

FORGE

FORTALECIMIENTO
DE LA GESTIÓN DE LA
EDUCACIÓN EN EL PERÚ



CIES
consorcio de investigación
económica y social

Canada



INFORME FINAL

***Calendario agrícola y deserción escolar en los
espacios rurales del Perú***

Categoría P1-T2-PB-Nac

Alvaro Calderón y Abel Camacho

2016

Este documento fue producido gracias al apoyo del Proyecto Fortalecimiento de la Gestión de la Educación en el Perú - FORGE que es implementado por el Grupo de Análisis para el Desarrollo- GRADE; con fondos otorgados por el gobierno de Canadá a través de su Ministerio de Asuntos Exteriores, Comercio y Desarrollo.

Abstract

This article aims to identify whether the agricultural calendar has a negative effect on school dropout. The idea is that a very seasonal agricultural calendar will generate a big job demand during certain months of the year, making children and teenagers engage in farming, thus increasing the likelihood of dropping out. We use logit models, differentiating enrolled students, non-enrolled students and those enrolled but not attending school. The results weakly support the hypothesis as the agricultural calendar has a negative non-significant effect on the probability of being enrolled but and attending school; and a negative significant effect on the probability of enrollment.

Resumen

El presente artículo tiene como objetivo identificar si el calendario agrícola tiene un efecto negativo sobre la deserción escolar. Particularmente se postula que un calendario agrícola muy estacional generará una demanda de mano de obra muy fuerte en ciertos meses del año, generando que los niños y adolescentes se dediquen a labores agrícolas, aumentando así la probabilidad de deserción. Para ello se estima modelos logit, diferenciando a alumnos matriculados, no matriculados y aquellos matriculados pero que no asisten al colegio. Los resultados apoyan débilmente la hipótesis planteada pues un calendario agrícola estacional tiene un efecto negativo, pero no significativo sobre la probabilidad de estar matriculado y asistir al colegio y, un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de matricula.

Introducción

La deserción escolar y el trabajo infantil es un hecho muy difundido en el Perú y en el mundo. Debido a ello, un gran interés por parte de las ciencias sociales ha surgido en la última década, el cual ha desatado una buena cantidad de estudios empíricos y ha puesto el tema en el foco de atención tanto de la academia como del público en general.

Aquellos factores explicativos de la deserción escolar estudiados en los últimos años por los científicos sociales han sido agrupados de manera muy conveniente en tres grupos¹: (i) los factores individuales de los estudiantes, como sus actitudes, performance y experiencias; (ii) los factores contextuales relacionados a la familia, escuelas y comunidades; y (iii) las políticas públicas. En este trabajo se toma en cuenta los tres aspectos mencionados y se introduce un tema innovador que destaca problemas de larga data en el sistema educativo peruano. Se postula que, en el país, la alta estacionalidad de la producción agrícola ha generado, y genera aún, un pernicioso efecto sobre la deserción escolar de aquellos estudiantes en contextos rurales que están muy ligados a las actividades agrícolas. Este efecto nocivo se debería a la falta de alineación entre el calendario escolar y el calendario agrícola de las distintas zonas rurales del país². En particular, se afirma que en aquellos contextos en que los productores agrícolas tengan una mayor necesidad de mano de obra, estos recurrirán al trabajo provisto por sus hijos, los cuales tendrán que limitar o terminar con el tiempo que asignaban a sus actividades educativas. Aquellos momentos de mayor necesidad de mano de obra están determinados esencialmente por el calendario agrícola de la región en que viven.

De esta manera, el objetivo principal de este trabajo es evaluar el efecto del calendario agrícola y su falta de alineamiento con los calendarios escolares tradicionales en el país sobre la decisión de deserción escolar. Para este motivo, se separa la deserción escolar en dos tipos: (i) aquella que se da en alumnos matriculados y (ii) la de alumnos que dejan de matricularse; postulando que ambas tienen determinantes distintos³.

¹ Ver Rumberger (2011).

² Se reconoce, sin embargo, que se están haciendo esfuerzos en dar libertad a los colegios rurales para acomodarse a los ciclos agrícolas

³ En específico, se espera que el calendario agrícola tenga un efecto negativo solo sobre aquellos que estaban matriculados.

La relevancia del trabajo recae en dos puntos. En primer lugar, se introduce un determinante que no ha sido muy estudiado en la literatura y se analiza su importancia comparándolo con los determinantes usualmente investigados. En este sentido la investigación genera conocimiento que puede guiar la política y estrategia educativa. En segundo lugar, se da cuenta de la importancia del género cuando se estudia la deserción, más allá de la discriminación hacia la mujer. En este caso, en contextos rurales ligados a la agricultura, el género, en efecto, tiene un rol muy importante en las decisiones de las familias acerca de la deserción escolar de los varones y, por tanto, en sus logros educativos y éxito socioeconómico de largo plazo (ingresos, empleo, educación, etc.).

De este modo, lo que resta del documento se encuentra dividido en: revisión de literatura, modelo teórico, metodología, datos, resultados y, conclusiones y recomendaciones de política

Revisión de literatura

La deserción escolar no es un tema ajeno a la literatura económica peruana. Asimismo, le los estudios no han escatimado en relacionar el ausentismo con las presiones laborales, al ser este uno de los principales determinantes de la deserción. Sin embargo, no se ha encontrado textos que relacionen la probabilidad de desertar durante el año escolar con las tensiones que el calendario agrícola puede generar en las familias rurales peruanas.

Así, por ejemplo, Alcázar (2010) estudia la asistencia y la deserción escolar en escuelas secundarias rurales. Entre otros resultados, encuentra que aquellos alumnos que desertaron parecen tener una actividad laboral más intensa durante los meses de marzo, abril y mayo. La autora postula que este hecho estilizado se podría deber al ciclo agrícola; sin embargo, no profundiza en el análisis de este tema. Entre los otros resultados que el estudio proporciona, resaltan la importancia del nivel socioeconómico de la familia, la composición familiar, el historial educativo y la intensidad de la relación del estudiante con los mercados laborales. En otro estudio, Rodríguez y Vargas (2010) sugieren que las actividades agrícolas y madereras en la selva, por ser altamente demandantes en términos de fuerza física y habilidades, no permiten la combinación de actividades laborales y escolares, generando así deserción escolar.

Por otro lado, Lavado y Gallegos (2005), a partir de modelos de duración, encuentran que los principales determinantes de la deserción escolar, con énfasis en las zonas rurales y los niños, son las restricciones económicas. Por su parte, en las zonas urbanas y para las niñas, los principales determinantes son los factores no económicos. Los autores acompañan sus resultados con simulaciones que les permiten estimar en cuanto caería la deserción escolar producto de algunos programas sociales⁴. Pariguana (2011), quien estudia los determinantes y las interrelaciones entre las decisiones de trabajo y asistencia a la escuela en adolescentes, evidencia que los adolescentes de áreas rurales tienen una mayor probabilidad de deserción, pues tienen hogares con menores ingresos, jefes de hogar con menor nivel educativo y una mayor proporción de estos tiene lengua materna diferente al castellano en comparación a sus pares urbanos.

Otros autores que estudian la deserción escolar incluye a Pastor y Bogani (2009), quienes analizan los efectos de tres shocks negativos (el fallecimiento, la pérdida de empleo o la caída en una enfermedad crónica de alguno de los padres) sobre la probabilidad de deserción, encontrando evidencia de que la muerte de un padre es el shock con efecto de mayor magnitud. Rodríguez (2012) estudia la deserción escolar haciendo especial énfasis en la influencia de la lengua materna sobre la probabilidad de abandonar la educación primaria. Particularmente, el autor, a partir de modelos de duración, encuentra un efecto positivo sobre la probabilidad de abandonar los estudios durante la primaria cuando se tiene al quechua como lengua materna. Finalmente, Cueto y Chinen (2000) encuentran efectos favorables del desayuno escolar sobre las tasas de deserción escolar.

Asimismo, internacionalmente, se ha estudiado teóricamente y empíricamente los determinantes de la deserción escolar. A pesar de ello, la literatura se ha desarrollado principalmente por el lado empírico. Rumberger (2001), uno de los principales autores en el tema, sostiene que existen dos grandes familias de marcos teóricos que permiten analizar la deserción escolar: la perspectiva personal y la perspectiva institucional. La más aceptada, al menos en economía y otras ciencias sociales, es la perspectiva institucional. Según esta teoría son los factores familiares (como el nivel socioeconómico o la composición familiar), los relacionados a la escuela, (como el régimen privado o público de las escuelas o la ratio alumnos-profesores) y los relacionados a la comunidad (como el

⁴ Particularmente, programas de transferencia de monetarias y de reducción de entrada tardía al primer año de primaria

nivel socioeconómico del vecindario del niño o las oportunidades laborales en la zona) los que tienen el mayor poder explicativo sobre la deserción escolar.

Como ha sido mencionado, los factores familiares son considerados por la literatura como uno de los principales determinantes del desempeño escolar en niños y adolescentes. Particularmente, uno de los determinantes más trabajados es el nivel socioeconómico de los jefes de hogar. Autores como, Ekstrom et al. (1986)⁵ usando información de 1983 para Estados Unidos, McNeal (1999)⁶ con información de 1988 para Estados Unidos , Rumberger (1983)⁷, con información de 1979 para Estados Unidos, y Pong y Ju (2000)⁸ también para Estados Unidos y con información de 1988-1992, aproximando el nivel socioeconómico de los padres a partir del nivel educativo e ingresos de estos, han resaltado el rol fundamental que el nivel socioeconómico juega sobre la probabilidad de deserción escolar. Por otro lado, otros estudios han destacado el rol de la composición familiar sobre la probabilidad de deserción. Así, Astone y McLanahan (1991), encuentran que el mayor estímulo y apoyo de los hogares biparentales afecta positivamente el logro escolar; Rumberger (1983), encuentra que la composición del hogar influencia a través del nivel de ingresos la probabilidad de deserción. Finalmente, Rumberger y Larson, (1998) sugieren que la movilidad escolar producto de la separación de los hogares aumenta la probabilidad de deserción de estudiantes en escuela secundaria. Así, la evidencia sugiere que la probabilidad de deserción es mayor en familias monoparentales que en aquellas biparentales.

Otro grupo de factores ampliamente estudiados son los relacionados a la escuela. Así, por ejemplo, Rumberger y Thomas (2000) sostienen que la ratio número de estudiantes entre número profesores tiene un efecto positivo sobre la deserción escolar. Asimismo, en el mismo estudio, los autores encuentran evidencia de que la deserción disminuye con una mejor percepción por parte de los alumnos de la calidad educativa que el profesor brinda. Bryk y Thum (1989), por su parte, para Estados Unidos, evidencian que mejor normativa escolar y menor heterogeneidad estudiantil disminuyen la probabilidad de ausentismo y

⁵ Se precisa que este estudio exploratorio y busca evidenciar los diferentes determinantes de la deserción escolar.

⁶ El autor señala que el canal de transmisión es a través del incremento de los efectos de la participación de los padres en el desarrollo escolar

⁷ El énfasis del estudio es en alumnos de secundaria y, además de los efectos del hogar, en los efectos del sexo y raza

⁸ En el estudio analizan los efectos de cambios en el ingreso familiar a partir de la separación de los padres, diferenciando los efectos de la separación per se y el cambio en los ingresos.

deserción escolar. El régimen público o privado de las escuelas es otro de los temas resaltados en esta parte de la literatura. A pesar de no existir consenso en si las diferencias pueden ser realmente atribuidas al régimen de las escuelas (Rumberger, 2001), existe evidencia empírica que sugiere que los alumnos de escuelas privadas son transferidos hacia escuelas públicas en lugar de desertar o antes de hacerlo (Lee y Burkam, 1992), por lo que las escuelas privadas si tendrían un efecto positivo sobre la deserción. Por su parte, Goldschmidt y Wang, (1999), encuentran que factores atribuibles a la escuela pueden dar cuenta de dos tercios de las diferencias en tasas de deserción entre escuelas.

La comunidad que rodea al educando también ha sido sujeto de estudio. Así, Clark (1992), encuentra evidencia de que la probabilidad de deserción aumenta significativamente con el nivel de pobreza en el barrio donde vive el niño, estos efectos, además, no serían lineales⁹. Sin embargo, las oportunidades de empleo durante o después de la escuela es, quizás, el más importante mecanismo a través del cual la comunidad puede influir en las tasas de deserción escolar. En ese sentido, el estudio de Bickel y Papagiannis (1988), por ejemplo, documenta que condiciones laborales favorables para quienes desertan (como es el caso de muy bajo desempleo) tiene un efecto positivo en las tasas de deserción, mientras que salarios altos para los graduados de secundaria, tiene un efecto negativo sobre las tasas de deserción, esto a partir del análisis de la información de 67 distritos en Florida.

Una vez esbozados los factores que la literatura ha encontrado determinantes en la deserción escolar, es necesario profundizar en los efectos que las oportunidades laborales tienen sobre la deserción escolar, toda vez que el calendario agrícola implica una fuerte estacionalidad de la demanda por mano de obra en los espacios rurales peruanos. Así, en la siguiente sección se presenta un modelo que esquematiza los efectos de las presiones laborales sobre la formación de capital humano.

En cuanto a los efectos diferenciados por género, al ser este un tema poco común en la literatura, no se ha encontrado un estudio que analice el tema con este enfoque. En cambio, en los estudios de deserción el análisis de género normalmente se ha enfocado en el embarazo adolescente relacionándolo con una mayor probabilidad de deserción (Grant y Hallman, 2006) e incluso con la primera menstruación.

⁹ Utilizando información del censo estadounidense de 1980

La literatura, en cambio, si ha analizado los efectos de las presiones laborales (no estacionales) sobre la probabilidad de que un niño participe en el mercado laboral agrícola. Así, Fares y Raju (2007) estiman, a nivel mundial, que la probabilidad de que un niño caiga en el mercado laboral es 20% superior a que lo haga una niña. Asimismo, sugieren que es más probable que se dedique a la agricultura. Por su parte Fallon y Tzannatos (1998) sugieren que son los niños quienes se ven más afectados por el trabajo “visible” (como sería el caso de la agricultura) mientras que las niñas son más afectadas por el trabajo en casa. Finalmente, Cigno y Rosati (2001), para el caso de India, estiman que la probabilidad de que un niño tenga labores agrícolas es 14% superior a que una niña lo tenga.

A pesar de esto, no se debe desestimar el rol de la mujer en las actividades agrícolas. En el caso peruano, en el periodo intercensal (1994-2012) se ha observado un importante crecimiento de la participación de la mujer en las actividades agrícolas, sobretodo ligada a la producción en aquellas parcelas de menor tamaño, pues los hombres tienden a participar en el mercado laboral en sectores no necesariamente ligados a la actividad agropecuaria (Remy, 2014; Diez 2014)

Modelo

Esta sección presenta un modelo teórico que refuerza la revisión de literatura realizada y permite un mejor análisis de la relación entre las presiones laborales producto del ciclo agrícola y el ausentismo escolar. Particularmente, el modelo planteado por Skoufias (2005) analiza la distribución del tiempo del niño entre trabajo infantil y formación de capital humano. Asimismo, permite delimitar sus determinantes.

El autor sostiene que el capital humano del niño, la educación del mismo en este caso¹⁰, se forma siguiendo la siguiente función de producción:

$$H = h(t_H^c, t_H^m, X; Z, \mu, K)$$

¹⁰ El autor incluye a salud y educación como capital humano; sin embargo, para propósitos del estudio, únicamente se toma en cuenta educación

Donde t_H^c representa el tiempo dedicado a la escuela, t_H^m el tiempo dedicado por los padres a la educación del niño, X los bienes y servicios comprados en el mercado que pueden incrementar el nivel de capital humano del niño, Z son características del niño como sexo u orden de nacimiento, μ representa la habilidad del niño, mientras que K representa los demás factores que afectan el capital humano del niño (del entorno, familiares, entre otros). En cuanto a los ingresos de un niño al llegar a su adultez pueden ser descritos como:

$$E = \alpha\mu + \beta H$$

Donde α son los retornos a la habilidad, mientras que β es el retorno al capital humano. Por su parte, la restricción presupuestal del hogar puede ser representada por:

$$V + W^c(\Omega - t_H^c)N + W^m(\Omega - Nt_H^m) + \theta E = Np_x X + Y$$

Donde V son los ingresos no laborales del hogar, W^c es el salario del trabajo infantil, Ω representa el tiempo disponible, N es el número de hijos en el hogar, W^m es el salario de los padres, θ es el porcentaje de los ingresos que los hijos transfieren a sus padres cuando grandes¹¹, E son los ingresos que los hijos tendrían cuando grandes, p_x es el precio de X , finalmente, Y es el consumo del hogar, excluyendo los gastos en formación del capital humano. En cuanto a los padres, sus preferencias entre el consumo del hogar y el capital humano de sus hijos pueden ser descrita como:

$$U = U(E, Y)$$

De este modo, se plantea el siguiente Lagrangeano:

$$\max_{X, t_H^c, t_H^m} U = U(E, Y)$$

s.a

$$H = h(t_H^c, t_H^m, X; Z, \mu, K)$$

$$V + W^c(\Omega - t_H^c)N + W^m(\Omega - Nt_H^m) + \theta E = Np_x X + Y$$

A partir de las condiciones de primer orden se obtienen las siguientes condiciones de optimalidad:

¹¹ Para mantener el modelo sencillo no se descuenta intertemporalmente.

$$MRS_{E,Y} = \frac{\partial U / \partial E}{\partial U / \partial Y} = N \left\{ \frac{W^c}{\beta * \partial H / \partial t_H^c} - \theta \right\}$$

$$MRS_{E,Y} = \frac{\partial U / \partial E}{\partial U / \partial Y} = N \left\{ \frac{W^m}{\beta * \partial H / \partial t_H^m} \right\}$$

$$MRS_{E,Y} = \frac{\partial U / \partial E}{\partial U / \partial Y} = N \left\{ \frac{p_x}{\beta * \partial H / \partial X} \right\}$$

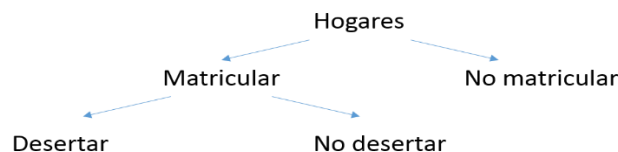
La primera condición de optimalidad nos dice que el costo marginal de la formación de capital humano del niño dependerá positivamente del salario ofrecido al niño en el mercado y dependerá negativamente del beneficio de quedarse en la escuela, los mismos que a su vez dependerán de $t_H^m, X; Z, \mu, K$ y de los retornos al capital humano. La segunda condición de optimalidad nos dice que el costo marginal del tiempo que la familia asigna a la formación del capital humano del niño dependerá positivamente del salario de la madre y negativamente del beneficio de quedarse en la escuela. Finalmente, costo marginal del dinero que la familia asigna a la formación del capital humano del niño dependerá positivamente del costo de la educación y negativamente del beneficio de quedarse en la escuela.

En términos más sencillos: i) un mayor salario infantil aumenta el costo relativo del tiempo dedicado al colegio por los niños, ii) un mayor salario de los padres aumenta el costo relativo del tiempo que le pueden dedicar a la formación de capital humano del niño, iii) una educación más cara aumenta el costo relativo de invertir en el capital humano del niño y iv) mayores retornos a: el tiempo dedicado al colegio, el tiempo dedicado por los padres a formar el capital humano de los niños y a la inversión en educación, reducen este costo relativo. De este modo, por ejemplo, un aumento en los salarios de los padres tiene un efecto positivo en la formación del capital humano a partir de una mayor inversión monetaria en el mismo, pero un efecto negativo a partir de menos tiempo dedicado a la formación de los niños. Por su parte, un aumento en los ingresos no salariales se ve traducido en un incremento tanto en los recursos asignados al capital humano del niño, como en el consumo familiar. Finalmente, un incremento en los costos de la educación, *ceteris partibus*, reduce los recursos asignados al capital humano del niño.

Metodología

Para poner a prueba la hipótesis de que el calendario escolar afecta de manera negativa a la deserción escolar se realizará un análisis econométrico utilizando las bases de datos provistas por la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH)¹². En particular, se utilizarán los modelos logit para realizar dos estimaciones; una para modelar la decisión de matrícula y otra para modelar la decisión de asistir a clases. La principal variable explicativa es el calendario agrícola, cuya construcción es detallada en la sección datos. Esta variable será acompañada de los determinantes de deserción conocidos en la literatura entre los cuales se encuentran las características de los padres (y en específico del jefe de hogar); las características del estudiante y la participación en programas sociales¹³. Las estimaciones serán diferenciadas para los alumnos de primaria y secundaria, sexo y región tomando en cuenta que las presiones laborales son diferentes entre estos grupos.

En la práctica, los hogares primero deciden si matriculan o no a sus hijos en el colegio y luego deciden si este seguirá asistiendo. De manera más esquemática, se tiene un árbol de decisión como el siguiente:



Como ha sido mencionado, la estrategia empírica seguida en este trabajo permite no solo estimar el efecto del calendario, sino, también, el efecto de otras variables típicamente utilizadas en la literatura como el idioma materno, los ingresos familiares, los programas sociales, entre otras. Asimismo, como se ha mencionado, la estrategia también posibilita poner a prueba un tema que es de especial interés para el trabajo, esto es, la hipótesis de que el mecanismo se da de manera diferenciada a de acuerdo al género.

De esta manera, se plantean dos modelos a ser estimados, bajo la siguiente forma:

$$\Pr(y = 1|x) = F(x, \beta)$$

¹² La encuesta incluye una pregunta sobre por qué el niño no está asistiendo a clases, la misma que será tomada en cuenta para el análisis de los resultados.

¹³ Es de especial interés analizar el efecto del programa Juntos, pues, sus efectos sobre la deserción están muy bien documentados en la literatura.

En el primer modelo, la variable y toma el valor de 1 si es que el individuo es matriculado en el colegio y 0 en caso contrario. En el modelo 2 la variable y toma el valor de 1 si es que el individuo se encuentra asistiendo a clases, y 0 en caso que no se encuentre asistiendo a clases¹⁴. Por su parte, x es un vector donde se incluyen todas las variables explicativas. Particularmente, en el primer modelo, para analizar el efecto del calendario agrícola, se utiliza una variable que captura la superposición anual entre el calendario agrícola y el calendario escolar; mientras que, en el segundo modelo, para analizar el efecto del calendario agrícola, se utiliza una variable mensual¹⁵.

Por su parte, entre las variables explicativas a nivel de hogar o individuo se incluyen una dummy que indica que el idioma materno es el español, el logaritmo del ingreso familiar, el número de hijos en la familia, el número de padres, una variable que indica que la familia participa de Juntos¹⁶. Las estimaciones también se realizan por grupos. Para esto se hacen estimaciones para primaria y para secundaria; para hombres y mujeres; y por región. Asimismo, para complementar el análisis, se incluyen dummies de sexo, región y una que indica primaria o secundaria en el modelo original pues esto permite comparar los parámetros obtenidos de manera directa.

Datos

Las fuentes de los datos utilizados son la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH), desde el 2012 hasta el 2014; el calendario de cosecha del MINAGRI y el Censo Nacional Agropecuario (CENAGRO) 2012. Estas bases de datos han sido agregadas en una gran base de datos que contiene 35,597 observaciones. La tabla 1 muestran información descriptiva de las variables utilizadas.

En cuanto a la construcción de las variables dependientes, se considera no matriculado si el individuo estuvo alguna vez matriculado en el sistema de educación básica pero el año en el que se hizo la encuesta no lo está. Por otro lado, se considera ausente y matriculado si el individuo no está asistiendo al centro de estudios en el que está matriculado. Finalmente, se considera matriculado y no ausente si al momento de la encuesta está

¹⁴ En el segundo modelo, se tiene únicamente información de los alumnos matriculados; por lo que se espera que los resultados puedan presentar sesgo. Este sesgo se constituye con una limitación de la investigación; sin embargo, se espera que la magnitud de este no sea muy grande toda vez que al realizar las estimaciones con un modelo lineal con corrección de Heckman no se encuentra un gran cambio (ver Anexo 1)

¹⁵ Su construcción se detalla en el capítulo de datos

¹⁶ Aunque se planeó introducir variables sobre infraestructura y materiales escolares, estos no han podido ser introducidos debido a que no se tiene información para los no matriculados.

asistiendo a clases de educación básica. Se puntualiza que solo se toma en cuenta a un individuo dentro de la muestra si es hijo o nieto del jefe del hogar¹⁷. Asimismo, no se toma en cuenta a los hogares entrevistados entre enero y marzo de cada año. Por último, solo se incluyen hogares que vivan en centros poblados de menos de 4 mil viviendas, lo cual significa que, en promedio, tienen menos de 20 mil habitantes. Aunque esta es una medida más amplia que las que se usan comúnmente en la literatura o que el mismo INEI utiliza, es acorde con la medida más generosa acerca de lo que es urbano (más de 20 mil habitantes).

En cuanto a la construcción del índice mensual de producción agrícola, se siguen los siguientes pasos. Primero, se identifican los principales productos cosechados en cada departamento y se observa su calendario, es decir, qué porcentaje del total de la cosecha anual es cosechada en cada mes. Luego, se observa la cantidad de tierras dedicadas a cada cultivo (a nivel distrital) a partir del CENAGRO 2012 y se estima la participación de cada cultivo en el total de hectáreas cultivadas en el distrito. Finalmente, se calcula el índice de producción agropecuaria para cada mes, multiplicando la participación de cada cultivo en el total de hectáreas cultivadas en el distrito (constante en todos los meses, pero diferente entre distritos) por el porcentaje de la cosecha anual cosechada en ese mes (distinto entre meses, pero constante dentro de cada departamento), para, posteriormente, sumar todos estos productos. Formalmente el índice se construye siguiendo la siguiente fórmula:

$$IPM_{ijt} = \sum_{c=1}^c \left[\left(\frac{hect_{ci}}{\sum_c hect_{ci}} \right) \left(\frac{cosecha_{ctj}}{\sum_t cosecha_{ctj}} \right) \right]$$

Donde *i* denota el distrito, *j* el departamento al que pertenece el distrito, *t* el mes y *c* cada uno de los cultivos para los que se cuenta con información. De este modo, la suma anual del índice de producción mensual, independientemente de la magnitud de la cosecha, es igual a 1. Formalmente

$$\sum_{t=1}^{12} IPM_{ijt} = 1$$

¹⁷ Las categorías existentes son: jefe(a), esposo(a), hijo(a), yerno/nuera, nieto, padres/suegros, otros parientes, trabajador Hogar, pensionista y otros no parientes.

La evolución del IPM_{ijt} a lo largo del año nos da una buena aproximación de la tendencia del ciclo agrícola; sin embargo, no nos permite distinguir la magnitud de este en tanto no es lo mismo que el 30% de la cosecha se de en julio en un distrito donde sólo se cultivan 5 000 hectáreas, que esto suceda en un distrito en el que se cultivan 50 000 hectáreas¹⁸. Por ello creamos otra variable que multiplica al IPM_{ijt} por el número de hectáreas dedicadas a la agricultura en cada distrito i . Formalmente:

$$IPMH_{ijt} = IPM_{ijt} * hectareas_i$$

El $IPMH_{ijt}$ será la variable preferida para medir el calendario agrícola pues es la que mejor captura la atracción del sector agrícola en ciertos momentos del año. Por otro lado, la decisión de aproximar al calendario agrícola a partir del ciclo de cosecha y no a partir del ciclo de siembra se debe a que la literatura ha identificado que en las economías rurales es la cosecha la que genera mayor demanda de mano de obra (Figueroa, 1981).

Esta variable de calendario agrícola es buena para modelar la decisión de ausentismo escolar; sin embargo, no resulta apropiada para modelar el proceso de matrícula. Así, se construye una variable anual que busca capturar la sobre posición entre el calendario agrícola y el calendario escolar. Particularmente la definimos como:

$$IPA_{ij} = \sum_{t=4}^{12} IPMH_{ijt}$$

Así, este índice calcula el total de hectáreas cosechas durante el periodo escolar. Esto permite modelar la decisión de matrícula pues se espera que un mayor número de hectáreas cultivadas durante el periodo escolar genere mayor presión laboral a lo largo de este periodo. La variable mensual, y utilizada para explicar el ausentismo, será llamada “Calendario 1”; mientras que la variable anual y utilizada para explicar la decisión de matrícula, será llamada “Calendario 2”. En las regresiones, para facilitar la presentación de los datos, así como su interpretación se utilizará simplemente la palabra calendario; sin embargo, el lector debe tener presente que en el caso donde se modela la decisión de

¹⁸ En realidad, lo ideal sería corregir el IPM por el número de hectáreas per cápita, donde el per cápita viene dado por el número de pobladores rurales; sin embargo, no se cuenta con esta información a nivel distrital para los años de estudio. Una posible fuente de esta información, el censo de 2007 resulta muy lejano a las observaciones de 2014, por lo que su uso podría añadir un error costoso. El error, en cambio, de no incluir el factor per cápita se estima pequeño toda vez que los distritos rurales en el Perú, en general, tienden a tener poblaciones reducidas, característica común a todo el territorio nacional.

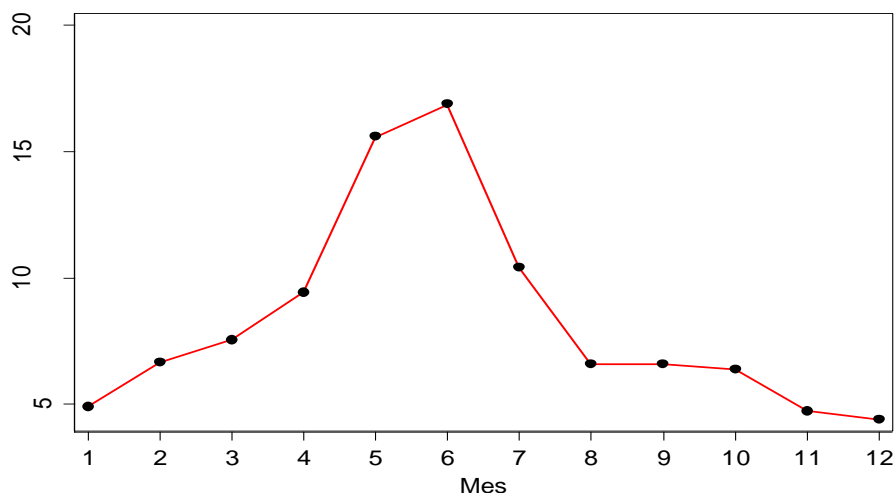
asistencia se está utilizando la variable “Calendario 1”; mientras que en el caso en el que se modela la decisión de matrícula se está utilizando la variable “Calendario 2”.

Tabla 1 – Descripción de variables y estadísticas descriptivas

Variables	Descripción	Media	Desv. Est	Obs
Calendario 1	IPA corregida por el número de hectáreas	113.63	237.2	35 597
Calendario 2	Sumatoria de la variable “Calendario 1” dentro del periodo escolar	1073.459	1798.375	35 597
Dummy secundaria	Dummy que indica si el alumno asiste a la secundaria.	0.425	0.494	35 597
Dummy lengua español	Idioma materno: español.	0.755	0.43	35 597
Ln ingresos familiares	Logaritmo natural de los ingresos monetarios de la familia.	9.022	1.048	35 597
Número de hijos	Número de hijos en la familia.	3.773	1.82	35 597
Número de padres	Número de padres.	1.87	0.337	35 597
Dummy Juntos	Indica si la familia es beneficiaria del programa JUNTOS.	0.411	0.492	35 597
Dummy hombre	Indica si el alumno es hombre.	0.517	0.5	35 597
Dummy sierra	Indica si el alumno reside en la sierra.	0.562	0.496	35 597
Dummy selva	Indica si el alumno reside en la selva.	0.291	0.454	35 597

Fuente: ENAHO 2012, 2013 y 2014 y CENAGRO 2012. Elaboración propia.

Gráfico 1 – Índice de producción agrícola (IPM) promedio por mes

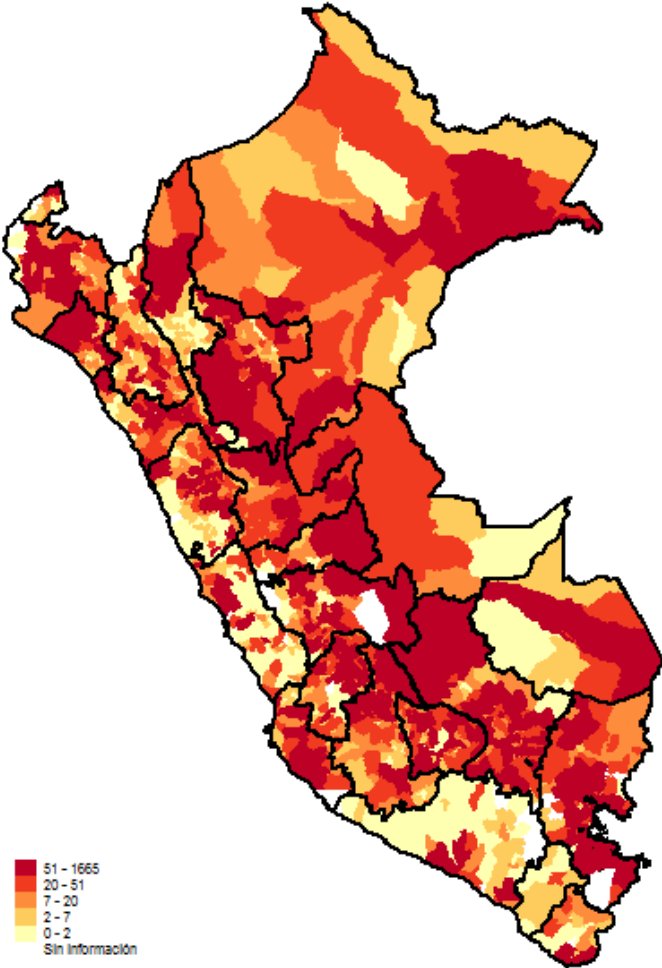


Fuente: CENAGRO 2012 y Calendario Agrícola de MINAGRI. Elaboración propia

Como el gráfico 1 evidencia, la cosecha tiene sus puntos más altos (y por lo tanto genera mayores presiones laborales) entre mayo y junio, mientras que las vacaciones escolares tienden a ser durante el periodo enero – marzo.

Este gráfico, sin embargo, oculta las heterogeneidades regionales existentes en el país. Así, para identificar la heterogeneidad regional del calendario agrícola se presenta un mapa de la desviación estándar de la variable “Calendario 1”. Así, una mayor desviación estándar señala una mayor estacionalidad en el calendario de cosecha de ese distrito. Este índice sugiere que son las regiones de la costa las que tienen una menor variabilidad, las de la selva variabilidad intermedia y son las de la sierra las que tienen mayor variabilidad.

Mapa 1. Desviación estándar a nivel distrital del IPA corregido



Fuente: CENAGRO 2012 y Calendario Agrícola de MINAGRI. Elaboración propia

Resultados

Como ha sido señalado en la metodología, al analizar la decisión de asistencia escolar se usa como variable explicativa a la variable “Calendario 1”, mientras que al analizar la decisión de matrícula se utiliza la variable “Calendario 2”. La tabla 3 muestra los efectos marginales evaluados en las medias de ambos modelos¹⁹. En esta se muestran los efectos marginales, la desviación estándar del coeficiente (en paréntesis) y la significancia de las estimaciones²⁰. El resultado más importante es que el calendario agrícola tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de matricularse; mientras que tiene un efecto negativo y no significativo sobre la probabilidad de asistir a clases. En ambos casos el coeficiente de la variable calendario al cuadrado es positivo (lo cual sugiere un impacto negativo y creciente). Al combinarse los dos coeficientes y obtenerse el impacto promedio²¹, se tiene que el calendario agrícola tiene un efecto negativo y significativo en la matrícula; mientras que tiene un efecto negativo y no significativo en la asistencia escolar.

Particularmente, en el caso de la variable calendario que afecta la decisión de matrícula, esta tiene un efecto siempre negativo. Naturalmente, el individuo promedio (marcado con la línea roja en el gráfico 2), también tendrá un efecto promedio negativo. Por otro lado, en el caso de la variable calendario que afecta la decisión de asistencia, se encuentra que existe un soporte sobre el cual esta mantiene su efecto negativo; sin embargo, a partir de cierto valor este efecto agregado se vuelve positivo. A pesar de ello, en promedio, el efecto es negativo (ver gráfico 3), asimismo, este efecto es negativo para alrededor del 80% de la muestra.

Particularmente, se encuentra que un aumento del 100% del valor del índice “Calendario 1” (similar a lo que ocurre entre abril y junio según el gráfico 1) aumenta en 0.0002 puntos porcentuales la probabilidad de no asistencia del individuo promedio. Este efecto no es, como se detalla más adelante, estadísticamente significativo. Por su parte, un ejercicio similar aplicado sobre el valor del índice “Calendario 2” genera un aumento en 0.0001 puntos porcentuales sobre la probabilidad de no matrícula del individuo promedio. Este efecto es, en cambio, estadísticamente significativo. A pesar de tener efectos marginales

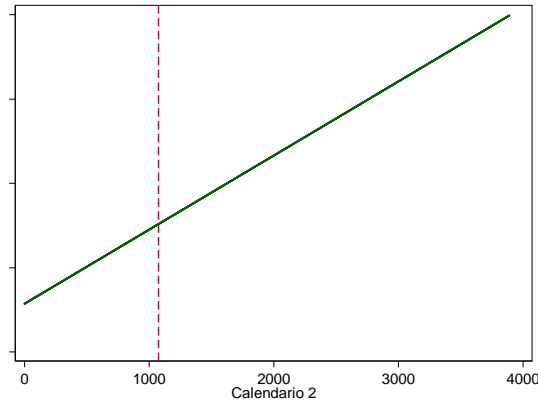
¹⁹ Todas las tablas de la sección resultados presentan los efectos marginales evaluados en las medias.

²⁰ La significancia al 10%, 5% y 1% se señala, respectivamente, con *, ** y ***.

²¹ El efecto completo de la variable calendario está dado por $\beta_{c1} + 2 * \beta_{c2} * \overline{IPA}$ donde β_{c1} y β_{c2} son los coeficientes de calendario y calendario al cuadrado, mientras que \overline{IPA} es el promedio de la variable calendario.

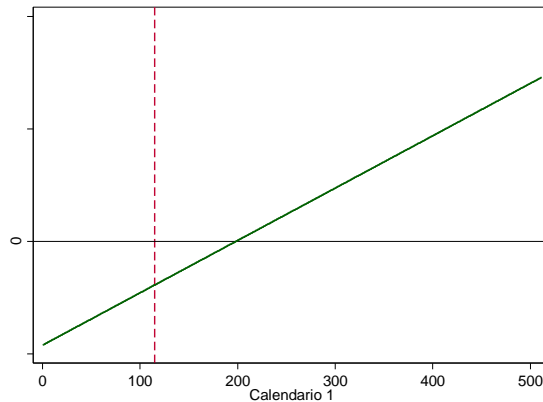
pequeños, los resultados muestran efectos importantes para las regiones con mayor valor del calendario agrícola.

Gráfico 2: Cambio proporcional en la probabilidad relativa²² ante un cambio marginal de la variable “Calendario 2”



Fuente: CENAGRO 2012 y Calendario Agrícola de MINAGRI. Elaboración propia

Gráfico 3: Cambio proporcional en la probabilidad relativa²³ ante un cambio marginal de la variable “Calendario 1”



Fuente: CENAGRO 2012 y Calendario Agrícola de MINAGRI. Elaboración propia

²² Cabe recordar que los coeficientes pueden ser interpretados como el cambio en el logaritmo del relative risk ratio, es decir, se tiene $\ln\left(\frac{P(y=j)}{P(y=1)}\right) = \langle x, \beta \rangle$ donde x es el vector de covariables y β el vector de coeficientes. Por tanto, $\frac{d[\ln(\frac{P(y=j)}{P(y=1)})]}{d(\text{calendario})} = \beta_{c1} + 2 * \beta_{c2} * IPAH$.

²³ Cabe recordar que los coeficientes pueden ser interpretados como el cambio en el logaritmo del relative risk ratio, es decir, se tiene $\ln\left(\frac{P(y=j)}{P(y=1)}\right) = \langle x, \beta \rangle$ donde x es el vector de covariables y β el vector de coeficientes. Por tanto, $\frac{d[\ln(\frac{P(y=j)}{P(y=1)})]}{d(\text{calendario})} = \beta_{c1} + 2 * \beta_{c2} * IPAH$.

De esta manera, los resultados obtenidos secundan débilmente la conjetura del trabajo: un calendario escolar que no es sensible al calendario agrícola puede provocar un mayor ausentismo en los alumnos, manteniendo el resto de determinantes constantes. Sin embargo, no se debe olvidar que el efecto encontrado no es significativo, probablemente debido a la poca cantidad de desertores (menos del 5% de la muestra).

Tabla 3 – Efectos marginales de los 2 modelos logit

Variables	Decisión de matrícula	Decisión de asistencia
Calendario	-5.43e-06*** (1.52e-06)	-4.62e-06 (6.59e-06)
Calendario^2	4.39e-10*** (1.47e-10)	1.16e-08 (8.96e-09)
Dummy Lengua Español	0.00674** (0.00333)	0.00401*** (0.00109)
Dummy Secundaria	-0.0955*** (0.00238)	-0.00694*** (0.000923)
Ln Ingresos Familiares	0.00715*** (0.00116)	0.00183*** (0.000385)
Número de hijos	-0.00838*** (0.000650)	-0.00117*** (0.000236)
Numero de padres	0.0122*** (0.00353)	0.00174 (0.00133)
Dummy Juntos	0.0205*** (0.00299)	0.00309*** (0.000931)
Dummy Hombre	-0.00937*** (0.00245)	-0.00102 (0.000935)
Dummy Sierra	0.0160*** (0.00413)	-0.00180 (0.00199)
Dummy Selva	-0.0252*** (0.00397)	-0.0102*** (0.00192)
Constante	0.145*** (0.0133)	0.0297*** (0.00487)
Observaciones	35,597	32,445
Pseudo R2	0.0885	0.048
Chi2	2,276.69	279.59
P-value	0	0

Errores estándar robustos en paréntesis.

Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Otros resultados relevantes son el efecto positivo y significativo sobre la probabilidad relativa de asistir que tienen el estar en secundaria, el nivel de ingresos familiar, el tener el idioma español como lengua materna, el número de hijos dentro de la familia y ser beneficiario del programa juntos. El efecto positivo de estar en secundaria debe ser

interpretado en conjunto con el efecto negativo (y de 15 veces mayor magnitud) que esta variable tiene sobre la probabilidad de matrícula. Así, se entiende que son los más jóvenes los que tienen mayor probabilidad de abandonar temporalmente el año escolar; mientras que los de mayor edad son los que tienen mayor probabilidad de desertar de la escuela y dedicarse plenamente a trabajar. El efecto del nivel de ingreso, era de esperarse, toda vez que es totalmente de acorde con la literatura. El coeficiente significativo del idioma materno muestra que, en lo concerniente a deserción escolar, sigue existiendo una diferencia marcada e importante entre aquellos nacidos en hogares o comunidades con lenguas indígenas o amazónicas y los que tiene como su lengua materna el español. El número de hijos, al igual que el efecto de estar en secundaria, también debe ser analizado en conjunto con el efecto de esta variable sobre la decisión de matrícula. Así, se encuentra que el número de hijos tiene un efecto negativo (y de 8 veces mayor magnitud) sobre la probabilidad de matricularse; mientras que tiene un efecto positivo y pequeño sobre la probabilidad de asistencia. De esta manera, el número de hijos, en realidad aumenta la probabilidad de que uno de ellos no sea matriculado, pero tiene un efecto ligeramente positivo sobre la probabilidad de que cada uno de ellos vayan a clases una vez matriculados. Asimismo, se evidencia el fuerte impacto que tiene el programa Juntos en reducir el ausentismo escolar. Por su lado, la única variable con efecto negativo fue la dummy regional selva, lo que implica que la región selva se encuentra especialmente rezagada en temas relacionados a la asistencia escolar.

Los resultados del grupo de estudiantes que no se matriculó en el año escolar muestran algunas similitudes con el grupo de los que se ausentaron. Así la variable que representa al calendario agrícola muestra tener un efecto promedio negativo (y significativo) en este grupo. Una posible interpretación de este resultado es que, si existe mucha presión por parte del calendario agrícola, los hogares (que ya conocen el ciclo agrícola) deciden desde principio de año no matricular al hijo. Por otro lado, las variables no mencionadas con anterioridad y que muestran efectos positivos y significativos sobre la probabilidad de matrícula son el tener el idioma español como lengua materna, los ingresos familiares, el número de padres, el programa juntos y la dummy sierra²⁴.

²⁴ Las coincidencias con la estimación relativa a la asistencia bien documentadas en la literatura, mientras que las diferencias han sido tratadas en los párrafos anteriores con excepción del coeficiente negativo y significativo que tiene el ser hombre sobre la probabilidad de matricularse. Esto puede explicarse por el mayor costo de oportunidad (mayor salario) que reciben los hombres en comparación con las mujeres.

Los resultados mostrados son complementados con un conjunto de regresiones exploratorias para observar con más detalle los efectos del sexo, nivel educativo y región natural, y su relación con el calendario; sobre todo en el caso de asistencia escolar, donde no se encontraron muchos efectos significativos. Lo más notable en la tabla 4, la cual muestra las mismas especificaciones, pero separando a los hombres de las mujeres es que el efecto *promedio*²⁵ mantiene signo y significancia en el caso de la decisión de matrícula; sin embargo, el efecto sigue siendo no significativo en el caso de la decisión de asistencia. Siendo este el caso, con los coeficientes mostrados no es posible verificar si es que hay una diferencia estadística entre sexos en cuanto a asistencia escolar. Para verificar esta hipótesis se realizó una estimación adicional, añadiendo al modelo original la variable de interacción entre el calendario agrícola y una variable indicadora de mujer (ver tabla 6). Los resultados rechazan la hipótesis de que el calendario agrícola tenga un efecto diferenciado entre mujeres y los hombres.

Tabla 4 – Efectos marginales de los 2 modelos logit para hombres y mujeres por separado

Variables	Hombres		Mujeres	
	D. de matrícula	D. Asistencia	D. de matrícula	D. Asistencia
Calendario	-4.51e-06** (2.15e-06)	1.85e-06 (9.25e-06)	-6.39e-06*** (2.13e-06)	-1.14e-05 (7.29e-06)
Calendario^2	3.63e-10* (2.02e-10)	5.39e-09 (1.20e-08)	5.20e-10** (2.15e-10)	1.89e-08* (9.89e-09)
Dummy Lengua Español	0.00588 (0.00482)	0.00494*** (0.00161)	0.00758* (0.00456)	0.00303** (0.00140)
Dummy Secundaria	-0.103*** (0.00344)	0.00738*** (0.00138)	-0.0872*** (0.00328)	0.00628*** (0.00116)
Ln Ingresos Familiares	0.00231 (0.00174)	0.00147*** (0.000568)	0.0118*** (0.00152)	0.00206*** (0.000482)
Número de hijos	-0.00872*** (0.000942)	0.00116*** (0.000353)	-0.00805*** (0.000893)	0.00114*** (0.000300)
Numero de padres	0.0163*** (0.00500)	0.00174 (0.00201)	0.00790 (0.00498)	0.00162 (0.00168)
Dummy Juntos	0.0202*** (0.00434)	0.00263* (0.00142)	0.0205*** (0.00409)	0.00334*** (0.00117)
Dummy Sierra	0.0167*** (0.00595)	0.00136 (0.00276)	0.0155*** (0.00571)	-0.00573* (0.00292)
Dummy Selva	-0.0338*** (0.00569)	0.00890*** (0.00268)	-0.0162*** (0.00555)	-0.0122*** (0.00275)
Constante	0.191*** (0.0196)	0.0333*** (0.00724)	0.0912*** (0.0174)	0.0257*** (0.00616)
Observaciones	18,421	16,661	17,176	15,784

Errores estándar robustos en paréntesis.

Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

²⁵ Se usa la expresión “efecto promedio” para hacer énfasis en que se está considerando el efecto marginal evaluado en el promedio de la variable independiente.

El resto de variables de esta especificación muestra resultados bastante similares a de la primera regresión, sobretodo en cuanto a signos; aunque hay algunos cambios en el nivel de significancia de los coeficientes.

Las diferencias entre primaria y secundaria, con mayor detalle, se pueden observar en la tabla 5. En este caso, las variables calendario no son significativas; con excepción del efecto de la variable calendarios sobre la decisión de matrícula. Como es evidente, la comparación visual de los coeficientes de dos modelos logit no es suficiente para saber si la diferencia es real o no. Por ello se ha realizado una estimación complementaria (ver tabla 6). En esta se han incluido los términos de interacción entre el calendario y la educación secundaria. Cuando se introducen estos, el efecto combinado de los coeficientes del calendario sobre la probabilidad de matrícula muestra ser negativo. Sin embargo, no se encuentran mayores diferencias significativas entre los alumnos de primaria y secundaria.

Tabla 5 - Efectos marginales de los 2 modelos logit para primaria y secundaria por separado

Variables	Primaria		Secundaria	
	D. de matrícula	D. Asistencia	D. de matrícula	D. Asistencia
Calendario	5.70e-07 (1.49e-06)	-4.20e-06 (7.87e-06)	-1.63e-05*** (3.54e-06)	-1.13e-05 (1.16e-05)
Calendario^2	0 (1.38e-10)	1.74e-08 (1.35e-08)	1.25e-09*** (3.44e-10)	1.45e-08 (1.40e-08)
Dummy Lengua Español	0.0160*** (0.00304)	0.00112 (0.00110)	-0.0116 (0.00774)	0.00886*** (0.00226)
Ln Ingresos Familiares	0.00580*** (0.000896)	0.00198*** (0.000316)	0.00715** (0.00303)	3.87e-05 (0.00105)
Número de hijos	-0.00530*** (0.000597)	-0.00119*** (0.000252)	-0.0140*** (0.00156)	-0.000864* (0.000487)
Numero de padres	0.0154*** (0.00321)	0.00169 (0.00135)	0.00999 (0.00829)	0.00182 (0.00274)
Dummy Juntos	0.0212*** (0.00281)	0.00375*** (0.000874)	0.0195*** (0.00701)	0.000662 (0.00211)
Dummy Hombre	-0.00338 (0.00236)	-0.000795 (0.000929)	-0.0207*** (0.00574)	-0.00124 (0.00193)
Dummy Sierra	0.000442 (0.00475)	-3.61e-05 (0.00189)	0.0375*** (0.00927)	-0.00498 (0.00435)
Dummy Selva	-0.0269*** (0.00436)	-0.00579*** (0.00184)	-0.0299*** (0.00913)	-0.0176*** (0.00413)
Constante	0.0406*** (0.0113)	0.0140*** (0.00393)	0.198*** (0.0329)	0.0593*** (0.0123)
Observaciones	20,581	19,706	15,016	12,739

Errores estándar robustos en paréntesis.

Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 6 – Efectos marginales de los 2 modelos logit con términos de interacción para mujeres y secundaria

Variables	Secundaria		Mujeres	
	D. de matrícula	D. Asistencia	D. de matrícula	D. Asistencia
Calendario	-2.59e-06 (2.62e-06)	6.28e-07 (7.40e-07)	-4.56e-06** (1.98e-06)	4.89e-07 (6.62e-07)
Calendario^2	2.32e-10 (2.61e-10)	0 (7.60e-11)	3.53e-10* (1.90e-10)	-0 (7.79e-11)
Calendario * Secundaria	-4.12e-06 (3.11e-06)	-1.05e-05 (7.38e-06)		
Calendario^2 * Secundaria	3.02e-10 (3.12e-10)	6.80e-09 (6.99e-09)		
Calendario * Mujer			-1.97e-06 (2.91e-06)	-1.64e-05 (1.00e-05)
Calendario^2 * Mujer			1.98e-10 (2.94e-10)	2.24e-08 (1.42e-08)
Dummy Lengua Español	0.00684** (0.00334)	0.00410*** (0.00112)	0.00674** (0.00333)	0.00402*** (0.00111)
Dummy Secundaria	-0.0921*** (0.00336)	-0.00615*** (0.00112)	-0.0955*** (0.00238)	-0.00697*** (0.000904)
Ln Ingresos Familiares	0.00721*** (0.00117)	0.00190*** (0.000391)	0.00715*** (0.00116)	0.00184*** (0.000383)
Número de hijos	-0.00841*** (0.000652)	-0.00121*** (0.000239)	-0.00838*** (0.000650)	-0.00119*** (0.000237)
Numero de padres	0.0122*** (0.00353)	0.00175 (0.00136)	0.0122*** (0.00353)	0.00172 (0.00133)
Dummy Juntos	0.0206*** (0.00299)	0.00321*** (0.000957)	0.0205*** (0.00299)	0.00311*** (0.000940)
Dummy Hombre	-0.00937*** (0.00246)	-0.00104 (0.000955)	-0.0108*** (0.00336)	-0.00191 (0.00116)
Dummy Sierra	0.0161*** (0.00414)	-0.00182 (0.00204)	0.0160*** (0.00413)	-0.00178 (0.00200)
Dummy Selva	-0.0253*** (0.00398)	-0.0105*** (0.00194)	-0.0252*** (0.00397)	-0.0102*** (0.00191)
Constante	0.143*** (0.0134)	0.0294*** (0.00496)	0.146*** (0.0133)	0.0301*** (0.00483)
Observaciones	35,597	32,445	35,597	32,445

Errores estándar robustos en paréntesis.

Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Finalmente, la tabla 7 muestra los resultados separando la muestra en dos grupos, para la sierra y para la selva. El efecto del calendario es no significativo tanto sobre la probabilidad de matrícula como sobre la probabilidad de asistencia en el caso de la selva, mientras que, en el caso de la sierra, se tiene que el efecto promedio es positivo y significativo. En términos generales, estos resultados junto a los del resto de variables son muy similares a los encontrados en las especificaciones anteriores.

Tabla 7 – Efectos marginales de los 2 modelos logit para selva y sierra por separado

Variables	Selva		Sierra	
	D. de matrícula	D. Asistencia	D. de matrícula	D. Asistencia
Calendario	-7.47e-07 (2.85e-06)	-1.02e-05 (1.40e-05)	-1.09e-05*** (2.69e-06)	-9.49e-06 (9.10e-06)
Calendario^2	1.89e-10 (2.52e-10)	1.69e-08 (1.85e-08)	9.39e-10*** (3.50e-10)	1.53e-08 (1.50e-08)
Dummy Lengua Español	0.0349*** (0.00783)	0.00104 (0.00342)	-0.00393 (0.00334)	0.00486*** (0.00115)
Dummy Secundaria	-0.127*** (0.00521)	-0.0114*** (0.00241)	-0.0800*** (0.00288)	-0.00588*** (0.00112)
Ln Ingresos Familiares	0.0163*** (0.00230)	0.00433*** (0.000831)	0.00183 (0.00157)	0.000234 (0.000556)
Número de hijos	-0.0123*** (0.00135)	-0.00281*** (0.000539)	-0.00539*** (0.000834)	-0.000406 (0.000298)
Numero de padres	0.0183** (0.00818)	-0.000541 (0.00362)	0.00855** (0.00419)	0.00264* (0.00143)
Dummy Juntos	0.0536*** (0.00737)	0.0191*** (0.00317)	0.00929*** (0.00323)	-0.00215* (0.00119)
Dummy Hombre	-0.0231*** (0.00548)	-0.00161 (0.00231)	-0.00262 (0.00293)	-0.000185 (0.00106)
Constante	0.0827*** (0.0260)	0.0372*** (0.00986)	0.176*** (0.0161)	0.0285*** (0.00634)
Observaciones	11,188	9,810	19,544	18,174

Errores estándar robustos en paréntesis.

Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Conclusiones y recomendaciones de política

El presente estudio es una primera aproximación a la relación entre el calendario agrícola y la deserción escolar para el caso peruano. Si bien se pensaba que la alta estacionalidad del calendario agrícola peruano probablemente tuviera efectos nocivos sobre la deserción escolar, estos hipotéticos efectos no habían sido comprobados cuantitativamente. En ese sentido, se reconoce la importancia del estudio en analizar esta hipótesis.

Los resultados obtenidos apoyan débilmente la hipótesis planteada pues un calendario agrícola estacional tiene un efecto negativo, pero no significativo sobre la probabilidad de asistir al colegio y, un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de matrícula. Los resultados en relación a la probabilidad de asistir al colegio deben ser tomados con cuidado; toda vez que al realizar la estimación sólo se cuenta con información de los alumnos matriculados; lo que podría generar sesgo; sin embargo, se presume que este sesgo es pequeño (ver explicación en la sección metodología). A pesar de esto, se espera

que lo sugestivo de estos resultados generen un mayor interés en el tema y que se realicen y utilicen mejores bases de datos que superen las limitaciones de la investigación.

Por otro lado, siguiendo con los resultados, en cuanto a diferencias de género, las estimaciones no identifican un efecto significativamente diferente entre hombres y mujeres en el caso de asistencia escolar. Este resultado tiene sentido en un contexto de “feminización de la agricultura peruana” según propone Remy (2014) donde las mujeres han ido ganando importancia en las actividades laborales agrarias.

Por otro lado, los resultados indican que los jóvenes de secundaria son los más vulnerables a la no matrícula producto del ciclo agrícola; mientras que son los niños de primaria los más vulnerables a la inasistencia producto del ciclo agrícola. Finalmente, los resultados sugieren que los efectos del calendario agrícola son más perniciosos en la selva del país, donde la educación se encuentra debilitada.

En cuantas otras variables que determinan la deserción escolar, se destaca el gran efecto que tiene el programa social Juntos en reducir el ausentismo escolar y la no matrícula. Por otro lado, los ingresos familiares y hablar español como primera lengua, tienen un efecto positivo sobre la probabilidad de asistir a clases y matricularse.

A partir de los resultados obtenidos se plantea un conjunto de recomendaciones de política que se espera puedan ayudar a reducir el problema de ausentismo y deserción escolar documentado en el presente texto. Se puntualiza que las recomendaciones son, en su mayoría, destinadas al gobierno central, pues este es el que tiene la potestad de realizar políticas de alcance nacional. A pesar de esto, algunas de las propuestas de política pueden ser fomentadas o implementadas desde los gobiernos regionales y locales.

En primer lugar, como la evidencia lo sugiere, un calendario agrícola muy estacional puede generar efectos negativos sobre el nivel de ausentismo y deserción escolar; en ese sentido es recomendable que se generen políticas que disminuyan el nivel de estacionalidad del calendario agrícola, esto es, programas de riego. En este caso el Minagri, junto a los gobiernos regionales son los llamados a intervenir. Particularmente, el programa “Mi Riego” de Minagri podría ser dotado de un mayor presupuesto, sobre todo para las regiones de la sierra, y con ello lograr un objetivo no concebido al diseñar el programa: aumentar la matrícula escolar. Sin embargo, hay que tener cuidado con la

implementación de esta propuesta, toda vez que el riego a su vez aumenta la productividad laboral (independientemente de si el trabajador es un escolar o un adulto), por lo que se recomienda que sea acompañado, por ejemplo, por el programa Juntos; de modo que la no asistencia o no matrícula no aumente.

En el caso particular de la región selva, donde el calendario agrícola no es necesariamente muy problemático, se identifica un claro rezago en cuanto matrícula. Particularmente, la evidencia sugiere que el tener una lengua distinta al español aumenta fuertemente la probabilidad de no matrícula en esta región (aún más que en la región de la sierra). Así, resulta necesario un esfuerzo de focalización de los recursos destinados a la educación intercultural bilingüe en la zona selva del país.

A pesar de ser un problema que se presenta con mayor intensidad en la selva, en general los resultados sugieren que los niños y jóvenes de hogares que no tienen como lengua materna al español tiene una probabilidad significativamente mayor de no matricularse o ausentarse una vez comenzadas las clases. Según el modelo de Skoufias (2005) si los individuos no estiman retornos rentables a la educación (en este caso porque la educación es brindada en una lengua distinta a la suya) estos tendrán mayores incentivos a dedicarle más tiempo a las actividades productivas y, por lo tanto, aumentará la probabilidad de que deserten del colegio. Así, si bien la política nacional de Educación Intercultural, Bilingüe y Rural está bastante consolidada es necesario fortalecerla sobre todo en el nivel secundario, donde los retornos al trabajo son mayores.

Finalmente, si bien se reconoce que este documento no puede ser interpretado como una evaluación de impacto del programa Juntos, se observa el efecto positivo de este programa en lograr que los alumnos asistan a la escuela; así como en incentivar la matrícula. En particular, se destaca el rol que cumple en lograr que las niñas y adolescentes se mantenga en la escuela. Si además se toma en cuenta las evaluaciones de impacto que ha tenido el programa (Perova y Vakis, 2011; Sanchez y Jaramillo, 2012), donde se han encontrado efectos positivos sobre una amplia gama de variables, es prudente recomendar un aumento en su cobertura.

Referencias

- Alarcón, W. (1995). Atraso y deserción escolar en niños y adolescentes. Instituto Nacional de Estadística e informática.
- Alcázar, L. (2009). Asistencia y Deserción en Escuelas Secundarias Rurales del Perú. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 41, 81.
- Astone, N.M. & McLanahan, S.S. (1991). Family structure, parental practices and high school completion. *American Sociological Review*, 56,309-320.
- Becker, G. S., & Becker, G. S. (2009). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.
- Bickel, R. & Papagiannis, G. (1988). Post-high school prospects and district-level dropout rates. *Youth & Society*, 20,123-147.
- Bryk, A.S. & Thum, Y.M. (1989). The effects of high school organization on dropping out: An exploratory investigation. *American Educational Research Journal*, 26,353-383.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press.
- Clark, R. L. (1992). Neighborhood effects on dropping out of school among teenage boys. Discussion paper. Washington, D.C.: The Urban Institute.
- Cortez, R. (2001). El atraso escolar en el Perú. Lecciones para una agenda de política pública. Consorcio de Investigación Económica y Social. Noviembre.
- Cueto, S. (2004). Factores predictivos del rendimiento escolar, deserción e ingreso a educación secundaria en una muestra de estudiantes de zonas rurales del Perú.
- Cueto, S., & Chinen, M. (2000). Impacto educativo de un programa de desayunos escolares en escuelas rurales del Perú.
- Cueto, S., Guerrero, G., León, J., Zevallos, Á., & Sugimaru, C. (2010). De quinto de primaria al fin de la secundaria en seis años: un estudio longitudinal en Puno. GRADE, CIES.
- Dagnino, J. (2005) *Desarrollo cognitivo en niños y niñas que estudian y trabajan*. Lima

- Diez, A. (2014) Cambios en la ruralidad y en las estrategias de vida en el mundo rural. Una relectura de antiguas y nuevas definiciones. En Perú: El problema agrario en debate XVI. Eds. Alejandro Diez, Ernesto Ravez y Ricardo Fort .Lima: SEPIA
- Ekstrom, R.B., Goertz, M.E., Pollack, J.M., & Rock, D.A. (1986). Who drops out of high school and why? Findings from a national study. *Teachers College Record*, 87,356-373.
- Goldschmidt, P, & Wang, J. (1999). When can schools affect dropout behavior? A longitudinal multilevel analysis. *American Educational Research Journal*, 36, 715-738
- Grant, M. J., & Hallman, K. K. (2008). Pregnancy-related School Dropout and Prior School Performance in KwaZulu-Natal, South Africa. *Studies in Family Planning*, 39(4), 369-382.
- Fares, J., & Raju, D. (2007). Child labor across the developing world: Patterns and Correlations. *World Bank Policy Research Working Paper*, (4119).
- Fallon, P., & Tzannatos, Z. (1998). *Child Labor*. World Bank.
- Figuerola, A. (1981). *La economía campesina en la Sierra del Perú*. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú.
- García, L. (2006). *Oferta de Trabajo Infantil y el Trabajo en los quehaceres del hogar*. Departamento de Economía. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Lavado, P., & Gallegos, J. (2005). *La dinámica de la deserción escolar en el Perú: un enfoque usando modelos de duración*. CIES.
- Lee, V.E. & Burkam, D.T. (1992). Transferring high schools: An alternative to dropping out? *American Journal of Education*, 100,420-453.
- Levenshtein, V. I. (1965), "Binary codes capable of correcting deletions, insertions, and reversals.", *Doklady Akademii Nauk SSSR* 163 (4): 845–848
- Lozano, E. R. (2012). ¿Barreras lingüísticas en la educación?: la influencia de la lengua materna en la deserción escolar. *Economía*, 35(69), 83-151.
- McNeal, R.B. (1999). Parental involvement as social capital: Differential effectiveness on science achievement, truancy, and dropping out. *Social Forces*, 78,117-144.
- Pariguana, M. (2011). *Trabajo adolescente y deserción escolar en el Perú*. CIES, GRADE

- Patrinos, H. A., & Psacharopoulos, G. (1997). Family size, schooling and child labor in Peru—An empirical analysis. *Journal of population economics*, 10(4), 387-405.
- Perova, E., & Vakis, R. (2011) Más tiempo en el programa, mejores resultados: Duración e Impactos del Programa Juntos en el Peru. Available in: www.juntos.gob.pe.
- Pong, S.-L. & Ju, D.-B. (2000). The effects of change in family structure and income on dropping out of middle and high school. *Journal of Family Issues*, 21,147-169.
- Remy M. (2014) ¿Feminización de la agricultura peruana? *La Revista Agraria* 158, Enero 2014
- Rodríguez, E. (2012). ¿Barreras lingüísticas en la educación?: la influencia de la lengua materna en la deserción escolar. *Economía*, 35(69), 83-151.
- Rodríguez, J., & Vargas, S. (2008). Escolaridad y trabajo infantil: patrones y determinantes de la asignación del tiempo de niños y adolescentes en Lima Metropolitana.
- Rodríguez, J., & Abler, D. (1998). Asistencia a la escuela y participación de los menores en la fuerza de trabajo en el Perú, 1985-1994. *Economía*, 21(41), 215-253.
- Rojas, H. F., & Rosales, J. (1990). Educación, una mirada hacia dentro: analfabetismo, repitencia y deserción (No. 2). Instituto de Pedagogía Popular.
- Rosenzweig, M. (1988). Human capital, population growth, and economic development: Beyond correlations. *Journal of Policy Modeling* 10 (1): 83–111.
- Rosenzweig, M., & R. Evenson (1977). Fertility, schooling, and the economic contribution of children in rural India: An econometric analysis. *Econometrica* 45: 1065–1079.
- Rosenzweig, M., & T. Schultz. (1983). Estimating a household production function: Heterogeneity, the demand for health inputs, and their effects on birthweight. *Journal of Political Economy* 92 (October): 723–746.
- Rumberger, R.W. (1983). Dropping out of high school: The influence of race, sex, and family background. *American Educational Research Journal*, 20, 199-220.
- Rumberger, R, & Larson, K.A. (1998). Student mobility and the increased risk of high school dropout. *American Journal of Education*, 107, 1-35.

Rumberger, R., Larson, K. A., Palardy, G. A., Ream, R. K., & Schleicher, N. A. (1998). *The Hazards of Changing Schools for California Latino Adolescents*. Berkeley, CA: Chicano/Latino Policy Project.

Rumberger, R.W. & Thomas, S.L. (2000). The distribution of dropout and turnover rates among urban and suburban high schools. *Sociology of Education*, 73, 39-67.

Sánchez, A., & Jaramillo, M. (2012). Impacto del programa Juntos sobre la nutrición temprana. *Revista Estudios Económicos*, 23(1), 53-66.

Skoufias, E. (2005). "PROGRESA and Its Impacts on the Welfare of Rural Households in Mexico". Washington, DC: IFPRI.

Trivelli, Carolina; Javier Escobal; y Bruno Revesz (2010). *Desarrollo rural en la sierra. Aportes para el debate*. Lima: Cipca, Grade, IEP, Cies.

Vargas Pastor, P., & Zevallos Bogani, Á. M. (2009). Evaluando el impacto de shocks negativos en la deserción: identificando efectos heterogéneos mediante metodologías no paramétricas para el caso peruano. GRADE.

Webb, Richard (2013). *Conexión y despegue rural*. Lima: Instituto del Perú.

Willis, R. J. (1973). A new approach to the economic theory of fertility behavior. *The Journal of Political Economy*, S14-S64.

Wooldridge, J. M. (2012). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Anexo 1

Estimación de un modelo lineal sobre la decisión de asistir al colegio

Variables	MCO	Heckman
Calendario	6.28e-06* (3.57e-06)	6.28e-06 (4.06e-06)
Calendario^2	-6.28e-10 (8.34e-10)	-6.28e-10 (1.52e-09)
Dummy Lengua Español	0.00544*** (0.00160)	0.00544*** (0.00153)
Dummy Secundaria	-0.00888*** (0.00131)	0.00892*** (0.00133)

Ln Ingresos Familiares	0.00287*** (0.000698)	0.00288*** (0.000607)
		-
Número de hijos	-0.00180*** (0.000389)	0.00181*** (0.000346)
Numero de padres	0.00224 (0.00190)	0.00224 (0.00181)
Dummy Juntos	0.00454*** (0.00126)	0.00456*** (0.00140)
Dummy Hombre	-0.00141 (0.00120)	-0.00141 (0.00120)
Dummy Sierra	-0.000377 (0.00144)	-0.000377 (0.00197)
Dummy Selva	-0.0131*** (0.00187)	-0.0131*** (0.00202)
Constante	0.967*** (0.00743)	0.967*** (0.00677)
Observaciones	32,445	35,597

Errores estándar robustos en
paréntesis.

Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0.05, *
p<0.1

Plan de incidencia

El presente plan de incidencia tiene como objetivo delimitar las acciones a ser realizadas para vincular las recomendaciones de política del estudio con los hacedores de política relevantes, así como demarcar qué otras actividades se realizarán para maximizar el impacto del estudio realizado. Para ello, primero, se sintetizan los resultados del estudio y las recomendaciones que se desprenden de este. Luego, se identifican a los actores que tienen las facultades para implementar las políticas planteadas. Posteriormente, se vinculan las recomendaciones de política con políticas puntuales que pueden ser realizadas por los actores identificados.

Para delimitar y sintetizar de manera ordenada y clara la posible incidencia del estudio en las políticas públicas se construye una matriz altamente detallada que permite identificar 8 puntos clave:

1. Resultado del estudio
2. Recomendación asociada al resultado
3. Actor/institución al que va dirigido la recomendación
4. Política vinculada a la recomendación
5. Identificación si la política debe ser reformulada o esta es revalidada
6. Propuesta de política
7. Agentes estratégicos dentro de la institución
8. Canales de comunicación con los agentes estratégicos

Resultado	Recomendación	Actor/institución	Política vinculada a la recomendación	¿Se valida o reformula?	Propuesta de política	Aliados	Canales de comunicación
Un calendario agrícola muy estacional puede generar efectos negativos sobre el nivel de ausentismo y deserción escolar	Es recomendable que se generen políticas que disminuyan el nivel de estacionalidad del calendario agrícola, esto es, programas de riego	MINAGRI	Mi riego	Valida	Aumentar su cobertura, sobre todo en las zonas de la sierra; donde actualmente son más dependientes del riego por secano y; consecuentemente, más vulnerables al ciclo "natural" de cosecha	Comité técnico Mi Riego	
		Gobiernos Regionales	Programas de apoyo técnico agrícola	Valida		Direcciones Regionales de Agricultura	
En región selva se identifica un claro rezago en cuanto matrícula. La evidencia sugiere que el tener una lengua distinta al español aumenta fuertemente la probabilidad de no matrícula en esta región	Es recomendable fomentar y fortalecer la educación bilingüe	MINEDU	Política nacional de Educación Intercultural, Bilingüe y Rural	Valida	Si bien la política nacional de Educación Intercultural, Bilingüe y Rural es un programa altamente consolidado es necesario reforzarlo en la escuela secundaria; donde los jóvenes observan un mayor retorno a las actividades laborales	Dirección General de Educación Intercultural, Bilingüe y Rural	
Los resultados sugieren que los niños y jóvenes de hogares que no tienen como lengua materna al español tiene una probabilidad significativamente mayor de no matricularse o ausentarse una vez comenzadas las clases	Es recomendable fomentar y fortalecer la educación bilingüe Ampliar la cobertura del programa	MINEDU MIDIS	Política nacional de Educación Intercultural, Bilingüe y Rural Programa Juntos	Valida	Si bien la política nacional de Educación Intercultural, Bilingüe y Rural es un programa altamente consolidado es necesario reforzarlo en la escuela secundaria; donde los jóvenes observan un mayor retorno a las actividades laborales	Dirección General de Educación Intercultural, Bilingüe y Rural Programa nacional de apoyo a los más pobres - Juntos	Correo electrónico
Efectos positivos del programa Juntos en la probabilidad de matrícula y asistencia a clases				Valida	Si bien se reconoce que este documento no puede ser interpretado como una evaluación de impacto del programa Juntos, se recomienda aumentar la cobertura, sobre todo en zonas rurales de la selva.		