

Programas de Empleo Temporal, Estabilización del Consumo y Empleabilidad

Temporary Employment Programs, Consumption Smoothing and Employability

Werner L. Hernani-
Limarino* Junio, 2010

Resumen¹

Este documento intenta identificar los efectos del programa de empleo temporal más exhaustivo implementado en Bolivia, el Plan Nacional de Empleo de Emergencia (PLANE), sobre la ingesta calórica per cápita y perspectivas futuras de empleo y salarios. Utilizando métodos de estimación e inferencia que asumen ausencia de factores de confusión, encontramos que el PLANE fue exitoso como un esquema de estabilización de consumo, i.e. incrementa la ingesta calórica per cápita en los hogares donde al menos un miembro ha participado en el programa, pero no tuvo ningún efecto ni en las probabilidades de empleo post-programa ni en los salarios post-programa. Esta evidencia sugiere que, a pesar de que los programas de empleo públicos pueden ser útiles como políticas de protección social en tiempos de recesión, estos ayudan a estabilizar el consumo de los hogares pobres con jefes de hogar no calificados; no son buenas alternativas para mejorar la empleabilidad de las poblaciones vulnerables.

Palabras Clave: Evaluación de impacto, mercado laboral, programas de empleo

* Fundación ARU. Contacto: whl@aru.org.bo

1] Estoy agradecido a Robert Lalonde y Jeffrey Wooldridge por sus sugerencias útiles y comentarios. Este documento es parte del Proyecto de la Red de Investigación Latinoamericana "Protegiendo a los Trabajadores contra el Desempleo en Latinoamérica y El Caribe" (*Protecting Workers against Unemployment in Latin America and the Caribbean*) financiado por el Banco Inter-Americano de Desarrollo (BID). Todas las opiniones expresadas en este documento son propias de los autores y no representan la de ninguna institución a la que pertenezcan.

Abstract

This document attempts to identify the effects of the most comprehensive temporary employment program implemented in Bolivia, the *Plan Nacional de Empleo de Emergencia* (PLANE), on per-capita calorie intake and future prospects of employment and wages. Using methods for estimation and inference that assume unconfoundedness, we find that the PLANE was successful as a consumption smoothing scheme, i.e. it increased per-capita calorie intake in households where at least one member had participated in the program, but did not have any effects neither on post-program probabilities of being employed nor on postprogram wages. This evidence suggests that, although public employment programs might be useful as social protection policies in times of recession, they help smooth consumption of poor households with unskilled breadwinners; they are not good alternatives to improve the employability of vulnerable populations.

Keywords: Impact evaluation, labor market, employment programs

Clasificación/Classification (JEL): C21, J2, J6, H5

1. Introducción

Este documento presenta una evaluación de impacto del programa de empleo temporal más exhaustivo implementado en Bolivia, el Plan Nacional de Empleo de Emergencia (PLANE). El PLANE fue un programa de empleo público creado en 2001 después de que el gobierno declare “Emergencia Nacional por el incremento del desempleo y subempleo” (Decreto Supremo No. 26317). El programa fue diseñado para “mitigarlos impactos negativos de la desaceleración económica sobre el empleo, otorgando oportunidades de empleo de corto plazo a individuos pobres desempleados” (Decreto Supremo No. 26318). Su primera fase, PLANE-I, funcionó por un periodo de 14 meses, desde Octubre de 2001 a Diciembre de 2002, con una inversión total de 32 millones de dólares.

A pesar de la recuperación económica, el programa fue extendido en 2003 (DS No. 26849) y en 2004 (DS No. 27294). Estas expansiones son conocidas como PLANE-II y PLANE-III. El PLANE-II funcionó desde Abril de 2003 a Mayo de 2004 con una inversión total de 27 millones de dólares y una ejecución de 4,283 proyectos. El PLANE-III funcionó desde Mayo de 2004 a Diciembre de 2005 con una inversión total de 18 millones de dólares y una ejecución de 4,832 proyectos. A pesar de que ambas expansiones mantuvieron el objetivo

principal de “promover la recuperación económica para los sectores más pobres del país a través de la generación de empleos temporales”, un nuevo objetivo de “crear condiciones que reduzcan las tensiones sociales y fortalezca la gobernanza” fue añadido.

Es importante notar que los programas de empleo temporales, como el PLANE, fueron el tipo más importante de políticas laborales implementadas en Bolivia durante la presente década. Alentados por resultados positivos y efectos significativos del PLANE en salarios post-programa y perspectivas de empleo post-programa². Programas similares fueron creados como ser PROPAIS, el EDIMO, y el PLANE regional actualmente implementado por el Gobierno Departamental de Tarija.

Por lo tanto, la pregunta de si los programas temporales de empleo han mejorado la empleabilidad futura de los participantes es relevante no sólo por el puro interés académico sino también desde una perspectiva de política. Los programas públicos de empleo pueden ser relevantes en tiempos de recesión, ya que estos pueden ayudar a estabilizar el consumo de los hogares pobres con jefes de hogar no calificados. Sin embargo, en tiempos de recuperación o expansión económica no queda claro si es eficiente elegir tecnologías intensivas de fuerza laboral sobre tecnologías intensivas en capital para construir facilidades públicas. Adicionalmente, no queda claro si los programas temporales de empleo pueden ser considerados como programas de empleo que estabilizan la transición al empleo en el largo plazo.

El resto documento se encuentra organizado como sigue. La sección 2 presenta información detallada sobre el diseño de programa y la implementación. La sección 3 describe los datos utilizados. La sección 4 presenta los métodos utilizados para construir un set potencial de controles y conducir la estimación e inferencia del efecto de tratamiento promedio del PLANE sobre los participantes del programa. La sección 5 presenta el impacto estimado del programa en la ingesta calórica diaria per cápita, ingresos laborales mensuales y

2 Landa(2003) y Rivero(2003) encuentran que el PLANE-I ha incrementado las probabilidades post-programa de ser empleado tanto para mujeres como para hombres; y los salarios post-programa para mujeres. De acuerdo con ambos estudios, el impacto promedio sobre la probabilidad de ser empleado *después* del PLANE fue por lo menos 3.5 puntos porcentuales para hombres y 6.5 puntos porcentuales para mujeres; mientras que el impacto promedio sobre los ingresos laborales futuros estuvo entre 138 y 167 Bs. de 2002. Landa y Lizarraga (2007) también encontraron que el PLANE-III incrementó las probabilidades de estar empleado post-programa tanto para hombres como para mujeres; y los salarios post-programa de los hombres. En este estudio, el efecto promedio en la probabilidad de estar empleado *después* del PLANE fue por lo menos de 39 puntos porcentuales para hombres y 24 puntos porcentuales para mujeres; mientras que el efecto promedio en los ingresos laborales futuros estuvo entre 126 y 154 Bs. de 2003 para hombres.

la probabilidad de estar empleado. Finalmente, la última sección del documento presenta las conclusiones del estudio.

2. Diseño de Programa e Implementación

2.1. Componentes

La primera fase del programa - PLANE-I, fue organizada en cuatro componentes:

1. Programa de Empleo de Servicios (PES), con el objetivo de crear oportunidades de empleo temporales en áreas urbanas y peri-urbanas³ a través de gobiernos municipales y/o instituciones delegadas por la municipalidad.
2. Programa Intensivo de Empleo (PIE), con el objetivo de crear oportunidades de empleo temporales en áreas rurales a través de préstamos a gobiernos departamentales y municipales para actividades de mantenimiento de caminos y otros proyectos intensivos en mano de obra.
3. Programa de Empleo Rural (PER), con el objetivo de crear oportunidades de empleo en áreas rurales a través de mantenimiento preventivo de caminos.
4. Programa de Apoyo a Gobiernos Municipales (PAGM), con el objetivo de crear oportunidades de empleo temporales para profesiones que ayuden en gobiernos municipales y ejecuten proyectos de inversión.

En la segunda fase, PLANE-II, los mismos programas fueron mantenidos con la diferencia que un cuarto programa con el objetivo de crear empleos productivos en alianza con el sector privado fue añadido. (i) Programa de Obras con Empleo (POE), el cual reemplazó el PER y expandió sus actividades a la construcción de rutas turísticas, protección ambiental y prevención de desastres naturales. Esto incluyó también mejoramiento de caminos, reparación de escuelas, canales de agua e infraestructura para el almacenamiento de agua.

La tercera fase, PLANE-III, mantuvo solo dos programas: (i) el POE para áreas rurales, el cual cambió su nombre a Programa de Empleo Rural (PER); y (ii) el PES para áreas urbanas, el cual cambió su nombre a Programa de Empleo Urbano (PEU), e incluyó programas

³ Municipios con más de 20.000 habitantes

como mejoramiento de calles, protección ambiental y rehabilitación de edificios históricos y monumentos.

2.2. Arreglos institucionales

Todas las tres fases del PLANE tuvieron una estructura operacional similar, consistente de:

- **Directorio Único de Fondos (DUF)**, entidad responsable de la coordinación de actividades y asignación de recursos económicos.
- **La Unidad de Coordinación**, dependió directamente del DUF, fue responsable del manejo y promoción del PLANE así también como la externalización y monitoreo de las actividades del programa.
- **La Unidad de Administración**, la cuál fue responsable de la selección de beneficiarios y la administración de los recursos, actividades terciarizadas a diferentes instancias de la comunidad de donantes. La Fase I fue administrada por la cooperación Alemana, la Fase II por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), y la Fase III por la cooperación Belga.
- **Mayoristas**, instituciones microfinancieras responsables de registrar a los aplicantes, contratar beneficiarios selectos, manejar records de desempleo, y realizar los pagos tanto a los contratistas como a los obreros.
- **Evaluadores**, individuos a cargo de evaluar proyectos requeridos por las agencias ejecutoras.
- **Supervisores**, individuos a cargo de monitorear y verificar proyectos, y enviar reportes a la unidad de coordinación.
- **Promotores**, implementado desde el PLANE-II cuya función fue promocionar las ofertas del PLANE a los potenciales ejecutores y beneficiarios.

La Figura 1 ilustra cómo el PLANE fue operado.

2.3. Arreglos Financieros

Todos los proyectos del PLANE fueron financiados por gobiernos municipales y departamentales, con fondos de donantes internacionales a través de donaciones y préstamos. El programa financió principalmente salarios de los participantes y costos administrativos. La

estructura de gastos del PLANE está presentada en la Tabla 1. Note que el gasto más grande del programa fueron los salarios contabilizando entre 86 y 90 por ciento del presupuesto total.

2.4. Cobertura y recibimiento

La Tabla 2 presenta el número de aplicantes en cada fase del PLANE. El PLANE-I registró un total de 86.000 beneficiarios, el PLANE-II un total de 100.000 y el PLANE-III un total de 99.000 (Landa, 2007); haciendo un total de 287.000 beneficiarios, de los cuales 277 mil fueron no profesionales y 10 mil fueron profesionales.

2.5. Elegibilidad y Selección

La selección de beneficiarios del PLANE fue conducido en dos etapas. En una primera etapa los aplicantes que cumplían con los criterios de elegibilidad fueron registrados en las oficinas mayoristas. En una segunda etapa, la unidad de administración selección aleatoriamente a los beneficiarios. En esta etapa el programa aseguró un mínimo de 30 por ciento de mujeres.

El PLANE tuvo un criterio de elegibilidad muy pobre. Ni el ingreso del hogar ni tests de “promedios”/activos fueron utilizados para determinar la elegibilidad. Otros indicadores como salarios/ingresos percibidos en la última ocupación o el número de dependientes tampoco fueron considerados. El único criterio de elegibilidad estuvo basado en la condición actual de empleo y la edad de los potenciales beneficiarios.

- ◆ Estado de empleo. Los aplicantes debían ser desempleados.
- ◆ Edad. Los aplicantes no profesionales debían estar entre 25 y 50 años de edad. Los aplicantes profesionales debían estar entre 30 y 55 años de edad⁴.

La racionalidad para ambos criterios no es clara. Dado el tamaño de la informalidad en Bolivia, es prácticamente imposible verificar el estado en el mercado laboral del individuo, i.e. limitar un programa de empleo a los desempleados excluye a los inactivos o a los empleados en el sector informal. Adicionalmente, como lo veremos posteriormente, hubo al menos algunos beneficiarios que no cumplieron con el criterio de edad.

4 El criterio de edad tuvo como objetivo maximizar la probabilidad que jefes de hogar con hijos en la escuela sean los que se unan al programa.

En la práctica, el objetivo del PLANE fue que las personas desempleadas pobres se auto-seleccionaran en el programa basado en el cronograma de trabajo, salario y duración del contrato.

- **Cronograma de trabajo.** El programa requería que los participantes estuvieran disponibles para trabajar por 35 horas semanales (7 horas por día - cinco días a la semana).
- * **Salario y beneficios** Los participantes no profesionales fueron ofrecidos con una suma de pago de 120 Bs. por semana a lo largo de la duración del proyecto⁵. Los participantes profesionales fueron ofrecidos con una suma de 1600 Bs. por mes. Ningún otro beneficio fue otorgado.
- **Duración de los contratos** Para los contratos de los no profesionales la duración era de una semana a tres meses. Una vez que el periodo de contrato haya sido completado, las personas estaban permitidas a volver a aplicar y esperar la siguiente selección de beneficiarios si estos habían cumplido con los estándares de desempeño mínimos (e.g. no abandonar el empleo).

2.6. No cumplimiento y Filtraciones

A pesar de la existencia de requerimientos de registro muy flojos, al menos algunos beneficiarios no cumplieron con los mismos. Landa y Lizarraga (2007) resaltan que en el PLANE-I y PLANE-II existieron personas que fueron contratadas a pesar del no cumplimiento de la edad como criterio de elegibilidad. Ellos también encontraron que una proporción significativa de beneficiarios del PLANE tenían una actividad secundaria durante su participación en el programa. Este es el caso del 14 por ciento de los beneficiarios del PLANE II y 19 por ciento de beneficiarios del PLANE III. Finalmente ellos también encontraron que un gran porcentaje de beneficiarios trabajaron en las tres fases. Más del 50 por ciento de los beneficiarios del PLANE III habían trabajado entre dos y tres veces en el programa (Landa y Lizarraga 2007).

3. Datos

Para evaluar los efectos del PLANE sobre la estabilización del consumo y empleabilidad post-programa se utilizó la Encuesta de Hogares 2002 y la Encuesta de Ingresos y Gastos de

⁵ En el PLANE-I los salarios fueron pagados semanalmente. En las últimas dos fases fueron pagados cada dos semanas

2003-2004. Ambas encuestas preguntaron a empleados y no empleados con experiencia laboral las siguientes preguntas⁶:

- Durante los pasados seis meses, ¿Ha trabajado usted en el PLANE?, y ■ Durante este periodo de tiempo, ¿Cuanto tiempo ha trabajado usted en el PLANE?

Note que las personas quienes declaran que han trabajado en el PLANE pueden todavía ser parte del programa. Incluir aquellas personas puede causar un sesgo grande en la estimación de los efectos del programa sobre perspectivas post-programa de empleo y salarios. Las personas quienes todavía estaban trabajando en el PLANE en el tiempo que estuvo la encuesta, obviamente, empleadas y recibiendo salarios sobre el ratio del mercado - como fue mostrado en la sección previa. Por esta razón, las evaluaciones de impacto que incluyen a estos crean un sesgo en los resultados hacia efectos positivos y significativos tanto en perspectivas de empleo como en salarios futuros. Afortunadamente, la Encuesta de Hogares 2002 tenía una pregunta que identifica el nombre del negocio, empresa o establecimiento donde las personas estaban trabajando. Se utiliza esta pregunta para excluir a las personas que todavía estaban trabajando en el PLANE de la muestra de unidades de tratamiento para la evaluación de las perspectivas de empleo post-programa y salarios.

La evaluación sobre ingesta calórica utiliza la Encuesta de Ingresos y Gastos 2003- 2004. Esta encuesta no tenía la pregunta que identifique el nombre del negocio, empresa o establecimiento donde trabajaban las personas, así que la muestra de las unidades de tratamiento en este caso incluyen a quienes hayan trabajado en el PLANE durante los últimos seis meses independientemente de si ellos continúan trabajando o no. Sin embargo, el indicador que se evaluará es la ingesta calórica que no necesariamente podría o no estar afectado por la condición de empleo dentro del PLANE, como es el caso de las perspectivas de empleo de los participantes.

Finalmente, es importante mencionar que se imponen algunas restricciones en la muestra tanto para unidades de tratamiento como para unidades de control. Como el documento quiere evaluar los efectos del PLANE para no profesionales se mantienen solo a los individuos que satisfacen los criterios de elegibilidad, i.e. individuos entre 25 y 50 años con al menos el nivel secundario de educación completado. Esta restricción nos deja con una muestra de 118 unidades tratadas y 5662 potenciales unidades de control para la evaluación sobre indicadores

⁶ No empleados sin experiencia laboral fueron excluidos del flujo de preguntas

post-programa y una muestra de 294 unidades tratadas y 7252 controles potenciales para la evaluación sobre ingesta calórica.

4. Métodos

Para evaluar el efecto del PLANE sobre la ingesta calórica y la empleabilidad futura de aquellos que participaron en el programa, se utilizaron métodos de estimación e inferencia que asume ausencia de factores de confusión. El supuesto de ausencia de factores de confusión se refiere a la situación donde ajustar los grupos de tratamiento y control por las diferencias en las covariables observadas es suficiente para remover todos los sesgos en las comparaciones entre unidades de tratamiento y unidades de control, i.e. condicional a las covariables observadas no existen otros factores no observables que se encuentren asociados con la asignación o con los indicadores de resultado potenciales. Este supuesto es al menos controversial, sin embargo como solo tenemos datos de corte transversal no existe una alternativa superior clara. Las Tablas 3 y 4 describe el set completo de indicadores de resultado y covariables disponibles en ambas encuestas.

4.1. Identificación bajo ausencia de factores de confusión

Este documento intenta estimar el efecto promedio del PLANE sobre tres indicadores de resultado, ingesta calórica, empleo post-programa y salario por hora post-programa, para aquellos individuos quienes participaron en el programa. Formalmente, queremos estimar,

$$\tau = E[y_{1i} | X_i, W_i = 1] - E[y_{0i} | X_i, W_i = 0] \quad (1)$$

donde τ es el efecto de tratamiento promedio de la muestra sobre los tratados (SATT por sus siglas en inglés), y_{1i} y y_{0i} son los indicadores de resultado contrafactuales para el individuo i con y sin el programa, X_i es el set de covariables observadas, y W_i es el mecanismo de asignación. El problema fundamental de la evaluación de programas es que nosotros observamos y_{1i} para aquellos que participaron del programa, o y_{0i} para aquellos que no participaron en el programa, pero nunca ambos. Por esta razón para poder identificar el SATT tenemos que asumir la ausencia de factores de confusión, i.e. que más allá de las covariables observadas no existen características no observables asociadas tanto con los indicadores de resultado potenciales como con el tratamiento,

$$((y_i(0), y_i(1)) | W_i | X_i) \quad (2)$$

y que para todos los posibles valores de las covariables, existe un traslape tanto de unidades de tratamiento como de control,

$$0 < \Pr(W_i = 1 | X_i = x) < 1, \text{ para todo } x \quad (3)$$

Bajo ausencia de factores de confusión y traslape es posible mostrar que el SATT puede ser identificado como⁷

$$\tau = E[y_i | X_i, W_i = 1] - E[y_i | X_i, W_i = 0] \quad (4)$$

4.2. Estimación e Inferencia

La estimación del SATT bajo el supuesto de ausencia de factores de confusión puede ser mediante diferentes métodos, entre los que se pueden destacar la: regresión, emparejamiento mediante la utilización del *propensity score*, la estratificación y la combinación de todas ellas. En este documento realizamos ocho diferentes estimaciones para poder observar la sensibilidad de los resultados a la elección del método. Los métodos utilizados son los siguientes:

1. **Diferencias:** Primero, es usualmente informativo calcular la diferencia simple de los resultados promedios entre las unidades de tratamiento, \bar{Y}_1 , y unidades de control, \bar{Y}_0 .

$$\hat{\tau} = \bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 \quad (5)$$

2. **Regresión:** El enfoque de regresión para la estimación de ATT define las funciones de regresión para cada resultado potencial. En el caso más simple, las medias condicionales son asumidas como lineales en los parámetros, i.e.

$$\mu_w(x) = E[Y_i(w) | X_i = x] = \alpha_w + \beta'_w (x - \varphi X) \text{ para } w \in \{0, 1\} \quad (6)$$

Dados estimadores consistentes, $\hat{\mu}_0(x)$ y $\hat{\mu}_1(x)$, un estimador consistente del ATT estará dado por:

$$\hat{\mu} = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (\hat{\mu}_1(x) - \hat{\mu}_0(x)) \quad (7)$$

Note que la regresión por mínimos cuadrados,⁷

⁷ Ver Imbens y Wooldridge (2008) para mayores detalles

$$Y_i = \alpha + \tau W_i + \beta X_i + \gamma(X_i - \bar{X})W_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

brinda un estimador consistente del ATT, $\hat{\tau}$; y su varianza, $\hat{\sigma}_\tau$. Note que la interacción de las covariables con el indicador de tratamiento está basado en la desviación a partir de los valores promedio de las covariables *para los tratados* por esto $\hat{\tau}$ estima el SATT - no el efecto promedio de tratamiento de la muestra (SATE, por sus siglas en inglés).

3. **Ponderación:** La estimación del *propensity score*, $\hat{e}(X_i)$, puede ser utilizado de diferentes maneras. Un método, propuesto por Horvitz y Thompson (1952), utiliza el *propensity score* para ponderar las observaciones con la finalidad de estimar el ATT, proporción de los tratados en la muestra. Siguiendo a Wooldridge (2007),

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{[W_i - \hat{e}(X_i)]}{\hat{\rho} = [1 - \hat{e}(X_i)]} Y_i = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N k_i \quad (9)$$

donde $\hat{\rho} = (N1/N)$ es la desviación estándar asintótica, $\hat{\sigma}_\tau$, estará dada por:

$$\hat{\sigma}_\tau = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2 \right)^{1/2} \quad (10)$$

donde \hat{u}_i son los residuos MCO de la regresión de k_i en 1 y el *score* de \hat{e}_i .

4. **Bloques:** Otra forma de utilizar el *propensity score* estimado es crear bloques o estratos, estimar el ATT dentro el estrato como la diferencia en resultados promedios entre tratados y controles, y estimar el ATT total como el promedio ponderado de las estimaciones dentro del estrato, con los ponderadores iguales al porcentaje de las unidades tratadas en cada estrato. Formalmente, sean $0 = c_0 < c_1 < \dots < c_j = 1$ valores límites que definen los bloques,

$$B_{lj} = \begin{cases} 1 & \text{si } c_{j-1} \leq e(X_i) < c_j \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (11)$$

Las estimaciones dentro del estrato del efecto ATT están dadas por las simples diferencias en los resultados promedio.

$$\hat{\tau}_j = \bar{Y}_{j1} - \bar{Y}_{j0} \quad (12)$$

La racionalidad detrás de esta estrategia es que, si J es lo suficientemente grande, entonces las diferencias $C_j - C_{j-1}$ son pequeñas, existirá una pequeña variación en el *propensity score* dentro del estrato. Por lo tanto, podemos analizar la información como si, dentro del estrato, la información fuera generada por un experimento completamente aleatorio con probabilidades de asignación constantes dentro del estrato pero variando entre estratos. El efecto promedio de tratamiento es estimado como el promedio ponderado de las estimaciones dentro del estrato con ponderaciones iguales a la proporción de las unidades de tratamiento en cada estrato.

$$\hat{\tau} = \sum_{j=1}^J \hat{\tau}_j \frac{N_{j1}}{N_1} \quad (13)$$

La desviación estándar es luego estimada como:

$$\sigma_{\tau} = \left(\sum_{j=1}^J \left(\frac{N_{j1}}{N_1} \right)^2 (\hat{V}_{0j} - \hat{V}_{1j}) \right)^{1/2} \quad (14)$$

5. Método de *pareo*: El método de *pareo* empareja todas las unidades de tratamiento a sus controles más cercanos. Seguimos a Abadie e Imbens (2006) para conducir el emparejamiento, con reemplazo, en todas las covariables, ponderado por la matriz diagonal con la inversa de las varianzas en la diagonal. Más formalmente, sea $l_m(i)$ el índice de la m -ésima unidad más cercana en el grupo de control a la unidad i en el grupo de tratamiento, en términos de la medida de la distancia basada en la norma $\| \cdot \|$. Formalmente, $l_m(i)$ satisface:

$$W_{l_m(i)} \neq W_i$$

$$\sum_{i: W_i \neq W_j} \{ \|X_i - X_j\| \leq \|X_{l_m(i)} - X_j\| \} = m \quad (15)$$

Sea $J_m^i = \{l_1(i), l_2(i), \dots, l_m(i)\} \subset \{1, 2, \dots, N_0\}$ lo que denota el set de índices de los emparejamientos M para la unidad i . Entonces el estimador de *pareo* del efecto ATT estará dado por:

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N_1} \sum_{i: W_i=1} [Y_i(1) - \hat{Y}_i(0)] \quad (16)$$

donde:

$$\hat{Y}_i(0) = \frac{1}{M} \sum_{j \in J_M(i)} Y_j \text{ para cada } W_i = 1 \quad (17)$$

6. **Ponderación y Regresión:** Basado en las regresiones de mínimos cuadrados ponderados,

$$Y_i = \alpha + \tau W_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (18)$$

con ponderadores $\lambda = \sqrt{\frac{\hat{e}(X_i)}{W_i + (1 - W_i)(1 - \hat{e}(X_i))}}$

7. **Bloques y Regresión:** Basado en el mismo estrato (bloques) como el quinto estimador donde la regresión lineal es utilizada para estimar el efecto promedio dentro de los bloques.

Imbens y Wooldridge (2008) argumentan que, con un modesto número de estratos, este estimador es considerablemente más flexible y robusto que el método de bloques solo o la regresión sola.

8. **Método de Pareo y Regresión:** Abadie y Imbens (2002) muestra que cuando el emparejamiento no es exacto, el estimador de pareo será sesgado en muestras finitas⁸ Como Rubin (1973) y Abadie y Imbens(2002) han mostrado, es posible reducir el sesgo utilizando métodos de regresión. Dada la función de regresión estimada $\hat{\mu}_w(x) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}'_w x$, el estimador de emparejamiento corregido del sesgo estará dado por:

$$\hat{\tau} = \frac{1}{N_1} \sum_{i: W_i=1} [Y_i(1) - \hat{Y}_i(0)] \quad (19)$$

donde:

$$\hat{Y}_i(0) = \frac{1}{M} \sum_{j \in J_M(i)} (Y_j + (\hat{\mu}_0(X_i) - \hat{\mu}_0(X_j))) \text{ para cada } W_i = 1 \quad (20)$$

8 En particular, Abadie y Imbens (2002) muestran que con k variables continuas el estimador tendrá un sesgo correspondiente a las discrepancias de emparejamiento que será del orden $O_p(N^{-1/k})$.

4.3. Mejorando el Traslape

Uno de las mayores preocupaciones utilizando los métodos bajo el supuesto de ausencia de factores de confusión es la falta de traslape en las distribuciones de las covariables. La mejor forma para evaluar el traslape es calcular las diferencias en los valores promedio de las covariables por estado de tratamiento normalizado por la raíz cuadrada de la suma de los varianzas dentro del grupo de tratamiento⁹. Formalmente,

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_0}{\sqrt{S_{X_0}^2 - S_{X_1}^2}}$$

donde $\bar{X}_w = \frac{1}{N_w} \sum_{i:W_i=w} X_i$ y $S_{X_w}^2 = \frac{1}{N_w - 1} \sum_{i:W_i=w} (X_i - \bar{X}_w)^2$.

Analizar las diferencias normalizadas en las covariables por estado de tratamiento es un punto de partida sensible pero generalmente no suficiente. Incluso si la distribución marginal de las covariables es similar, podrían haber todavía regiones en el espacio de covariables donde la densidad multivariable de las covariables en el grupo de tratamiento es cero mientras la densidad multivariable de las covariables en el grupo de control no lo es, o viceversa. Una aproximación complementaria para evaluar el traslape en las distribuciones de las covariables es analizar los histogramas del *propensity score* estimado por estado de tratamiento.

Como estamos interesados en el efecto ATT y nuestra muestra de control es más grande que nuestra muestra de tratamiento, se utiliza el procedimiento de Rubin para construir una muestra de controles con más traslape (Ver Rubin, 2006). Primero, se estima un *propensity score* utilizando el método por pasos hacia atrás donde especificaciones cada vez más flexibles son seleccionadas hasta que la especificación se considera adecuada. El vector inicial de covariables incluye un set de *dummies* por año de la encuesta, lugar de residencia, sexo, grupo de edad, etnicidad, años de educación, condición del jefe de hogar, tamaño del hogar, ingreso no laboral y activos del hogar. Luego, las observaciones de tratamiento son ordenadas por valores decrecientes del *propensity score* estimado¹⁰. Entonces la primera unidad tratada, i.e. la que tiene el valor más alto del *propensity score* estimado, es emparejada a la unidad de control más cercana. Luego, la segunda unidad tratada es emparejada a la unidad de control más

⁹ Note que los estadísticos t dependen del tamaño de muestra, de esta manera estadísticos t más altos solo indican mayores tamaños de muestra.

¹⁰ La racionalidad para esto es que entre estas unidades con altos valores del *propensity score* existen relativamente más unidades de tratamiento que de control, y por lo tanto las observaciones de tratamiento con altos valores del *propensity score* son más difíciles de emparejar.

cercana, incluyendo la unidad de control que fue utilizada como pareja de la primera unidad. Continuamos emparejando con reemplazo todas las unidades tratadas hasta que obtengamos una muestra emparejada de $2N_1$ unidades (donde N_1 es el tamaño de la muestra de tratamiento original), la mitad de ellos unidades de tratamiento y la otra mitad de control. Es importante notar que el procedimiento de Rubin *no* fue utilizado para estimar los efectos ATT al promediar las diferencias entre pares, sino para mejorar el traslape de la muestra de emparejamiento.

5. Resultados

5.1. Evaluando el Traslape

Antes de estimar el impacto del PLANE sobre la ingesta calórica y empleabilidad, se evalúa el traslape entre muestras de tratamiento y control. Las Tablas 3 y 4 presentan estadísticas resumen de un set seleccionado de covariables disponibles en las encuestas de 2002 y 2003-2004, respectivamente. Recordar que la muestra de unidades de tratamiento en la encuesta de 2002 incluye a aquellos que estuvieron empleados en el PLANE pero ya no estaban trabajando en el programa mientras que la encuesta 2003-2004 incluye a aquellos quienes estuvieron empleados en el PLANE independientemente si todavía siguen trabajando en el programa o no.

En la Tabla 5, la comparación de la distribución de covariables, en términos de medias y desviaciones estándar, entre la muestra de tratamiento (Panel A) y la muestra de control completa (Panel B) revela diferencias significativas en ambas encuestas. Por un lado, en la encuesta 2002 las diferencias normalizadas en los promedios son superiores en dos desviaciones estándar para casi la mitad de las variables incluidas. Por otra parte, en la encuesta 2003-2004 las diferencias normalizadas en los promedios son superiores en dos desviaciones estándar para más de la mitad de las covariables incluidas. Las grandes diferencias normalizadas en ambas encuestas sugieren que habrán serios problemas en obtener estimadores creíbles del efecto de tratamiento promedio de la muestra utilizando el set completo de controles. Las Figuras 2 y 4 presentan los histogramas estimados de la distribución del *propensity score* para el tratamiento y el set completo de potenciales unidades de control. Note que para el set de unidades de tratamiento -aquellos con *propensity score* estimados por encima de 0.1 en la encuesta 2002 y aquellos con *propensity score* estimado por encima de 0.2 en la encuesta 2003- 2004, existe una considerable falta de traslape con la muestra control completa.

Para mejorar el traslape en la distribución de covariables construimos una muestra emparejada utilizando el procedimiento descrito en la sección 4.3. La comparación de la distribución de covariables entre la muestra de tratamiento (Panel A) y la muestra de controles emparejada (Panel C) muestra grandes mejoras en el traslape de las covariables. Note que ahora, las diferencias normalizadas son menores a dos desviaciones estándar para todas las covariables y menor a 0.25 desviaciones estándar para cerca a la mitad de las covariables incluidas. Las Figuras 3 y 5 presentan los histogramas de los *propensity score* reestimados para la muestra de tratamiento y de control emparejada. A pesar de que todavía existe una variación en el *propensity score*, la variación no es tan extensa que el análisis econométrico no pueda ajustarse. Esto sugiere no sólo que las muestras emparejadas están bien balanceadas sino también que, dado el supuesto de ausencia de factores de confusión, las muestras emparejadas son más probables a dar estimadores más robustos.

5.2. Impacto del PLANE sobre la ingesta calórica y la empleabilidad

La Tabla 5 presenta los impactos del PLANE sobre la ingesta calórica per cápita (Panel A), ingresos laborales mensuales (Panel B), y la probabilidad de estar empleado (Panel C) utilizando las muestras de 2002 y 2003-2004. Las estimaciones del SATT para el PLANE sobre la ingesta calórica per cápita es positiva y significativa, entre 263.2 por ciento y 382.0 calorías por día para la muestra 2003-2004. Las estimaciones del SATT para el PLANE sobre los ingresos laborales mensuales son negativos significativos, pero más grande para la muestra de participantes post-programa, entre -329 y -210 Bs. de 2004 para la muestra 2002 y entre -138 y -48 Bs. de 2004 para la muestra 2003-2004. Finalmente, las estimaciones del SATT para el PLANE sobre la probabilidad de estar empleado son negativos y no significativos para la muestra 2002 post-programa, entre - 7.7 y -4.8 puntos porcentuales; y positivo pero no significativo para la muestra 2003-2004, entre 2.2 y 5.7 puntos porcentuales.

Los resultados del efecto del PLANE sobre el ingreso per cápita del hogar y los ingresos laborales mensuales pueden ser interpretados de diferentes maneras dependiendo de si creemos que resolvimos el problema de selección o no. Para poder ver este punto más claramente, nótese que las estimaciones del SATT pueden ser descompuestas en dos partes, un verdadero efecto del programa sobre los tratados y un término de selección de muestra,

$$E[y_1 | X_i W_i = 1] - E[y_0 | X_i W_i = 0] + \underbrace{E[y_1 | X_i W_i = 1] - E[y_0 | X_i W_i = 1]}_{\text{Verdadero SATT}} - \underbrace{E[y_0 | X_i W_i = 0] - E[y_0 | X_i W_i = 1]}_{\text{Selección de muestra}}$$

Por una parte, si el mecanismo de auto-selección del PLANE fue exitoso, en el sentido que el PLANE atrajo solo a aquellas personas con las más bajas capacidades para generar ingresos es probable que incluso después de controlar por covariables como el lugar de residencia, sexo, edad, etnicidad, años de educación, relación con el jefe de hogar, tamaño del hogar, características de la vivienda y activos del hogar pueden existir todavía problemas de selección. En este caso esperaríamos un sesgo de selección negativo ya que las personas con menores capacidades de generación de ingresos son probables a tener ingesta calórica más baja, menores ingresos mensuales y tal vez menores probabilidades de estar empleados en ausencia del programa. Por otra parte, si el mecanismo de auto-selección atrajo personas con bajas capacidades de generación, pero no solo aquellos con la más baja capacidad de generación de ingresos, estaríamos más confiados en que controlar por las covariables observadas han solucionado el problema de selección y, por lo tanto, el término de selección está cercano a cero.

Nótese que en ambos escenarios, los efectos positivos y significativos del PLANE sobre la ingesta calórica per cápita diaria implica que el programa fue exitoso como un esquema estabilizador del consumo para los participantes. De hecho las estimaciones pueden ser interpretadas como estimaciones de límite inferior del verdadero SATT en el caso de que todavía existan problemas de selección con otras estimaciones. Ahora, los efectos negativos y significativos del PLANE sobre los ingresos mensuales pueden ser atribuidos tanto a un impacto negativo del PLANE, el primer término como auto-selección negativa y el segundo término, lo cual implicaría que el PLANE atrajo personas con el menor potencial para generar ingresos. En este último escenario, concluiríamos que el mecanismo de auto-selección utilizado por el PLANE fue exitoso en reclutar aquellas personas con el menor potencial para generar ingresos. Nótese que en ambos escenarios podemos concluir que el PLANE no tuvo un efecto sobre los ingresos laborales futuros.

También es importante notar que el hecho que el SATT estimado sobre los ingresos laborales y las probabilidades de estar empleado son mayores en la muestra 2003-2004 puede ser debido al hecho que esta muestra incluye personas que hay trabajado en el PLANE pero podrían seguir trabajando en el programa. Incluir personas quienes todavía estaban

trabajando en el PLANE al momento de la encuesta puede introducir un sesgo hacia arriba en la estimación de los efectos del programa sobre las perspectivas post-programa de empleo y salarios. Las personas que todavía estaban trabajando en el PLANE al momento de la encuesta estaban, obviamente, empleadas y recibiendo salarios por encima de la tasa del mercado. Por lo tanto las estimaciones en la muestra que los incluye serán mayores que las estimaciones donde se los excluye.

Finalmente, se debe mencionar que estos resultados están en desacuerdo con las evaluaciones del PLANE patrocinadas por el gobierno. Landa (2003) y Landa y Lizarraga (2007) ambos encuentran un impacto positivo del PLANE sobre ingresos post-programa y perspectivas de empleo. Desde nuestro punto de vista es difícil que una experiencia de un programa de trabajo temporal como el PLANE tenga efectos de largo plazo sobre ingresos y empleo. Ya que el PLANE no tuvo un componente de capacitación y la mayoría de los proyectos del PLANE fueron intensivos en trabajo no calificado, la única vía por la cuál el PLANE podría incrementar la productividad sería la experiencia en el mercado laboral. Sin embargo, como el PLANE tuvo una naturaleza temporal y los contratos fueron diseñados explícitamente para que no duraran más de tres meses, es difícil creer que haya incrementado los ingresos y el empleo post-programa.

6. Conclusiones

Este documento intenta identificar los efectos del programa de empleo temporal más exhaustivo implementado en Bolivia, el Plan Nacional de Empleo de Emergencia (PLANE), sobre la ingesta calórica per cápita y las perspectivas futuras de empleo y salarios. Utilizando métodos de estimación e inferencia que asumen ausencia de factores de confusión, encontramos que el PLANE fue exitoso como un mecanismo estabilizador del consumo - incrementó la ingesta calórica per cápita en los hogares donde al menos un miembro haya participado del programa, pero no tuvo ningún efecto ni sobre las probabilidades postprograma de estar empleado ni sobre los salarios post-programa. Esta evidencia sugiere que, a pesar de que los programas de empleo públicos pueden ser útiles como políticas de protección social en tiempos de recesión -estos pueden ayudar a estabilizar el consumo de hogares pobres con jefes de hogar no calificados; no son buenas alternativas para mejorar la empleabilidad de poblaciones vulnerables.

Referencias

- [1]. Abadie, A. y G. Imbens (2008). *Bias Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects*. Manuscrito inédito, Universidad de Harvard.
- [2]. Gobierno de la República de Bolivia (2002). *Decreto Supremo No 26317*.
- [3]. Gobierno de la República de Bolivia (2002). *Decreto Supremo No 26318*.
- [4]. Gobierno de la República de Bolivia (2003). *Decreto Supremo No 26849*.
- [5]. Gobierno de la República de Bolivia (2004). *Decreto Supremo No 27294*.
- [6]. Horvitz, D., y D. Thompson (1952). *A generalization of Sampling Without Replacement from a Finite Universe*, Revista de la Asociación Americana de Estadísticas (Journal of the American Statistical Association),47,663-685.
- [7]. Imbens, Guido y Jeffrey Wooldridge (2008). *Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation* Documento de Investigación IZANO.3640
- [8]. Landa, Fernando (2003). *Transferencia de Recursos Hacia los Más Pobres. Un Análisis del PLANE-I con Escenarios Contrafactuales* Documento de Trabajo - UDAPE. May, 2003.
- [9]. Landa, Fernando y Susana Lizarraga (2007). *Evaluación de Impacto del PLANE-III: Un Programa que Permitió Adquirir Experiencia Laboral a los Obreros en* Revista de Análisis Económico. Volumen No.22. UDAPE, January, 2007.
- [10]. Rivero, Roberto (2003). *Descripción y Análisis de los Programas de Empleo en Bolivia* Manuscrito inédito. November, 2003.
- [11]. Rubin, D. (1973). *The use of Matched Sampling and Regression Adjustments to Remove Bias in Observational Studies*, Biometrics,29, 185-203
- [12]. Rubin, D. (2006). *Matched Sampling for Causal Effects*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- [13].Wooldridge, J. (2007). *Inverse Probability Weighted M-Estimators for General Missing Data Problems*, Revista de Econometría (Journal of Econometrics).

Figura 1: Estructura Operacional del PLANE

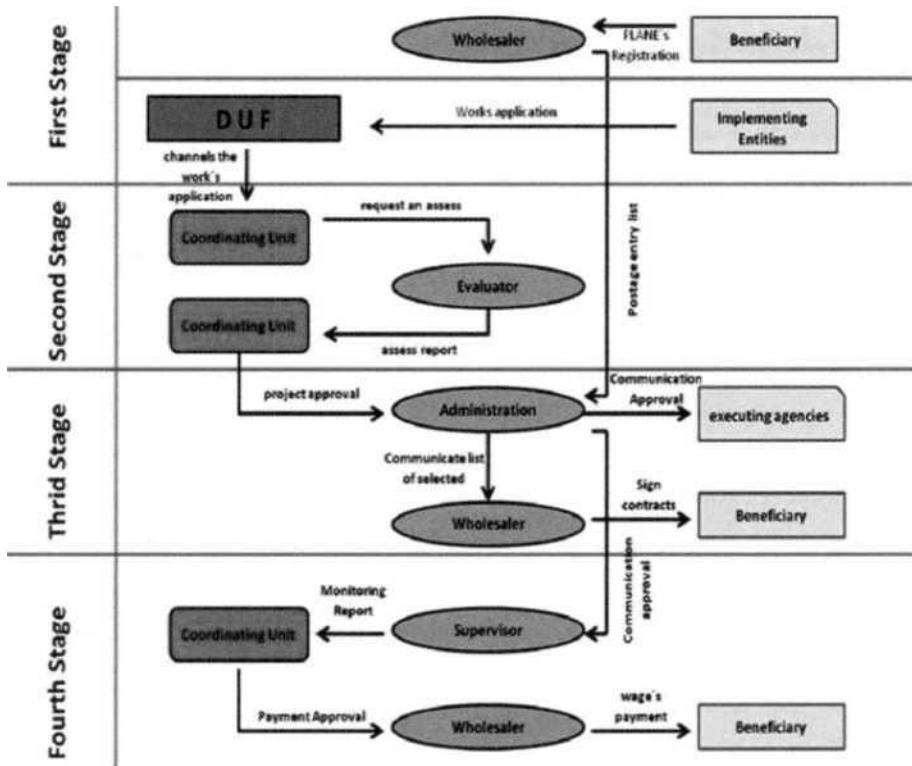
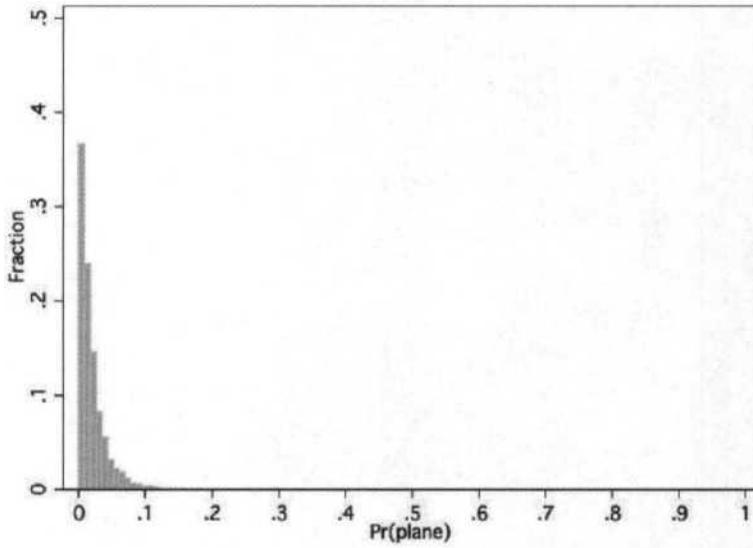


Figura 2: 2002 Propensity Score muestra completa

(a) Controles



(b) Tratamientos

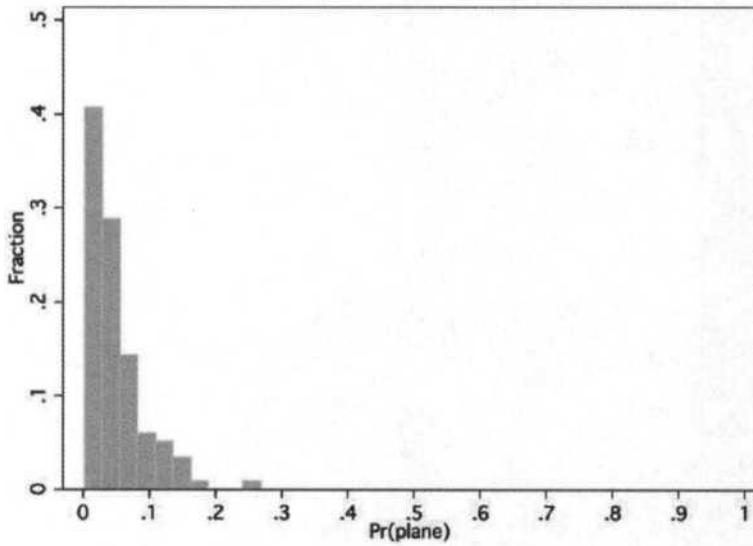


Figura 3: 2002 *Propensity Score* muestra emparejada

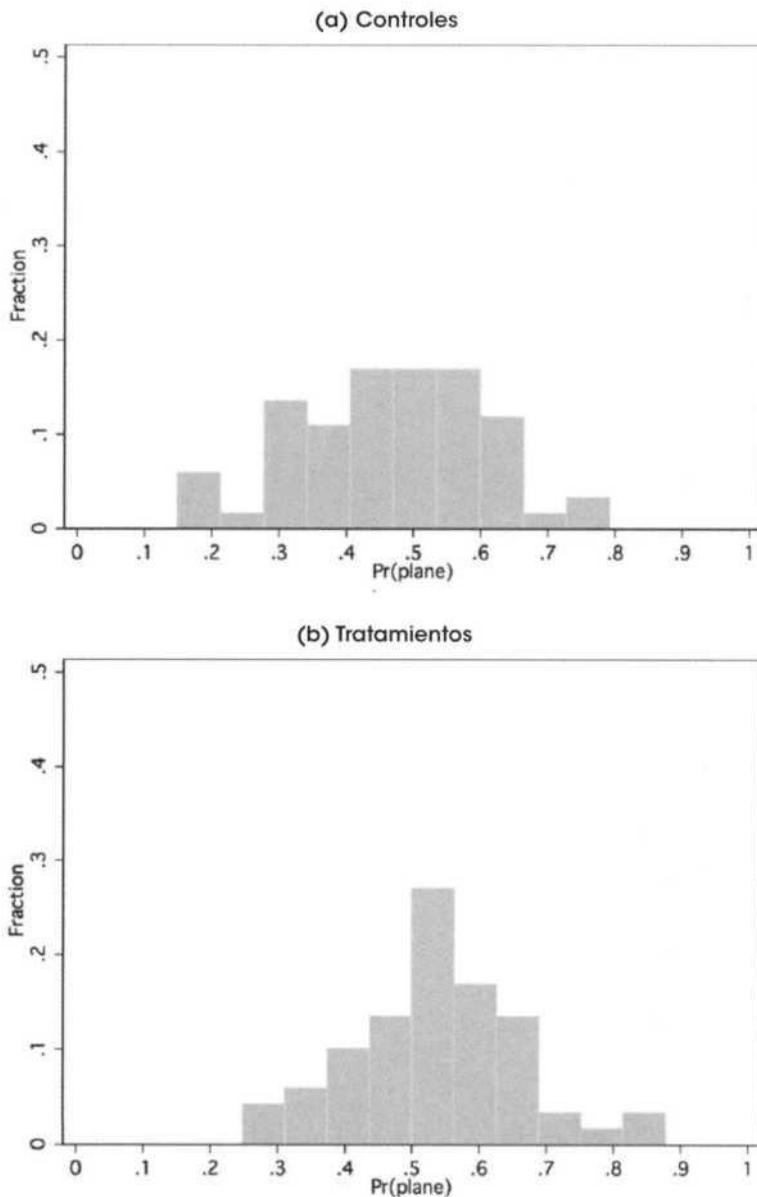


Figura 4: 2003-2004 Propensity Score muestra completa

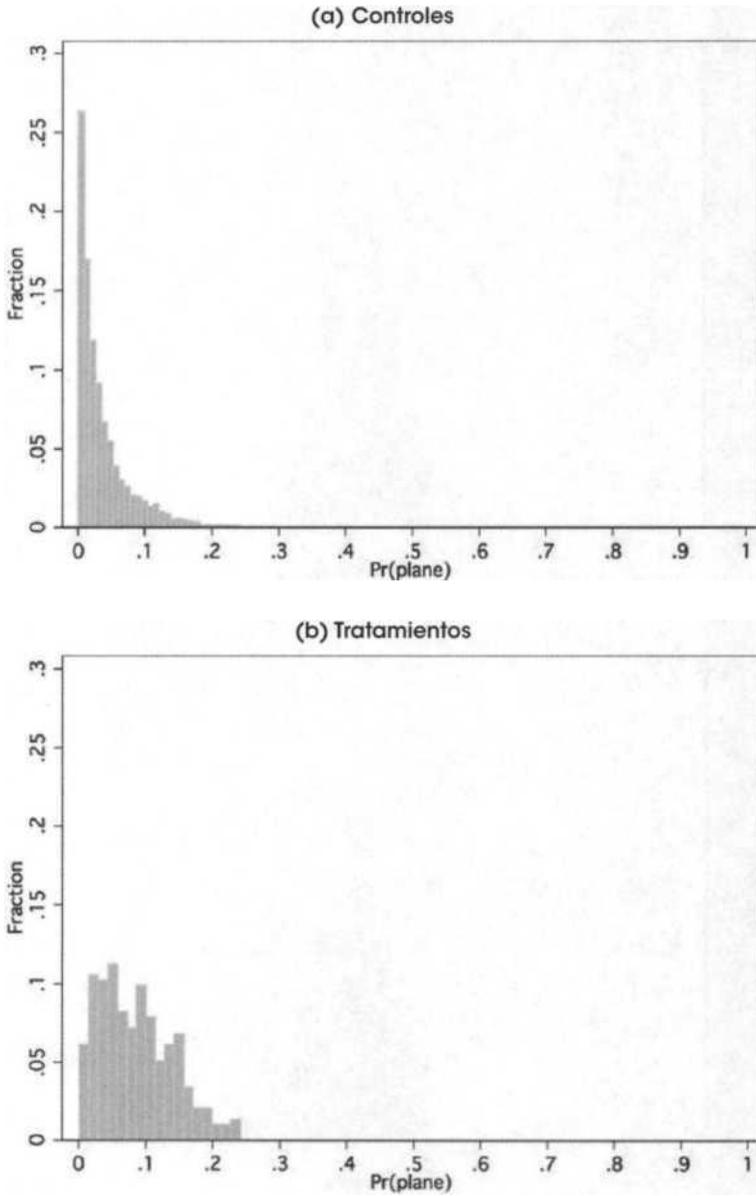


Figura 5: 2003-2004 *Propensity Score* muestra emparejada

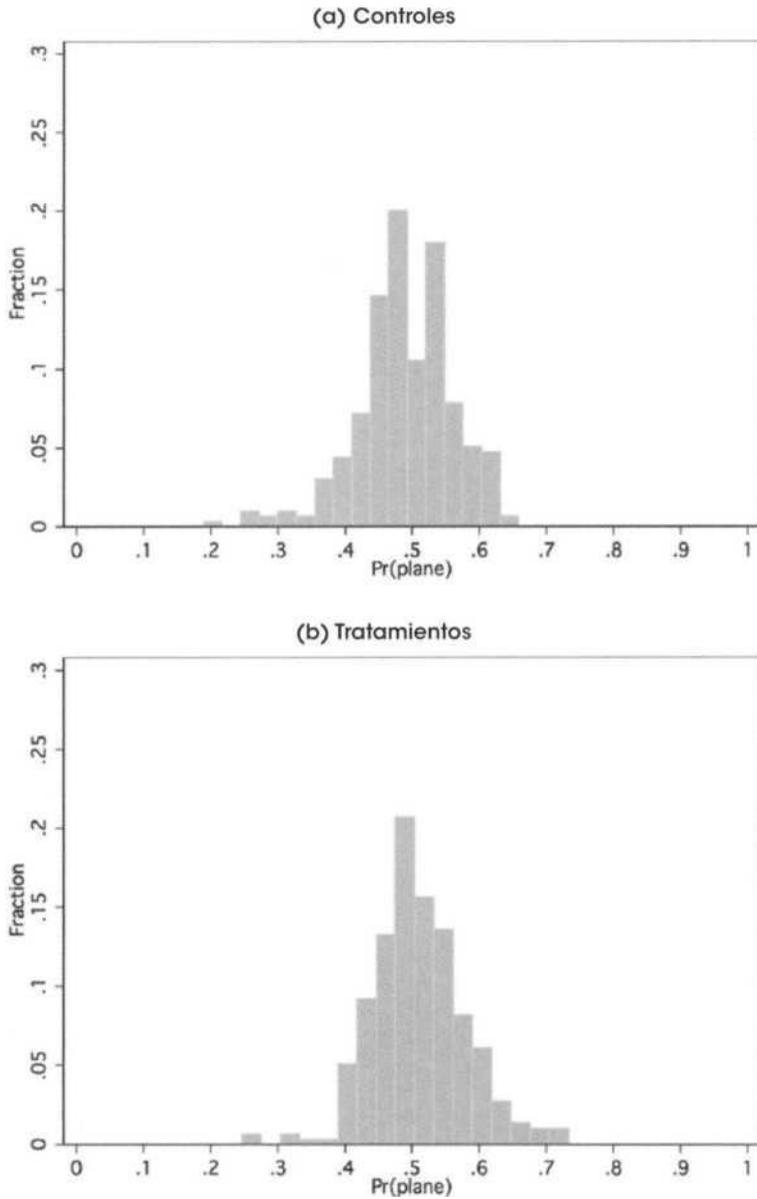


Tabla 1: Ejecución financiera del PLANE

	PLANE-I	PLANE-II	PLANE-III
Salarios	28192	24113	18737
Administración	1582	1515	417
Supervisión	997	991	248
Mayoristas	1167	834	634
Otros gastos*	768		487
Total	32706	27453	20523

Tabla 2: Registro del PLANE (en miles de personas)

	PLANE -I	PLANE -II	PLANE -III	Total
Obreros	81.5	95.9	99.7	277.1
Profesionales	5.3	4.5	n.a.	9.8
Total	86.8	100.4	99.7	286.9

Tabla 3: Resumen de Estadísticas para la Muestra de Encuesta de Hogares 2002

Variable	Muestra de tratamiento=118		Muestra control completa=5662			Muestra control emparejada=118		
	Media	d.e.	Media	d.e.	dif. Nor.	Media	d.e.	dif. Nor.
Lugare de residencia rural	0.53	0.5	0.44	0.5	1.9	0.53	0.5	0
Mujer	0.42	0.5	0.53	0.5	-2.24	0.42	0.5	0
Edad	36.38	7.51	36.67	7.44	-0.41	36.1	7.87	0.28
Años de educación	5.46	3.56	6.02	3.88	-1.69	5.36	3.44	0.2
Indígena	0.69	0.46	0.49	0.5	4.8	0.66	0.48	0.56
Jefe de hogar	0.61	0.49	0.47	0.5	3.07	0.64	0.48	-0.4
Tamaño de hogar	5.54	2.48	5.44	2.24	0.45	5.7	2.83	-0.47
Vivienda propia	0.8	0.4	0.67	0.47	3.46	0.71	0.45	1.51
Agua potable	0.58	0.49	0.63	0.48	-0.97	0.58	0.49	0
Alcantarillado	1.92	0.28	1.77	0.42	5.39	1.93	0.25	-0.49
Electricidad	0.57	0.5	0.65	0.48	-1.85	0.58	0.5	-0.13
Número de cuartos	2.45	1.5	2.4	1.34	0.38	2.22	1.28	1.26
Cocina exclusiva	0.67	0.47	0.76	0.43	-2.05	0.61	0.49	0.95
Paredes con reboque	0.77	0.42	0.72	0.45	1.29	0.79	0.41	-0.31
Paredes exteriores de ladrillo/cemento	0.17	0.38	0.31	0.46	-4	0.16	0.37	0.17
Paredes exteriores de adobe	0.71	0.45	0.54	0.5	4.04	0.7	0.46	0.14
Paredes exteriores de piedra	0.03	0.16	0.01	0.12	0.76	0.02	0.13	0.45
Paredes exteriores de madera	0.08	0.27	0.08	0.27	-0.22	0.08	0.27	0
Techo shingle	0.47	0.5	0.48	0.5	-0.17	0.44	0.5	0.52
Tejas	0.2	0.4	0.28	0.45	-2.08	0.19	0.39	0.33
Techo de concreto	0.01	0.09	0.03	0.17	-2.3	0.01	0.09	0
Piso de tierra	0.47	0.5	0.38	0.49	1.94	0.51	0.5	-0.52
Piso de madera	0.04	0.2	0.03	0.18	0.41	0.03	0.16	0.72
Piso de concreto	0.38	0.49	0.38	0.49	0.04	0.41	0.49	-0.4
Cocina con leña/carbón	0.43	0.5	0.38	0.48	1.21	0.42	0.49	0.26
Cocina con gas	0.56	0.5	0.59	0.49	-0.73	0.56	0.5	0
Bicicleta	0.59	0.49	0.48	0.5	2.42	0.58	0.5	0.26
Automóvil/vehículo	0.03	0.16	0.06	0.24	-2.29	0.03	0.16	0
Refrigerador	0.13	0.33	0.23	0.42	-3.24	0.08	0.28	1.06
Muebles de living	0.02	0.13	0.1	0.3	-6.52	0.02	0.13	0
Cocina	0.75	0.44	0.71	0.46	0.97	0.73	0.45	0.29
Horno	0.09	0.29	0.08	0.27	0.47	0.09	0.29	0
Maquina de coser	0.37	0.49	0.28	0.45	2.15	0.36	0.48	0.27

Tabla 4: Resumen de Estadísticas para la Muestra de Encuesta de Ingresos y Gastos 2003-2004

Variable	Muestra de tratamiento=294		Muestra control completa=7252			Muestra control emparejada=294		
	Media	d.e.	Media	d.e.	dif. Nor.	Media	d.e.	dif. Nor.
Muestra 2003	0.75	0.43	0.47	0.5	10.76	0.75	0.43	0
Lugar de residencia rural	0.34	0.47	0.21	0.41	4.51	0.34	0.47	0
Mujer	0.63	0.48	0.51	0.5	4.25	0.63	0.48	0
Edad	37.48	7.5	36.49	7.38	2.22	37.43	7.63	0.08
Años de educación	5.13	3.56	7.09	3.92	-9.22	4.88	3.4	0.86
Indígena	0.56	0.5	0.4	0.49	5.49	0.54	0.5	0.33
Jefe de hogar	0.49	0.5	0.53	0.5	-1.22	0.44	0.5	1.24
Tamaño de hogar	5.27	1.61	4.92	1.65	3.6	5.25	1.65	0.15
Agua potable	0.69	0.46	0.77	0.42	-3.15	0.67	0.47	0.44
Alcantarillado	1.76	0.43	1.61	0.49	5.61	1.77	0.42	-0.19
Electricidad	0.71	0.45	0.84	0.36	-4.88	0.69	0.46	0.63
Teléfono	0.02	0.15	0.12	0.33	-10.3	0.02	0.13	0.58
Paredes exteriores de ladrillo/cemento	0.21	0.41	0.41	0.49	-7.94	0.21	0.41	0
Paredes exteriores de adobe	0.65	0.48	0.48	0.5	6.09	0.64	0.48	0.17
Paredes exteriores de tabique	0.04	0.19	0.02	0.13	1.73	0.05	0.23	-0.98
Paredes exteriores de piedra	0	0.06	0.01	0.07	-0.56	0	0.06	0
Paredes exteriores de madera	0.08	0.27	0.07	0.25	0.59	0.05	0.23	1.16
Paredes exteriores de ramas	0.01	0.08	0.02	0.13	-2.31	0.01	0.12	-0.82
Techo shingle	0.48	0.5	0.56	0.5	-2.65	0.49	0.5	-0.16
Tejas	0.29	0.45	0.28	0.45	0.23	0.27	0.45	0.37
Techo de concreto	0.04	0.21	0.06	0.24	-1.36	0.04	0.19	0.42
Techo de ramas	0.19	0.39	0.1	0.3	3.84	0.19	0.4	-0.21
Radio	0.72	0.45	0.75	0.44	-1.05	0.71	0.45	0.09
Bicicleta	0.37	0.48	0.31	0.46	1.99	0.39	0.49	-0.42
Automóvil/vehículo	0.01	0.1	0.07	0.26	-9.69	0.02	0.13	-0.71
Refrigerador	0.09	0.28	0.31	0.46	-12.75	0.07	0.26	0.6
Muebles del comedor	0.2	0.4	0.36	0.48	-6.8	0.22	0.42	-0.61
Reproductor VCR/DVD	0.04	0.19	0.16	0.36	-10.16	0.03	0.16	0.7
Aire acondicionado	0.01	0.1	0.06	0.24	-8.09	0.01	0.12	-0.38
Plancha	0.23	0.42	0.46	0.5	-9.26	0.21	0.41	0.6

Tabla 5: Efecto Promedio de Tratamiento de la Muestra (SATT) del PLANE sobre los tratados

Estimador	Panel A			Panel B			Panel C		
	Ingesta calórica per cápita			Ingresos laborales mensuales			Perspectivas de empleo		
	2002 Muestra emparejada para participantes post-programa								
	SATT	d.e.	t	SATT	d.e.	t	SATT	d.e.	T
1 Diferencia simple	n.a.	n.a.	n.a.	-210.6	92.5	-2.28	-0.068	0.048	-1.42
2 Regresión (Separada)	n.a.	n.a.	n.a.	-227.6	79.2	-2.87	-0.055	0.048	-1.15
3 Ponderación	n.a.	n.a.	n.a.	-239.2	120.6	-1.98	-0.067	0.063	-1.08
4 Estratificación	n.a.	n.a.	n.a.	-237.2	100.5	-2.36	-0.077	0.046	-1.69
5 Emparejamiento	n.a.	n.a.	n.a.	-169.6	94.6	-1.79	-0.072	0.053	-1.37
6 Ponderación y Regresión	n.a.	n.a.	n.a.	-210.5	81.7	-2.58	-0.048	0.047	-1.04
7 Estratificación y Regresión	n.a.	n.a.	n.a.	-329.1	170.6	-1.93	-0.063	0.038	-1.64
8 Emparejamiento y Regresión	n.a.	n.a.	n.a.	-309.9	114	-2.72	-0.05	0.057	-0.89
	2003-2004 Muestra emparejada para participantes actuales y post-programa								
	SATT	d.e.	t	SATT	d.e.	t	SATT	d.e.	T
1 Diferencia simple	271.1	122.3	2.22	-131.5	60.1	-2.19	0.03	0.032	0.93
2 Regresión (Separada)	273.7	111.3	2.46	-118.9	49.9	-2.38	0.03	0.031	0.97
3 Ponderación	276.5	125.7	2.2	-137.9	67.5	-2.04	0.026	0.036	0.71
4 Estratificación	270.7	124.6	2.17	-131.1	68.2	-1.92	0.036	0.035	1.02
5 Emparejamiento	382	123.2	3.1	-47.9	54.6	-0.88	0.057	0.035	1.66
6 Ponderación y Regresión	289	111.4	2.59	-123.4	52.5	-2.35	0.03	0.03	0.98
7 Estratificación y Regresión	343.5	146.9	2.34	-108.5	74.2	-1.46	0.022	0.053	0.42
8 Emparejamiento y Regresión	263.2	119.1	2.21	-95.9	51.1	-1.88	0.046	0.033	1.39