabilidad de la variable latente, es decir la probabilidad media que un individuo sea tratado, esta predicci3n se utiliza como medida unidimensional para empezar a realizar el pareo entre la poblaci3n tratada y los controles, a partir de la metodolog3a descrita previamente. Los resultados de la estimaci3n se presentan a continuaci3n¹⁰:

¹⁰Se probaron otros modelos Logit para el Propensity Score, no obstante los propensity obtenidos de estos modelos m3s complejos no cumplieron con la propiedad de balance. En realidad el objetivo del propensity no es lograr una mejor predicci3n en la probabilidad sino proporcionar probabilidades para el emparejamiento. En ese sentido un modelo con un mejor Pseudo R-cuadrado no proporcionará (y muy probablemente no lo haga) un mejor Propensity Score y con ello una m3s robusta prueba de balance (balancing Score) .

TABLA 4. Estimación del modelo *Logit*.

Regresión Logística			Number of obs =	69320
			LR chi2(1) =	5148.09
			Prob > chi2 =	0.000
			Pseudo R2 =	0.1030
			Log likelihood =	-22,406
Variable Dependiente: Tratados	Coficiente	Error Estándar	Intervalo De Confianza al 95%	
Años de Educación	.0892732	0.0012902*	0.0867445	0.0918019
Constante	-3.72994	0.030956*	-3.79061	-3.6693

Fuente: Cálculos propios a partir de la ECH 2002-II 2005-II (STATA)

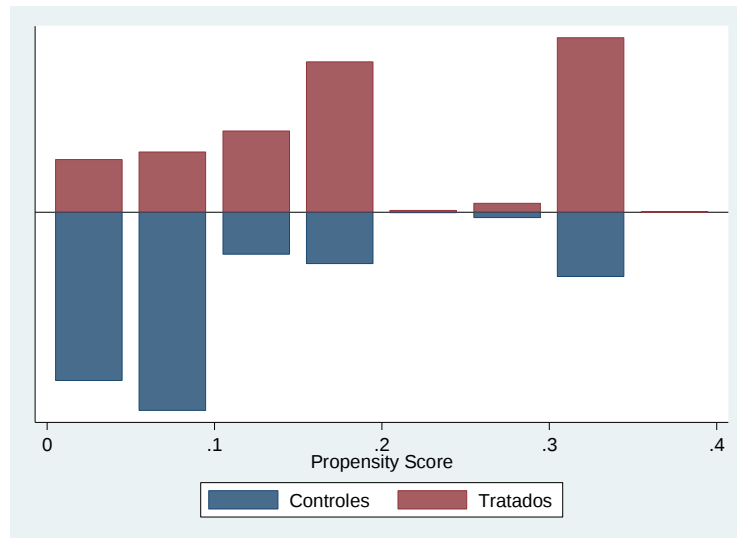
*Nivel de Significancia del 1%

La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (13). Se tiene que la variable educación tiene un signo positivo lo que se traduce en que la probabilidad de ser tratado aumenta ante aumentos en el número de años de educación que presenta el individuo, esta variable es significativa al 99%, ayuda a explicar el 10,3%(pseudo R cuadrado) de las variaciones de probabilidad de ser tratado. Una vez estimado el modelo Logit se hace la predicción de la probabilidad de ser tratado para tenerlo como medida unidimensional para ser usada en el algoritmo del *Propensity Score*.

Una vez obtenida esta medida se requiere dividir la población de estudio en n bloques, de tal manera que la probabilidad haber sido afectado por la reforma sea la misma para los grupos de tratamiento y de control. Luego, en cada uno de los bloques definidos se realiza una prueba de hipótesis en la que se prueba que los individuos tienen el mismo nivel de educación. Una vez pasadas estas pruebas el algoritmo nos indica que la propiedad de balance¹¹ (*Balancing Score*) se cumple, la asignación al tratamiento se dice que es “aleatoria”, desde el punto de vista observado, el grupo de tratados y de control son muy parecidos dado el *Propensity Score*. Se obtiene el *Propensity Score* que cumple con todas las condiciones expuestas por Rosenbaum y Rubin (1983), la forma de la distribución de los grupos tratados y de control es entonces la siguiente:

¹¹ Véase Anexo 2. En síntesis lo que se prueba es que estadísticamente la probabilidad de ser tratado y la distribución y valor esperado de las variables explicativas son iguales por bloques.

GRÁFICO 3.*Propensity Score*



Una vez obtenido el PSM adecuado se procede a realizar las estimaciones de los 4 métodos explicados previamente, cada una de esta metodología seguirá la siguiente especificación:

$$Y = f(\gamma T, \alpha X, \delta Z)(14)$$

Dónde:

Y: La variable de interés (Binaria de Ocupación¹², formal¹³ y subempleo¹⁴).

T: Toma el valor de 1 cuando el individuo es tratado (2005) y 0 cuando el individuo es del grupo de control (2002).

X: Representa el conjunto de variables de control: experiencia, experiencia al cuadrado, variable binaria de genero (1=Mujer 0=Hombre), variable binaria de estrato (1=Estratos 1, 2 y 3; 0=Estratos 4, 5 y 6), años de educación, variable binaria de estado civil (1= El individuo es casado o está en unión libre, 0=Otro

¹² Son los individuos que en el momento de la encuesta trabajaron por lo menos una hora remunerada en la última semana, o si no trabajaron esa semana, pero tenían un trabajo, o que sean trabajadores sin remuneración que trabajaron en la última semana por lo menos 1 hora.

¹³ Se toma como formal aquel individuo que sea ocupado y que tenga alguna clase de contrato y que además estén afiliados a un fondo de pensiones.

¹⁴ Se definió subempleo como aquel que labore hasta 20 horas a la semana, no esté estudiando y manifieste querer trabajar más horas aunque haya hecho o no gestiones para conseguir un empleo adicional (sub empleo subjetivo).

caso), variable binaria de parentesco (1= El individuo es jefe de hogar, 0=Otro caso).

Z: Son 12 variables binarias representando cada área metropolitana¹⁵.

VII. RESULTADOS

En esta sección del trabajo, se presentan los resultados que se obtienen para las grandes y medianas empresas pertenecientes al sector terciario, a partir de la ejecución de la política. De esta manera, es necesario definir cuál será la población que afectara la implementación de la ley –los tratados- y quienes no deberían ser afectados por la misma –los controles-.

“En teoría, la reforma afectaría exclusivamente al sector formal, en especial, a las empresas grandes y medianas, y se esperarían impactos prácticamente nulos sobre el sector informal y sobre las micro y pequeñas empresas. En otros términos, dada su flexibilidad tanto en salarios como en normatividad, se esperaría que el sector informal no haya sido ni sea afectado de manera significativa, por los cambios introducidos por la reforma. Este sector no está sujeto a impuestos a la nómina, a salario mínimo y no está regido en estricto por leyes laborales.” López (2007)

Para el periodo tratado, se tiene que algunos sectores económicos están más formalizados que otros, como por ejemplo se tiene que el sector terciario esta mejor y más formalizado que el primario. Ahora bien, también es necesario hacer el análisis a partir del tamaño de las empresas, puesto que permite establecer una clara diferenciación en lo concerniente a los efectos que tendrían a partir de una política implementada. Así, es posible observar la racionalidad "menos mercantil" o eficientista que maneja el sector informal, de acuerdo con los hallazgos de Uribe y Ortiz (2005) las empresas familiares no reaccionan ante cambios exógenos como el ciclo o el aumento o disminución de los costos, pues se conforman en su mayoría por personas de la misma

¹⁵ Nuevamente, para evitar problema de multicolinealidad perfecta se deja por fuera la ciudad de Villavicencio, ya que al realizar la regresión por mínimos cuadrados ordinarias resultó ser estadísticamente no significativa, además, que este departamento no presenta grandes diferencias en sus tasas de desempleo comparado con la media.

familia y las decisiones de despido pasan por otro tipo de racionalidad más allá de la del costo beneficio; en contraste, las empresas formales grandes y medianas son procíclicas en la generación de empleo y se basan en relaciones más impersonales. Estos hallazgos de Uribe y Ortiz complementan los razonamientos de López (2007) y justifican en parte la selección de grupos tratados y no tratados en este trabajo.

Seguendo a Gaviria (2004) y Núñez (2005), se tiene que a partir de una encuesta realizada a varios expertos de mercado y política laboral sobre la Ley 789 de 2002, estos proponen que principalmente la política de flexibilización tendrá un mayor impacto en el sector terciario de la economía (servicios y comercio) con un 75% de coincidencia y sobre las empresas grandes y medianas del mismo sector, con una coincidencia del 76%. De lo anterior se desprende la importancia del sector terciario para la investigación y la interpretación de los resultados.

Si se unen las condiciones de tamaño y de sector, se tiene una buena proxy del sector formal, donde se espera que los trabajadores tengan mayores salarios, contratos definidos y protección social, mientras que la población que no cumple con los requisitos harán parte del sector informal, donde se encuentran trabajadores que no están afiliados a fondos de pensión, sin seguridad social, trabajadores cuenta propia, entre otros factores. Dado que este sector de la población no se rige por las leyes laborales, ni pagan impuestos a la nómina o aportes parafiscales, ni tienen estipulado un salario mínimo se esperaría que los efectos de la flexibilización laboral sobre este sector sean mínimos por no decir que nulos.

Como ejemplo se tendría los restaurantes y hoteles que pueden tener muchos turnos rotativos y pueden extender sus jornadas hasta más tarde en la noche y los fines de semana a un costo mucho menor que aquellos antes que la reforma entrara en vigencia, por otro lado una empresa del sector manufacturero tendría que modificar toda la jornada de los empleados para ajustarse a la nueva política, es decir, es muy costoso alargar la jornada para un grupo pequeño de trabajadores. En síntesis, se trabajará bajo el supuesto

de que los individuos afectados por la reforma serán los que se encuentren en el sector terciario y trabajan en una empresa grande o mediana¹⁶.

Las estimaciones del efecto de la flexibilización laboral se presentan a continuación:

TABLA 5. Estimaciones econométricas. Años 2002 y 2005

VARIABLE DE INTERÉS	CONCEPTO	MÉTODO DE ESTIMACIÓN MATCHING			
		Estratificación	Vecino más Cercano	Kernel	Radio
OCUPADOS	Efecto del Tratamiento	0.065	0.064	0.0071	0.0068
	Error Estándar*	0.001	0.002	0.00051	0.002
FORMALES	Efecto del Tratamiento	0.43	0.428	0.473	0.429
	Error Estándar*	0.005	0.005	0.011	0.00437
SUBEMPLEADOS	Efecto del Tratamiento	-0.067	-0.067	-0.071	-0.068
	Error Estándar*	0.003	0.00293	0.00072	0.00543

Fuente: Cálculos del autor a partir de la ECH 2002-II y 2005-II.

*Nivel de significancia del 1%. Los errores estándar (valores en negrilla) se hallaron utilizando la técnica de bootstrap (100 replicas), debido a la naturaleza no paramétrica del estimador.

La Tabla 5 resume la estimación econométrica del efecto del tratamiento ante el uso de las diferentes metodologías *matching*. Lo anterior se logra a partir de la diferenciación de las medias de los tratados y de los controles respectivamente, observándose que la probabilidad media de empleabilidad para el grupo tratado es positiva y estadísticamente significativa al 99% de confianza, en términos prácticos la probabilidad en emplearse para quienes fueron tratados fue superior en 6.5%, 6.4%, 7.1% y 6.8% frente al grupo de no tratados según el método de estimación (estratificación, vecino más cercano, kernel y radio respectivamente). Estos parámetros muestran una mejora en la empleabilidad de los tratados con parámetros bastante estables entre métodos basados en *Matching*. Se tiene entonces que la percepción general de las empresas sobre la estabilidad de las reglas de juego y la disminución de los costos laborales de empleabilidad incentivan el uso de los *outsiders* que tienen ya experiencia dentro del sector.

En cuanto a la probabilidad de formalización, se encuentra un efecto mucho mayor que el de la empleabilidad, la diferencia entre tratados y control fue del 43%, 42.8%, 47.3% y 42.9% según el método de estimación, además de una

¹⁶ Esto claramente deja por fuera a quienes en el momento de la encuesta no estén trabajando, por eso se toma como sector y tamaño el último que el individuo se haya encontrado.

significancia de cada estimador al 99% de confianza. De nuevo, los parámetros son bastante estables (lo que permite contrastar con los hallazgos de Gaviria (2004) que tenía coeficientes negativos y no significativos). Lo anterior quiere decir que las empresas tienen mayores incentivos para formalizar a sus empleados con lo que se usa el contrato para minimizar la incertidumbre sobre el uso futuro de los recursos laborales que se tienen a disposición, ofreciendo mejoras en cuanto a los costos futuros de las empresas.

Por último, la probabilidad media de los tratados de estar en condición de subempleo subjetivo disminuyó en 6.7%, 6.7%, 7.1% y 6.8% según el método de estimación *Matching* elegido. En otras palabras, se puede decir que la implementación de la política por medio de la disminución de los costos laborales, incrementó la cantidad de horas de trabajo ofrecidas por las empresas, con lo que se incentiva un mayor empleo de los recursos humanos disponibles para un mismo periodo de tiempo.

En síntesis podemos señalar que de acuerdo con las metodologías de *Matching* la política si implicó una mejora en las condiciones de empleabilidad, formalidad y subempleo de los tratados, es decir, entre las personas que pertenecen a empresas grandes-medianas y del sector terciario. Además resulta relevante resaltar que estos hallazgos contrastan con algunos trabajos que centrándose en el empleo del sector manufacturero han encontrado efectos nulos o muy pobres de la reforma laboral. (Ver Revisión del Estado del Arte de este Trabajo), lo cual sugiere que los efectos de la reforma no fueron homogéneos entre sectores, cosa que debe ser tema para futuras investigaciones.

VIII. EVALUACIÓN DE LA FLEXIBILIZACIÓN LABORAL

Los hallazgos de las estimaciones bajo la metodología *Matching* están de acuerdo con las tendencias presentadas en el Grafico 1 y los indicadores laborales de la Tabla 1. En cuanto a la empleabilidad se tiene una tendencia alcista para el año 2003, bajista en el 2004 y en etapa de recuperación hasta el segundo trimestre del 2005, cruzada esta información con la diferencia de tasas de la Tabla 1 se tiene un aumento en la tasa de ocupación en un 0.5%,

cifra aunque positiva no es muy grande frente a lo que se esperaría, pero si esta información se cruza ahora con los datos de la Tabla 2 se puede evidenciar que la PET durante el periodo de estudio creció más que la PEA, lo que se refleja claramente en la tendencia bajista de la tasa global de participación. Esta correlación se corrobora a partir de las estimaciones de los efectos de la empleabilidad bajo la estimación Matching. En otras palabras, el efecto positivo encontrado en la estimación sobre la variable dummy de ocupación comprueba los resultados del Grafico 1 y de las Tablas 1 y 2.

El subempleo a partir del Grafico 1 presenta una tendencia a la baja, lo que refleja en el diferencias de tasas entre los periodos de estudio, las estimaciones *Matching* sobre la variable de interés de subempleo presenta un signo negativo, lo que indica que la probabilidad media de estar en esa situación es menor para los tratados, esta relación de causalidad constata las correlaciones encontradas en el análisis de la Tabla 1 y del Grafico 1.

La política de flexibilización laboral tuvo su mayor impacto –según las estimación *Matching*- sobre la probabilidad de volverse formales para los periodos de estudio, a partir de los datos se tiene que para los individuos del sector terciario y de empresas medianas y grandes aumento la probabilidad media de formalizarse en alrededor de 40% comparado con los sujetos que no hacían parte de esas cohortes. Este es el único resultado que sigue la misma dirección que otras evaluaciones de la flexibilización laboral como los de Gaviria (2004) Núñez (2005) y López (2007), acompañado con algunas estadísticas donde aparece un mayor número de afiliación a fondos de seguridad como lo mencionan los anteriores autores.

“Recordemos que entre 2002 y 2004 hubo 555.866 nuevos trabajadores afiliados a las Cajas de Compensación Familiar, que entre agosto de 2002 y julio de 2004 hubo un aumento de 1.512.462 en los afiliados al régimen contributivo en salud y que entre septiembre de 2002 y diciembre de 2004 hubo un aumento de 642.874 afiliados (cotizantes) a riesgos profesionales” Diego Palacio Betancourt, Ministro de la Protección Social.

Las cifras presentadas por el Ministerio de Protección Social representa un aumento en afiliados al régimen contributivo en salud del 7.92% y 3.37% para riesgos profesionales, por lo que no es de sorprender un índice tan alto como el de un 40% de probabilidad mayor de volverse formal respecto al grupo de control. En contraste, muchos de los efectos en la disminución de los costos laborales se pensó pudiesen haberse visto contrarrestado por la disminución de costos de despido para trabajadores que se encontraban cerca de cumplir 10 años de servicio, no obstante, sería la destrucción de empleos improductivos que también disminuiría la tasa de ocupación; sin embargo, los datos reflejan ocurrió esto, con lo que se creó un proceso de reorganización dentro de la estructura de las empresas. El crecimiento de la tasa de ocupación fue más que proporcional al factor que describe esa tendencia de despidos.

Por el lado del modelo *insider-outsider*, la disminución de los costos laborales y la implementación del subsidio al desempleo, recrearon un ambiente, donde se percibe una disminución de los salarios por parte de los empleadores. De esta manera se garantiza en beneficio de las empresas, la disminución del poder de negociación de los *insiders* a la vez que los hace menos costosos de reemplazar con los *outsiders* que ofrecen características similares y además menores costos frente a niveles de productividad similares derivados de su experiencia dentro del sector y la necesidad de estabilizar sus ingresos futuros. Adicional a lo ya mencionado se tiene que el grupo de los *entrantes* ofrece ventajas en el mismo sentido que los *outsiders* aunque sin la experiencia de estos en el sector, pero con mayores niveles esperados de productividad por la mejor relación que estos ofrecen entre capital y trabajo, con lo que las empresas siguen percibiendo mejoras en los costos de empleabilidad y de rotación del personal.

Ahora bien, es necesario discutir sobre las divergencias de los resultados entre el modelo de diferencias en diferencias trabajado por Gavira (2004), Nuñez (2005) y López (2007) y los basados en el *Matching* score, no desde un punto de vista de los resultados concretos en el presente ejercicio sino desde el punto de vista de la calidad y cantidad de información que éstos métodos usan: Lo primero es señalar la cantidad de información que contienen cada uno de los estimadores obtenidos por estos dos enfoques genéricos: Así, mientras el

modelo de Diferencias en Diferencias permite aislar los efectos del ciclo económico y otros impactos exógenos, este "asilamiento" se hace sobre un sujeto promedio, es decir, el método descarta los efectos que las características idiosincráticas de los sujetos pueden tener sobre la empleabilidad, la formalidad y el subempleo, condiciones que se distribuyen de forma no homogénea entre los diferentes tipos de sujetos, por ende este proceso no resulta ser idóneo para el análisis del efecto de la política pública discutida:

Así, por ejemplo si un conjunto de sujetos caracterizados por un nivel de educación alto mejoran en sus condiciones con la política, y los de baja educación empeoran, el efecto del sujeto promedio puede compensar la pérdida de unos con la ganancia de otros mostrando un efecto nulo de la política sobre este sujeto medio. Ello es así porque los sujetos de los grupos de control y tratamiento pesan igual. Por el contrario los métodos de *Propensity Score Matching*, que son usados en el trabajo, tienen en cuenta las características individuales de los sujetos y el grado que mejora o el empeoramiento que cada cohorte de sujetos tipificados por un nivel de educación alto o bajo pueda tener. Así, por ejemplo si los sujetos con altos niveles de escolaridad mejoran por ejemplo en un 50% su empleabilidad y los de bajos niveles de educación empeoran en un 10% su empleabilidad, el indicador final dependerá del número de la proporción de sujetos con alta educación y baja educación en las muestras, de esa forma el valor estimado es más una media ponderada con valores esperados distintos en cada cohorte y no una media simple con valores esperados iguales.

En síntesis, como se ve los modelos de *Propensity Score Matching* contienen más información y evitan el sesgo de igual ponderación de los valores esperados de las variables de interés. Por cual son un mejor indicador cuando de evaluar políticas públicas se trata. De lo anterior se desprende la idoneidad del modelo en contraste con el de diferencias en diferencias. De esta manera los resultados si se adecuan a las necesidades que requiere el análisis desde la perspectiva del tamaño de las empresas y de la preponderancia del sector evaluado.

IX. CONCLUSIONES

La coyuntura económica y el uso de metodologías en otras investigaciones cuya robustez y significancia han sido cuestionadas son el punto de partida de la presente investigación. La creciente tasa de desempleo y las rigideces del mercado laboral desde mediados de los años 90's en contraste con la adaptación de políticas flexibilizadoras en América Latina dan pie a la Ley 789 de 2002 que de forma particular en Colombia reformaron el mercado laboral. El sustento de la flexibilización se encuentra en que a pesar de que no es una política que estimule la demanda de bienes y servicios para aumentar la tasa de ocupación, sí disminuye los costos laborales, reflejándose en una disminución en el salario percibido por el empleador, esto abarató los costos de reemplazo de los *insiders* y hace más fácil el enganche de los *outsiders* y los entrantes.

El proceso de evaluación de esta política de flexibilización se llevó a cabo utilizando el tradicional método no paramétrico del *Propensity Score Matching* (PSM). La metodología *Matching* sirvió para contrastar y mostrar evidencia a favor de los hechos estilizados que sugieren impactos positivos de la flexibilización a partir de los métodos contables (que sólo reflejan correlaciones) descritos en la Sección V de este trabajo. Permitiendo además cuantificar los impactos de la reforma sobre tres dimensiones del empleo: la empleabilidad, la formalización y el subempleo.

Se mostró, la ventaja de la metodología PSM con respecto a la metodología DID al usar la PSM los controles que se asemejen más a las características del grupo de tratados, en otras palabras, al comparar la situación real del grupo tratado con la situación contrafactual de ellos mismos en el caso hipotético de que no hubieran recibido el beneficio del programa, en este caso, la flexibilización del mercado laboral. Como se mostró los PSM son más robustos desde el punto de vista de la información que contienen y permitieron mostrar mayor eficiencia y estabilidad en las estimaciones.

Ahora bien respecto a la cuantificación de los impactos, dentro de los principales hallazgos de la investigación están el hecho de que para los

individuos que pertenecen al sector terciario y a empresas medianas y grandes las dimensiones de la calidad del trabajo evaluadas resultaron ser positivas. En particular, la empleabilidad mejoró para estos sujetos en alrededor de un 7%, por otro lado, propensión a la formalidad mejoró en un sorprendente 44% y la percepción del subempleo descendió en aproximadamente en un 6,8%. Lo anterior contrasta con los hallazgos de Narvaez (2010) quien halla mediante un análisis de elasticidades empleo-salario y empleo-producto que el efecto de la ley sobre el sector manufacturero para el corto plazo es negativo sobre la empleabilidad y a largo plazo la ley no tiene efectos sobre la demanda laboral manufacturera.

Estos resultados que implican un impacto positivo de la reforma, son contruidos con metodologías más robustas desde el punto de vista estadístico, y contrastan con algunos trabajos que se basan en la tradicional evaluación de diferencias en diferencias. Así pues, una implicación relevante de los hallazgos de este trabajo es que los efectos de la política no se distribuyen de manera uniforme entre los diferentes tipos de sujetos que se bosquejan a partir de sus características particulares: nivel de educación por ejemplo. Pues de no ser así, los métodos DID darían los mismos resultados de los PSM.

Desde el punto de vista de política es claro entonces que deben de considerarse tales efectos diferenciales sobre la empleabilidad, la formalización y el subempleo, pues una política estándar que parte de la idea de efectos uniformes en la población trabajadora induce un sesgo a favor de unos grupos y en contra de otros, como el ejemplo de los distintos niveles de educación en los individuos. Y por el otro lado, puede relativizar la eficiencia de la misma en términos de los logros propuestos por tal política (mayor formalidad mayor empleabilidad y menor subempleo). Habría pues que diseñar algún tipo de política que se dirija hacia la contemplación de los diversos sectores y los tamaños de las empresas que se suponen percibirá el efecto, lo anterior se debe realizar de forma coherente (focalizada) en cuanto a los efectos de la misma sobre la necesidad de disminuir las incertidumbres que se desprenden del ámbito laboral mediante los aspectos contractuales sumado a la correcta distribución entre los individuos.

Finalmente, es relevante anotar al margen de los resultados econométricos particulares de este ejercicio una observación adicional: La revisión del estado del arte sugiere que los impactos de la reforma son diferenciales no solo sobre los sujetos con características distintas, sino que también sobre los que se podrían describir como similares desde la perspectiva que se ofrece en torno a las dimensiones ya abordadas, en particular, sobre el sector de la economía que se considere. Los trabajos sugieren grosso modo que los efectos de la reforma sobre el sector manufacturero han sido nulos escasos mientras que sobre el sector terciario han sido positivos. Se sugiere entonces para futuras investigaciones considerar esta arista que surge de la revisión del estado del arte y de los hallazgos propios de este trabajo.

X. REFERENCIAS

AEDO, Cristian (2005) Evaluación de impacto. Serie Manuales No 47. CEPAL. Chile.

ABDALA, Ernesto (2004) Manual para evaluación de impacto en programas de formación para Jóvenes. CINTERFOR/OIT, 2004

BARRERA F. y Cárdenas M. (2003). "Análisis del Impacto de la Reforma Laboral sobre la Demanda de Trabajo", Coyuntura Social, N° 28, Bogotá, junio.

BECKER S, y Ichino, A (2000). "Estimation of average treatment effects based on propensity scores". The Stata Journal. Vol.2, No 4.

CAMERON A. Colin y Trivedi, Pravin K. (2005). "Microeconometrics: Methods and Applications", Cambridge University Press.

CANSINO y Braza (2008). "Cálculo del estimador de diferencias en diferencias aplicado a la evaluación de programas públicos de formación: métodos alternativos para su obtención a partir de datos simulados". Universidad de Sevilla.

CASTAÑO, López y Rhenals (2004) Reforma laboral de 2002 y sus impactos: in medio statvirtus. CIDE. Univeridad de Antioquia.

Contraloría General de la República (2004)

ECHEVERRY, Juan C.; Escobar, Andrés; Merchán, Cesar; Piraquive, Gabriel y Santamaría, Mauricio (2001): "Elementos para una Reforma Laboral en Colombia". *Archivos de Macroeconomía* No.156, Departamento Nacional de Planeación, Bogotá, D.C.

ECHEVERRY, Juan C. Y Santamaria Mauricio (2004). "[The Political Economy Of Labor Reform In Colombia](#)," [Documentos CEDE](#) 003618, Universidad de los Andes, Bogotá.\\

FARNÉ, Stéfano (2004). "Seguimiento a la Ley 789, de Reforma Laboral: Año 2003", Cuadernos de Trabajo, N° 5, Universidad Externado de Colombia, Bogotá, junio.

FARNÉ, Stéfano y Nupía, Oscar (1999): "Costos Laborales, Productividad, Competitividad y Empleo - Capítulo V". En: *Empleo, un desafío para Colombia*. Oficina Internacional del Trabajo. Oficina de Área y Equipo Técnico Multidisciplinario para los Países Andinos. Lima, OIT.

FARNÉ S. (2002), "Políticas de Mercado de Trabajo en un país en crisis. El caso de Colombia. Parte I y II: La Administración Pastrana", Cuadernos de Trabajo No. 4, Universidad Externado de Colombia, Noviembre 2002

FERREIRO, J; E. Bea; M. Gómez y M.A. Intaxausti (2004) "Teoría Insider-Outsider y Temporalidad en el Mercado de Trabajo Español". Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, vol. 51 pp. 31-53.

GAVIRIA, Alejandro (2004). "Ley 789 de 2002: ¿Funcionó o no?", Documentos CEDE, N° 45, CEDE, Universidad de los Andes, Bogotá.

HAMERMESH, Daniel (1986): "The Demand for Labor in the Long Run". En Orley Ashenfelter y Richard Layard (editors) *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, North-Holland.

HAMERMESH, Daniel S & Biddle, Jeff E, 1993. "Beauty and the Labor Market," American Economic Review, American Economic Association, vol. 84(5), pages 1174-94, December.

HORTON, S.; Kanbur, R., y Mazmudar, D. (1994): "Labour Markets in an Era of Adjustment: An Overview". In: *Labour Markets in an Era of Adjustment*. Vol. 1 – Issues Papers- Ed. by Horton, S.; Kanbur, R., and Mazumdar, D. The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. Washington: 1-60.

ISAZA Castro, Jairo Guillermo (2003): "Flexibilización Laboral: un estudio sobre sus efectos en la pobreza y la distribución del ingreso para el caso colombiano". En: Colombia Equidad & Desarrollo ISSN: 1692-7311 ed: Publicaciones Universidad De La Salle v.1 fasc.1 p.9 - 40 ,2003

LINDBECK, A. (1994) "Paro y Macroeconomía", Alianza Editorial, Madrid

LINDBECK, A. y Snower, D. (1988) The Insider Outsider Theory of Employment and Unemployment, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts

LEY 789 DE 2002.

LÓPEZ M., Silvio F. (2007). “Éxitos y Fracasos de la Ley 789 en el Área Metropolitana de Cali y Yumbo: Un Evaluación Teórica y Empírica”, Trabajo de Grado, Universidad del Valle, abril.

MEYER, B., (1995). “Natural and Quasi-Natural Experiments in Economics,” Journal of Business and Economic Statistics, v. 13: 151-162.

NARVÁEZ R., Álvaro Fenando “Efectos de la Ley 789 De 2002 Sobre La Demanda Laboral Manufacturera Colombiana. 2001-2006” Universidad Del Valle. Facultad De Ciencias Sociales y Económicas. Junio de 2010.

NUÑEZ, Jairo (2005). “Éxitos y Fracasos de la Reforma Laboral en Colombia”, Documentos CEDE, N° 43, CEDE, Universidad de los Andes, julio.

NÚÑEZ, Jairo y Bonilla, Juan D. (2000): “¿Quiénes se perjudican con el salario mínimo en Colombia?”. En: *Coyuntura Social* No.24. Bogotá, D.C., Fedesarrollo: 87-110p. Disponible en:

NÚÑEZ, Jairo y Sánchez, Fabio (2000): *Efectos sobre el mercado laboral del proyecto de ley de flexibilización laboral*. CEDE-Universidad de Los Andes (marzo).

OCAMPO, José A.; Sánchez, Fabio y Tovar, Camilo E. (2000): “Mercado Laboral y Distribución del Ingreso en Colombia”. *Revista de La CEPAL* No. 72 (diciembre). CEPAL, Santiago de Chile: 53-78p.

OBSERVATORIO del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social (2001), “Búsqueda de menores costos, calidad del empleo e informalidad”, Universidad Externado de Colombia, Septiembre.

OBSERVATORIO del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social (2004). “Ley 789. Reforma Laboral Colombiana”, Boletín del Observatorio del Mercado de Trabajo y la Seguridad Social, N° 6, Universidad Externado de Colombia, Bogotá, Diciembre.

Proyecto de ley “por medio de la cual se dictan normas para reactivar la actividad económica y la generación de ingresos” presentado por los congresistas Zulema Jattin, Luis Felipe Villegas y Armando Amaya.

Proyecto de ley “por medio de la cual se dictan normas para adaptar y modernizar el mercado laboral” presentado los senadores Gustavo Guerra y Jimmy Chamorro.

ORTIZ, CARLOS y URIBE, JOSÉ I. (2005), Informe Final de la Investigación: “Características y Determinantes de la Informalidad en el Mercado Laboral Colombiano en la Década de los Noventa”. Universidad Del Valle departamento de Economía. Cali, Abril De 2005

_____ (2004_a). “Una propuesta de Conceptualización y Medición del Sector Informal”. Documentos de Trabajo. N° 76. CIDSE, Universidad del Valle.

_____ (2004b). ¿Qué Tan Segmentado Era el Mercado Laboral Colombiano en la Década De los Noventa?. Universidad del Valle, Facultad de Ciencias Sociales y Económicas. Documento de Trabajo No. 78. Diciembre de 2004.

RAVALLION, M., (1999). “The Mystery of the vanishing benefits: Ms Speedy analyst’s introduction to evaluation”, World Bank.

ROSENBAUM, P.R and D.B. RUBIN, (1983). “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, Biometrika, 70: 41-55.

SANTACRUZ, José Alfonso (2005). “El Mercado de Búsqueda y Oportunidades de Empleo en el Departamento del Valle del Cauca, según los Datos del Centro de Servicio Público de Empleo del Sena durante el 2004”, Sena-Regional Valle, junio.

SANTAMARÍA, Mauricio y Rojas, Norberto (2001): "Elementos para Mejorar la Adaptabilidad del Mercado Laboral Colombiano". *Archivos de Economía*. Departamento Nacional de Planeación, Bogotá, D.C.

VAN DER HOEVEN, Rolph (2000): "Labor Markets and Income Inequality – What are the New Insights after the Washington Consensus?" *Working Papers* No.209.UNU World Institute for Development Economics Research (UNU/WIDER), Helsinki, Finlandia.

XI. ANEXOS

Anexo 1. Identificación del número de bloques optimo.

Step 1: Identification of the optimal number of blocks

Use option detail if you want more detailed output

Distribution of treated and controls across blocks

Blocks of |

the pscore |

for |

treatment | ddt3

ddt3 | 0 1 | Total

-----+-----+-----

1 | 53,074 5,260 | 58,334

2 | 8,199 2,829 | 11,028

-----+-----+-----

Total | 61,273 8,089 | 69,362

Test that the mean propensity score is not different for treated and controls

Test in block 1

Observations in block 1

obs: 148452, control: 53074, treated: 5260

Test for block 1

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	53074	.0759883	.0001726	.0397703	.07565	.0763267
1	5260	.1186061	.0006562	.047593	.1173196	.1198925
-----+-----						
combined	58334	.0798312	.0001753	.0423352	.0794876	.0801747
-----+-----						
diff		-.0426177	.000586		-.0437663	-.0414692

diff = mean(0) - mean(1)				t = -72.7288		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 58332			

Ha: diff < 0	Ha: diff != 0	Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.0000	Pr(T > t) = 0.0000	Pr(T > t) = 1.0000

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 1
Split the block 1 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |
the pscore |
for |

treatment		ddt3		
ddt3	0	1	Total	
-----+-----+-----				
1	53,074	5,260	58,334	
3	8,199	2,829	11,028	
-----+-----+-----				
Total	61,273	8,089	69,362	

Test in block 1

Observations in block 1

obs: 117016, control: 42262, treated: 1728

Test for block 1

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	42262	.0580262	.0000868	.0178416	.0578561	.0581963
1	1728	.054427	.0002923	.0121519	.0538536	.0550003
-----+-----						
combined	43990	.0578848	.0000842	.0176665	.0577197	.0580499
-----+-----						
diff		.0035993	.0004333		.0027501	.0044484
-----+-----						
diff = mean(0) - mean(1)				t = 8.3075		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 43988			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 1.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 1
Split the block 1 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |
the pscore |
for |

treatment		ddt3		
ddt3		0	1	Total
-----+-----+-----				
1	42,262	1,728	43,990	
3	10,812	3,532	14,344	
4	8,199	2,829	11,028	
-----+-----+-----				
Total	61,273	8,089	69,362	

Test in block 1

Observations in block 1

obs: 50494, control: 19422, treated: 806

Test for block 1

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	19422	.041626	.0000526	.0073293	.041523	.0417291
1	806	.0431312	.0002206	.0062631	.0426982	.0435643
-----+-----						
combined	20228	.041686	.0000513	.0072956	.0415855	.0417866
-----+-----						
diff		-.0015052	.000262		-.0020188	-.0009916

diff = mean(0) - mean(1)				t = -5.7440		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 20226			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 1.0000		

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 1

Split the block 1 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |

the pscore |

for |

treatment | ddt3

ddt3	0	1	Total
-----+-----+-----			
1	19,422	806	20,228
3	22,840	922	23,762
4	10,812	3,532	14,344
5	8,199	2,829	11,028
-----+-----+-----			
Total	61,273	8,089	69,362

Test in block 1

Observations in block 1

obs: 6687, control: 1949, treated: 48

Test for block 1

Two-sample t test with equal variances

```

-----
Group |  Obs    Mean  Std. Err.  Std. Dev.  [95% Conf. Interval]
-----+-----
    0 |  1949  .0234321      0      0  .0234321  .0234321
    1 |   48  .0234321      0      0  .0234321  .0234321
-----+-----
combined | 1997  .0234321      0      0  .0234321  .0234321
-----+-----
diff |      0      0      0      0
-----+-----

diff = mean(0) - mean(1)                t = .
Ho: diff = 0                degrees of freedom = 1995

Ha: diff < 0                Ha: diff != 0                Ha: diff > 0
Pr(T < t) = .                Pr(|T| > |t|) = .                Pr(T > t) = .

```

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 1

Test in block 2

Observations in block 2

obs: 43807, control: 17473, treated: 758

Test for block 2

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	17473	.0436555	.0000327	.0043205	.0435914	.0437195
1	758	.0443787	.0001432	.0039433	.0440975	.0446598
-----+-----						
combined	18231	.0436855	.0000319	.0043078	.043623	.0437481
-----+-----						
diff		-.0007232	.0001597		-.0010363	-.0004101
-----+-----						
diff = mean(0) - mean(1)				t = -4.5275		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 18229			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 1.0000		

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 2
Split the block 2 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |

the pscore |

for |

treatment | ddt3

ddt3	0	1	Total
-----+-----+-----			
1	1,949	48	1,997
2	17,473	758	18,231
4	22,840	922	23,762
5	10,812	3,532	14,344
6	8,199	2,829	11,028
-----+-----+-----			
Total	61,273	8,089	69,362

Test in block 2

Observations in block 2

obs: 6930, control: 2513, treated: 80

Test for block 2

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	2513	.0353505	.0000267	.0013409	.035298	.0354029
1	80	.0354304	.0001429	.0012779	.035146	.0357148
-----+-----						
combined	2593	.0353529	.0000263	.0013389	.0353014	.0354045
-----+-----						
diff		-.0000799	.0001521		-.0003781	.0002183

diff = mean(0) - mean(1)				t = -0.5255		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 2591			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.2996		Pr(T > t) = 0.5993		Pr(T > t) = 0.7004		

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 2

Test in block 3

Observations in block 3

obs: 36877, control: 14960, treated: 678

Test for block 3

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	14960	.0450505	.0000231	.0028226	.0450053	.0450958
1	678	.0454345	.0000988	.0025725	.0452405	.0456285
-----+-----						
combined	15638	.0450672	.0000225	.0028132	.0450231	.0451113
-----+-----						
diff		-.000384	.0001104		-.0006004	-.0001675
-----+-----						
diff = mean(0) - mean(1)				t = -3.4773		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 15636			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0003		Pr(T > t) = 0.0005		Pr(T > t) = 0.9997		

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 3

Split the block 3 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |

the pscore |

for |

treatment |

ddt3

ddt3	0	1	Total
-----+-----+-----			
1	1,949	48	1,997
2	2,513	80	2,593
3	14,960	678	15,638
5	22,840	922	23,762
6	10,812	3,532	14,344
7	8,199	2,829	11,028
-----+-----+-----			
Total	61,273	8,089	69,362

Test in block 3

Observations in block 3

obs: 11642, control: 4200, treated: 147

Test for block 3

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	4200	.0407753	.0000266	.0017217	.0407232	.0408274
1	147	.0407935	.0001428	.0017311	.0405113	.0410757
-----+-----						
combined	4347	.0407759	.0000261	.0017218	.0407247	.0408271
-----+-----						
diff		-.0000182	.0001445		-.0003015	.0002651

diff = mean(0) - mean(1)				t = -0.1259		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 4345			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.4499		Pr(T > t) = 0.8998		Pr(T > t) = 0.5501		

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 3

Test in block 4

Observations in block 4

obs: 25235, control: 10760, treated: 531

Test for block 4

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	10760	.0467193	0	0	.0467193	.0467193
1	531	.0467193	0	0	.0467193	.0467193
-----+-----						
combined	11291	.0467193	0	0	.0467193	.0467193
-----+-----						
diff	0	0		0	0	
-----+-----						
diff = mean(0) - mean(1)				t = .		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 11289			
-----+-----						
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = .		Pr(T > t) = .		Pr(T > t) = .		

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 4

Test in block 5

Observations in block 5

obs: 66522, control: 22840, treated: 922

Test for block 5

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	22840	.0719721	.0000725	.0109599	.07183	.0721143
1	922	.0643015	.0001902	.0057738	.0639284	.0646747
-----+-----						
combined	23762	.0716745	.0000708	.0109062	.0715358	.0718132
-----+-----						
diff		.0076706	.000363		.0069591	.008382
-----+-----						
diff = mean(0) - mean(1)				t = 21.1331		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 23760			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 1.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 5
Split the block 5 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |
the pscore |
for |

treatment		ddt3	
ddt3	0	1	Total
-----+-----+-----			
1	1,949	48	1,997
2	2,513	80	2,593
3	4,200	147	4,347
4	10,760	531	11,291
5	22,840	922	23,762
7	10,812	3,532	14,344
8	8,199	2,829	11,028
-----+-----+-----			
Total	61,273	8,089	69,362

Test in block 5

Observations in block 5

obs: 43917, control: 12884, treated: 922

Test for block 5

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	12884	.0631973	.0000509	.0057799	.0630974	.0632971
1	922	.0643015	.0001902	.0057738	.0639284	.0646747
-----+-----						
combined	13806	.063271	.0000492	.0057858	.0631745	.0633675
-----+-----						
diff		-.0011043	.000197		-.0014905	-.0007181

diff = mean(0) - mean(1)				t = -5.6047		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 13804			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 1.0000		

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 5
Split the block 5 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |
the pscore |
for |

treatment		ddt3	
ddt3	0	1	Total
-----+-----+-----			
1	1,949	48	1,997
2	2,513	80	2,593
3	4,200	147	4,347
4	10,760	531	11,291
5	12,884	922	13,806
7	9,956	0	9,956
8	10,812	3,532	14,344
9	8,199	2,829	11,028
-----+-----+-----			
Total	61,273	8,089	69,362

Test in block 5

Observations in block 5

obs: 23030, control: 6319, treated: 366

Test for block 5

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	6319	.057983	.0000318	.0025271	.0579207	.0580453
1	366	.0580006	.0001266	.0024213	.0577517	.0582495
-----+-----						
combined	6685	.057984	.0000308	.0025213	.0579235	.0580444
-----+-----						
diff		-.0000176	.0001356		-.0002833	.0002481

diff = mean(0) - mean(1)				t = -0.1298		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 6683			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.4483		Pr(T > t) = 0.8967		Pr(T > t) = 0.5517		

The mean propensity score is not different for treated and controls in block 5

Test in block 6

Observations in block 6

obs: 20887, control: 6565, treated: 556

Test for block 6

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	6565	.0682161	.000035	.0028379	.0681474	.0682848
1	556	.0684493	.0001203	.0028372	.0682129	.0686856
-----+-----						
combined	7121	.0682343	.0000336	.0028383	.0681684	.0683002
-----+-----						
diff		-.0002332	.0001253		-.0004789	.0000125

diff = mean(0) - mean(1)				t = -1.8602		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 7119			

$H_a: \text{diff} < 0$	$H_a: \text{diff} \neq 0$	$H_a: \text{diff} > 0$
$\Pr(T < t) = 0.0314$	$\Pr(T > t) = 0.0629$	$\Pr(T > t) = 0.9686$

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 6

Test in block 7

Observations in block 7

obs: 22605, control: 9956, treated: 0

Block 7 does not have treated

Move to next block

Test in block 8

Observations in block 8

obs: 31436, control: 10812, treated: 3532

Test for block 8

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	10812	.1461986	.0001745	.0181431	.1458566	.1465407
1	3532	.1500051	.0002912	.0173043	.1494342	.150576
-----+-----						
combined	14344	.1471359	.0001504	.0180144	.1468411	.1474308
-----+-----						
diff		-.0038065	.0003477		-.004488	-.003125

diff = mean(0) - mean(1)				t = -10.9477		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 14342			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0000		Pr(T > t) = 0.0000		Pr(T > t) = 1.0000		

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 8
Split the block 8 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |

the pscore |

for |

treatment | ddt3

ddt3 | 0 1 | Total

-----+-----+-----

1 | 1,949 48 | 1,997

2 | 2,513 80 | 2,593

3 | 4,200 147 | 4,347

4 | 10,760 531 | 11,291

5 | 6,319 366 | 6,685

6 | 6,565 556 | 7,121

7 | 9,956 0 | 9,956

8 | 10,812 3,532 | 14,344

10 | 8,199 2,829 | 11,028

-----+-----+-----

Total | 61,273 8,089 | 69,362

Test in block 8

Observations in block 8

obs: 16996, control: 4850, treated: 1240

Test for block 8

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	4850	.1289288	.0001646	.0114604	.1286062	.1292514
1	1240	.1300384	.0003223	.0113497	.129406	.1306707
-----+-----						
combined	6090	.1291547	.0001467	.0114457	.1288672	.1294422
-----+-----						
diff		-.0011096	.000364		-.0018231	-.000396

diff = mean(0) - mean(1)				t = -3.0484		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 6088			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0012		Pr(T > t) = 0.0023		Pr(T > t) = 0.9988		

The mean propensity score is different for

treated and controls in block 8

Split the block 8 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |
the pscore |
for |

treatment | ddt3

ddt3 | 0 1 | Total

-----+-----+-----

1	1,949	48	1,997
2	2,513	80	2,593
3	4,200	147	4,347
4	10,760	531	11,291
5	6,319	366	6,685
6	6,565	556	7,121
7	9,956	0	9,956
8	4,850	1,240	6,090
10	5,962	2,292	8,254
11	8,199	2,829	11,028

-----+-----+-----

Total	61,273	8,089	69,362
-------	--------	-------	--------

Test in block 8

Observations in block 8

obs: 5939, control: 1291, treated: 271

Test for block 8

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	1291	.1133944	.000108	.0038814	.1131825	.1136063
1	271	.1131648	.0002432	.0040031	.1126861	.1136436
-----+-----						
combined	1562	.1133546	.0000987	.0039025	.1131609	.1135483
-----+-----						
diff		.0002296	.0002608		-.0002819	.0007411

diff = mean(0) - mean(1)				t = 0.8803		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 1560			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.8106		Pr(T > t) = 0.3788		Pr(T > t) = 0.1894		

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 8

Test in block 9

Observations in block 9

obs: 11057, control: 3559, treated: 969

Test for block 9

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	3559	.1345638	.0001234	.0073629	.1343218	.1348058
1	969	.1347574	.0002455	.0076425	.1342756	.1352392
-----+-----						
combined	4528	.1346052	.0001103	.0074232	.1343889	.1348215
-----+-----						
diff		-.0001936	.000269		-.000721	.0003338

diff = mean(0) - mean(1)				t = -0.7197		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 4526			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.2359		Pr(T > t) = 0.4717		Pr(T > t) = 0.7641		

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 9

Test in block 10

Observations in block 10

obs: 14440, control: 5962, treated: 2292

Test for block 10

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	5962	.1602474	.0000917	.0070779	.1600677	.1604271
1	2292	.1608074	.0001609	.0077024	.1604919	.1611229
combined	8254	.1604029	.0000799	.0072605	.1602462	.1605595
diff		-.00056	.0001783		-.0009096	-.0002104

diff = mean(0) - mean(1) **t = -3.1398**

Ho: diff = 0 **degrees of freedom = 8252**

Ha: diff < 0	Ha: diff != 0	Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.0008	Pr(T > t) = 0.0017	Pr(T > t) = 0.9992

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 10
Split the block 10 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |
the pscore |
for |

treatment		ddt3	
ddt3	0	1	Total
-----+-----+-----			
1	1,949	48	1,997
2	2,513	80	2,593
3	4,200	147	4,347
4	10,760	531	11,291
5	6,319	366	6,685
6	6,565	556	7,121
7	9,956	0	9,956
8	1,291	271	1,562
9	3,559	969	4,528
10	5,962	2,292	8,254
12	8,199	2,829	11,028

-----+-----+-----

Total | 61,273 8,089 | 69,362

Test in block 10

Observations in block 10

obs: 13961, control: 5737, treated: 2194

Test for block 10

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-------	-----	------	-----------	-----------	----------------------	--

-----+-----

0	5737	.1591251	.0000542	.004106	.1590189	.1592314
---	------	----------	----------	---------	----------	----------

1	2194	.1595042	.0000958	.0044887	.1593163	.1596921
---	------	----------	----------	----------	----------	----------

-----+-----

combined	7931	.15923	.0000474	.0042184	.1591371	.1593229
----------	------	--------	----------	----------	----------	----------

-----+-----

diff		-.000379	.0001058		-.0005865	-.0001716
------	--	----------	----------	--	-----------	-----------

diff = mean(0) - mean(1)

t = -3.5823

Ho: diff = 0

degrees of freedom = 7929

Ha: diff < 0	Ha: diff != 0	Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.0002	Pr(T > t) = 0.0003	Pr(T > t) = 0.9998

The mean propensity score is different for
treated and controls in block 10
Split the block 10 and retest

Check that blocks have shifted

Blocks of |
the pscore |
for |

treatment		ddt3	
ddt3	0	1	Total
-----+-----+-----			
1	1,949	48	1,997
2	2,513	80	2,593
3	4,200	147	4,347
4	10,760	531	11,291
5	6,319	366	6,685
6	6,565	556	7,121
7	9,956	0	9,956
8	1,291	271	1,562

9	3,559	969	4,528
10	5,737	2,194	7,931
12	225	98	323
13	8,199	2,829	11,028
-----+-----+-----			
Total	61,273	8,089	69,362

Test in block 10

Observations in block 10

obs: 12158, control: 4992, treated: 1841

Test for block 10

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	4992	.1575391	0	0	.1575391	.1575391
1	1841	.1575391	0	0	.1575391	.1575391
combined	6833	.1575391	0	0	.1575391	.1575391

1	353	.1697528	0	0	.1697528	.1697528
-----+-----						
combined	1098	.1697528	0	0	.1697528	.1697528
-----+-----						
diff	0	0	0	0		

diff = mean(0) - mean(1)		t = .				
Ho: diff = 0		degrees of freedom = 1096				
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = .		Pr(T > t) = .		Pr(T > t) = .		

Test in block 12

obs: 479, control: 225, treated: 98

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	225	.1888623	.0004556	.0068343	.1879644	.1897601
1	98	.1899827	.0006947	.0068773	.1886039	.1913615
-----+-----						
combined	323	.1892022	.0003815	.0068561	.1884517	.1899527
-----+-----						
diff		-.0011204	.0008287		-.0027509	.00051

diff = mean(0) - mean(1)				t = -1.3520		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 321			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0887		Pr(T > t) = 0.1773		Pr(T > t) = 0.9113		

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 12

Test in block 13

Observations in block 13

obs: 23971, control: 8199, treated: 2829

Test for block 13

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	8199	.3110759	.0001146	.0103764	.3108512	.3113005
1	2829	.3116357	.0002014	.0107114	.3112408	.3120306
-----+-----						
combined	11028	.3112195	.0000997	.0104657	.3110241	.3114148
-----+-----						
diff		-.0005598	.0002282		-.001007	-.0001126
-----+-----						
diff = mean(0) - mean(1)				t = -2.4537		
Ho: diff = 0			degrees of freedom = 11026			
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		
Pr(T < t) = 0.0071		Pr(T > t) = 0.0142		Pr(T > t) = 0.9929		

The mean propensity score is not different for
treated and controls in block 13

Test in block 14

Observations in block 14

obs: 0, control: 0, treated: 0

Block 14 does not have observations

Move to next block

Test in block 15

Observations in block 15

obs: 0, control: 0, treated: 0

Block 15 does not have observations

Move to next block

Test in block 16

Observations in block 16

obs: 0, control: 0, treated: 0

Block 16 does not have observations

Move to next block

The final number of blocks is 13

**This number of blocks ensures that the mean propensity score
is not different for treated and controls in each blocks**

Anexo 2. Prueba de la Condición de Balanceo

Step 2: Test of balancing property of the propensity score

Use option detail if you want more detailed output

Testing the balancing property in block 1

obs: 6687, control: 1949, treated: 48

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 1

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]
0	1949	0	0	0	0
1	48	0	0	0	0
combined	1997	0	0	0	0
diff		0		0	0

diff = mean(0) - mean(1) **t =** .

Ho: diff = 0 **degrees of freedom =** 1995

Ha: diff < 0	Ha: diff != 0	Ha: diff > 0
Pr(T < t) = .	Pr(T > t) = .	Pr(T > t) = .

Variable anoseduc is balanced in block 1

Testing the balancing property in block 2

obs: 6930, control: 2513, treated: 80

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 2

Two-sample t test with equal variances

```
-----+-----
Group |  Obs   Mean  Std. Err.  Std. Dev.  [95% Conf. Interval]
-----+-----
      0 | 2513  4.735376  .0089974  .4510361  4.717733  4.753019
      1 |   80  4.7625   .0478782  .428236  4.667201  4.857799
-----+-----
combined | 2593  4.736213  .0088429  .4502955  4.718873  4.753553
-----+-----
diff |      -.027124  .0511467      -.1274166  .0731686
-----+-----

diff = mean(0) - mean(1)                t = -0.5303
Ho: diff = 0                            degrees of freedom = 2591

Ha: diff < 0          Ha: diff != 0          Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.2980    Pr(|T| > |t|) = 0.5959    Pr(T > t) = 0.7020
```

Variable anoseduc is balanced in block 2

Testing the balancing property in block 3

obs: 11642, control: 4200, treated: 147

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 3

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-------	-----	------	-----------	-----------	----------------------	--

-----+-----

0	4200	6.39619	.007548	.4891631	6.381392	6.410988
---	------	---------	---------	----------	----------	----------

1	147	6.401361	.0405671	.4918495	6.321186	6.481535
---	-----	----------	----------	----------	----------	----------

-----+-----

combined	4347	6.396365	.0074198	.4891982	6.381819	6.410912
----------	------	----------	----------	----------	----------	----------

-----+-----

diff		-.0051701	.0410531		-.085655	.0753149
------	--	-----------	----------	--	----------	----------

diff = mean(0) - mean(1)

t = -0.1259

Ho: diff = 0

degrees of freedom = 4345

Ha: diff < 0

Ha: diff != 0

Ha: diff > 0

Pr(T < t) = 0.4499

Pr(|T| > |t|) = 0.8998

Pr(T > t) = 0.5501

Variable anoseduc is balanced in block 3

Testing the balancing property in block 4

obs: 25235, control: 10760, treated: 531

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 4

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
0	10760	8	0	0	8	8
1	531	8	0	0	8	8
combined	11291	8	0	0	8	8
diff	0	0		0	0	

diff = mean(0) - mean(1) t = .

Ho: diff = 0 **degrees of freedom = 11289**

Ha: diff < 0 Ha: diff != 0 Ha: diff > 0
 Pr(T < t) = Pr(|T| > |t|) = Pr(T > t) = .

Variable anoseduc is balanced in block 4

Testing the balancing property in block 5

obs: 23030, control: 6319, treated: 366

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 5

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	6319	10.54186	.0065803	.523079	10.52896	10.55476
1	366	10.54645	.026058	.4985194	10.49521	10.59769
-----+-----						
combined	6685	10.54211	.0063811	.5217295	10.5296	10.55462
-----+-----						
diff		-.0045902	.0280519		-.059581	.0504006

```
-----
diff = mean(0) - mean(1)                t = -0.1636
Ho: diff = 0                            degrees of freedom = 6683
```

```
Ha: diff < 0      Ha: diff != 0      Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.4350  Pr(|T| > |t|) = 0.8700  Pr(T > t) = 0.5650
```

Variable anoseduc is balanced in block 5

```
*****
```

Testing the balancing property in block 6

```
*****
```

obs: 20887, control: 6565, treated: 556

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 6

Two-sample t test with equal variances

```
-----
Group |  Obs   Mean  Std. Err.  Std. Dev.  [95% Conf. Interval]
-----+-----
0 |  6565  12.48591  .006169   .4998395   12.47382   12.498
1 |   556  12.52698  .0211929  .4997212   12.48535   12.56861
-----+-----
```

combined | 7121 12.48912 .0059242 .4999166 12.4775 12.50073

-----+-----

diff | -.0410683 .0220769 -.0843456 .002209

diff = mean(0) - mean(1) t = -1.8602

Ho: diff = 0 degrees of freedom = 7119

Ha: diff < 0

Ha: diff != 0

Ha: diff > 0

Pr(T < t) = 0.0314

Pr(|T| > |t|) = 0.0629

Pr(T > t) = 0.9686

Variable anoseduc is balanced in block 6

Testing the balancing property in block 7

obs: 22605, control: 9956, treated: 0

Block 7 does not have treated

Move to next block

Testing the balancing property in block 8

obs: 5939, control: 1291, treated: 271

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 8

Two-sample t test with equal variances

```
-----+-----
Group |  Obs   Mean  Std. Err.  Std. Dev.  [95% Conf. Interval]
-----+-----
    0 | 1291 18.73819 .0122401  .4397915  18.71417  18.7622
    1 |  271 18.71218 .0275534  .4535858  18.65793  18.76642
-----+-----
combined | 1562 18.73367 .0111881  .4421779  18.71173  18.75562
-----+-----
diff |      .0260103 .0295475      -.0319467 .0839674
-----+-----

diff = mean(0) - mean(1)                                t =  0.8803
Ho: diff = 0                                           degrees of freedom =  1560

Ha: diff < 0      Ha: diff != 0      Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.8106  Pr(|T| > |t|) = 0.3788  Pr(T > t) = 0.1894
```

Variable anoseduc is balanced in block 8

Testing the balancing property in block 9

obs: 11057, control: 3559, treated: 969

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 9

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-------	-----	------	-----------	-----------	----------------------	--

-----+-----

0	3559	20.91655	.0118435	.7065531	20.89333	20.93977
---	------	----------	----------	----------	----------	----------

1	969	20.93395	.02354	.7327725	20.88776	20.98015
---	-----	----------	--------	----------	----------	----------

-----+-----

combined	4528	20.92027	.010584	.7121991	20.89952	20.94102
----------	------	----------	---------	----------	----------	----------

-----+-----

diff		-.0174029	.025808		-.0679993	.0331934
------	--	-----------	---------	--	-----------	----------

diff = mean(0) - mean(1)	t = -0.6743
--------------------------	-------------

Ho: diff = 0	degrees of freedom = 4526
--------------	---------------------------

Ha: diff < 0

Ha: diff != 0

Ha: diff > 0

Pr(T < t) = 0.2501

Pr(|T| > |t|) = 0.5001

Pr(T > t) = 0.7499

Variable anoseduc is balanced in block 9

Testing the balancing property in block 10

obs: 12158, control: 4992, treated: 1841

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 10

Two-sample t test with equal variances

-----+-----						
Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
0	4992	23	0	0	23	23
1	1841	23	0	0	23	23
-----+-----						
combined	6833	23	0	0	23	23
-----+-----						
diff	0	0		0	0	
-----+-----						
diff = mean(0) - mean(1)				t = .		
Ho: diff = 0				degrees of freedom = 6831		
-----+-----						
Ha: diff < 0		Ha: diff != 0		Ha: diff > 0		

$\Pr(T < t) = \quad . \quad \Pr(|T| > |t|) = \quad . \quad \Pr(T > t) = \quad .$

Variable anoseduc is balanced in block 10

Testing the balancing property in block 11

obs: 1803, control: 745, treated: 353

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 11

Two-sample t test with equal variances

-----+-----

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-------	-----	------	-----------	-----------	----------------------	--

-----+-----

0	745	24	0	0	24	24
---	-----	----	---	---	----	----

1	353	24	0	0	24	24
---	-----	----	---	---	----	----

-----+-----

combined	1098	24	0	0	24	24
----------	------	----	---	---	----	----

-----+-----

diff		0	0		0	0
------	--	---	---	--	---	---

-----+-----

diff = mean(0) - mean(1) t = .

Ho: diff = 0

degrees of freedom = 1096

Ha: diff < 0

Ha: diff != 0

Ha: diff > 0

Pr(T < t) = . Pr(|T| > |t|) = . Pr(T > t) = .

Variable anoseduc is balanced in block 11

Testing the balancing property in block 12

obs: 479, control: 225, treated: 98

Testing the balancing property for variable anoseduc in block 12

Two-sample t test with equal variances

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
-------	-----	------	-----------	-----------	----------------------	--

-----+-----

0	225	25.44889	.0332327	.4984898	25.3834	25.51438
---	-----	----------	----------	----------	---------	----------

1	98	25.53061	.0506721	.5016279	25.43004	25.63118
---	----	----------	----------	----------	----------	----------

-----+-----

combined	323	25.47368	.0278253	.5000817	25.41894	25.52843
----------	-----	----------	----------	----------	----------	----------

-----+-----


```
-----+-----
combined | 11028  32.87604  .0056307  .591309  32.86501  32.88708
```

```
-----+-----
diff |      -.0288478  .012891      -.0541165  -.0035791
```

```
-----
diff = mean(0) - mean(1)          t = -2.2378
Ho: diff = 0                      degrees of freedom = 11026
```

```
Ha: diff < 0      Ha: diff != 0      Ha: diff > 0
Pr(T < t) = 0.0126  Pr(|T| > |t|) = 0.0253  Pr(T > t) = 0.9874
```

Variable anoseduc is balanced in block 13

Testing the balancing property in block 14

obs: 0, control: 0, treated: 0

Block 14 does not have observations

Move to next block

Testing the balancing property in block 15

obs: 0, control: 0, treated: 0

Block 15 does not have observations

Move to next block

Testing the balancing property in block 16

obs: 0, control: 0, treated: 0

Block 16 does not have observations

Move to next block

The balancing property is satisfied