

Tipo de documento: Tesis de Maestría

Maestría en Economía Aplicada

La demanda de empleo formal agrícola y las agroexportaciones: Evidencia a nivel de regiones en Perú, para el período 2016-2021

Autoría: Casaverde Antón, Luis Alonso

Año: 2023

¿Cómo citar este trabajo?

Casaverde Antón, L.(2023) "La demanda de empleo formal agrícola y las agroexportaciones: Evidencia a nivel de regiones en Perú, para el período 2016-2021". [Tesis de Maestría. Universidad Torcuato Di Tella]. Repositorio Digital Universidad Torcuato Di Tella
<https://repositorio.utdt.edu/handle/20.500.13098/12532>

El presente documento se encuentra alojado en el Repositorio Digital de la Universidad Torcuato Di Tella bajo una licencia Creative Commons Atribución-No Comercial-Compartir Igual 4.0 Argentina (CC BY-NC-SA 4.0 AR)
Dirección: <https://repositorio.utdt.edu>



**UNIVERSIDAD
TORCUATO DI TELLA**

**UNIVERSIDAD TORCUATO DI TELLA
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA**

MAESTRÍA EN ECONOMÍA APLICADA

**LA DEMANDA DE EMPLEO FORMAL AGRÍCOLA Y LAS
AGROEXPORTACIONES: EVIDENCIA A NIVEL DE REGIONES
EN PERÚ, PARA EL PERIODO 2016-2021**

Autor: Luis Alonso Casaverde Antón

Tutor: César Ciappa

Buenos Aires, abril de 2023

Resumen

Esta investigación tuvo como objetivo mostrar si las agroexportaciones tienen un impacto positivo sobre el empleo formal en el sector agrícola para Perú. Para esto se estimó un modelo a través de la metodología de datos de panel a nivel de las 24 regiones del Perú para el periodo 2016-2021 procedimiento que puede recoger las heterogeneidades de cada región respecto clima, altitud, acceso al recurso hídrico, cercanía a puertos, entre otros. De esta manera encontramos que un aumento de 1 punto porcentual en la proporción agroexportaciones sobre valor bruto de la producción aumenta el empleo formal agrícola ente 9,1% y 10% siendo estadísticamente significativo al 1% en las 7 especificaciones planteadas, sumando evidencia a que el comercio exterior resulta importante para impulsar el crecimiento del empleo formal. Por otra parte, el salario real del sector resultó estadísticamente significativo, pero con signo positivo lo que podría suponer que la empresas pagan mayores salarios para competir por la mano de obra por su carácter estacional; las mayores cosechas impulsan también mayor empleo siendo estadísticamente significativa al 10%; y finalmente la inversión pública en infraestructura agrícola y la red vial de carreteras pavimentadas registraron signos mixtos y no resultaron estadísticamente significativos. Es preciso aclarar que debido a las limitaciones de información los resultados encontrados en esta investigación deberían tomarse con precaución e intentar superar los problemas mencionados en futuras investigaciones.

Palabras claves: empleo formal agrícola, agroexportaciones, datos de panel.

Tabla de Contenido

Introducción.....	1
1. Marco teórico y revisión de la literatura.....	2
1.1. Comercio exterior y factor trabajo.....	2
1.2. Demanda Laboral Agrícola	4
1.3. Revisión de la literatura.....	6
2. Metodología	10
2.1. Unidad de análisis y ámbito de estudio	10
2.2. Fuentes de información.....	10
2.3. Especificación econométrica.....	10
2.4. Operacionalización de las variables	12
3. Hechos estilizados.....	14
3.1. Evolución del empleo formal del sector agrícola 2016-2021	14
3.2. Evolución de las agroexportaciones 2016-2021	17
3.3. Evolución de otras variables 2016-2021.....	18
4. Análisis de resultados	22
5. Conclusiones.....	27
Referencias.....	28
Anexos	30

Introducción

El empleo formal es fundamental porque permite a las personas acceder a muchos beneficios de la seguridad social como: seguro médico, sistema de jubilación, entre otros; porque aumenta la productividad (a través de la capacitaciones que brindan las empresas a los empleados) y disminuye la pobreza (mejores salarios respecto al sector informal), además que permite identificarlos ante eventuales transferencias del Gobierno (Banco Interamericano de Desarrollo, 2021; Organización Internacional del Trabajo, 2022). Particularmente, en el sector agrícola, estar incluido en la planilla permite a los trabajadores acceder a beneficios laborales del régimen agrario, que en 2021 experimentó cambios dentro de los que destaca una bonificación de carácter no remunerativa. Por eso resulta importante conocer que factores impulsan el empleo formal agrícola, sector que a diciembre de 2021 abarca el 11,1% de los trabajadores formales privados del país.

En tal sentido, la presente investigación plantea como hipótesis central que las agroexportaciones tienen una relación positiva con el empleo formal en el sector agrícola, es decir suponemos que el gran crecimiento de las exportaciones agrícolas peruanas (de 5 370 millones de dólares en 2016 a 8 742 millones de dólares en 2021) han fomentado el mayor empleo formal agrícola durante el mismo periodo (de 232,9 mil trabajadores en 2016 a 356,1 mil trabajadores en 2021).

En base a la literatura revisada encontramos trabajos que muestran el efecto de las exportaciones sobre el empleo agrícola y demás sectores económicos a través de la metodología de la matriz insumo-producto tales como Perez (2020); Los, Timmer, & De Vries (2015); y Zahniser, Hertz, Dixon, & Rimmer (2017); pero ninguno que modele esta relación. Y aquellos que modelan una relación de demanda laboral y exportaciones se enfocan solamente en el sector manufactura entre los que destacan: Greenaway, Hine, & Wright (1999); Mitra & Shin (2012); Lichter, Peichl, & Sieglöcher (2013); y Nii, Gyeke-Dako, Oduro, Turkson, & Twumasi (2017). En ese sentido, esta tesis se diferencia de estos trabajos porque modelamos la relación de las agroexportaciones sobre la demanda laboral agrícola formal.

El contenido de la presente investigación consta de cinco secciones. Así en este primer capítulo desarrollamos el marco teórico y empírico pertinente basado en el modelo de demanda agrícola laboral de Taylor & Charlton (2019) que se deriva de una función de producción Cobb-Douglas y además explicamos la importancia del comercio exterior en la generación de empleo. Por su parte, presentamos una revisión de la literatura relacionado al tema de investigación en el que describimos la metodología llevada a cabo, ámbito de estudio, así como los principales resultados y conclusiones que se obtuvieron.

En la segunda sección se presenta la metodología para lo cual se utilizó información secundaria publicada de las 24 regiones de Perú por parte de entidades públicas como: Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo (MTPE), Superintendencia Nacional de Aduanas y Administración Tributaria (SUNAT), Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), Ministerio de Transportes y Comunicaciones (MTC), Ministerio de Desarrollo Agrario (MIDAGRI), Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) e Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) para el periodo 2016-2021; y siguiendo lo realizado por varios estudios empíricos se realizaron estimaciones utilizando la metodología de datos de panel. Es preciso señalar, que esta tesis abarca un periodo más corto respecto a los otros trabajos debido a que la estadística de

trabajadores formales se empieza a reportar a partir del año 2016 y tampoco se analizó el impacto del cambio del régimen agrario que entro en vigencia en 2021 justamente por falta de observaciones post-reforma.

En la tercera sección se presentan los principales hechos estilizados del empleo formal en el sector agrícola, y sus factores explicativos propuestos en esta investigación, destacando las agroexportaciones como variable de interés, que durante el periodo de análisis experimentó un importante crecimiento impulsado por productos como uvas, arándanos, paltas, café, espárragos frescos y mangos.

En la cuarta sección presentamos los resultados obtenidos y los contrastamos con la literatura revisada, destacando que se encontró que las agroexportaciones serian una variable importante para impulsar el empleo formal agrícola, pues esta resultó estadísticamente significativa al 1% en todas las especificaciones planteadas y el valor de los coeficientes se mantuvo similar, tras su convivencia con otras variables en el modelo. Finalmente, en la quinta sección presentamos las conclusiones de la tesis y recomendaciones para futuras investigaciones.

1. Marco teórico y revisión de la literatura

En esta sección se explicarán brevemente dos modelos que permiten mostrar la relación entre la demanda laboral del sector agrícola y las exportaciones de un país; así como también mostrar que otras variables podrían influir en las empresas para determinar el nivel de trabajadores que debe contratar.

1.1. Comercio exterior y factor trabajo

Entre los modelos que muestran un vínculo entre el comercio internacional (exportaciones) y el factor trabajo se tiene el modelo de factores específicos que se explica en el libro de Krugman, Obstfeld & Melitz (2012) en base a los trabajos de Paul Samuelson y Ronald Jones.

Siguiendo a los autores se supone que la economía produce dos bienes: manufacturas (M) y productos agrícolas (A) y el país tiene tres factores: trabajo (L), capital (K) y Tierra (T), siendo el primero un factor móvil, es decir que se puede utilizar en ambos sectores; entonces las funciones de producción en ambos sectores son:

$$Q_M = f(K, L_M)$$

$$Q_A = f(T, L_A)$$

A partir de esto, dado que en cada sector las empresas buscan maximizar sus beneficios demandarán trabajo hasta que el valor de su producto marginal sea igual a su costo (salario por unidad de trabajo); y en equilibrio el salario deberá igualarse en ambos sectores:

$$W = P_M P_{mg} L_M = P_A P_{mg} L_A$$

$$-\frac{P_{mg} L_M}{P_{mg} L_A} = -\frac{P_A}{P_M}$$

Donde:

P_A : precio del producto agrícola.

P_M : precio del producto manufacturero.

$PmgL_A$: producto marginal del sector agrícola.

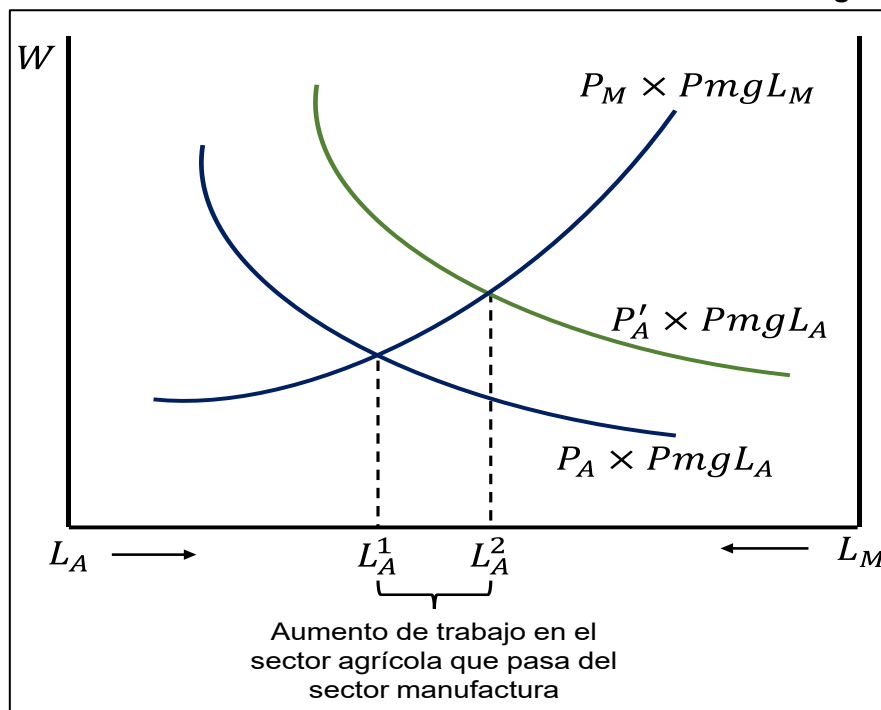
$PmgL_M$: producto marginal del sector manufacturero.

W : salario nominal.

Entonces, suponiendo que la economía se abre al comercio y el nuevo precio relativo de los bienes P_A/P_M se incrementa, esto conllevará a la economía a producir relativamente más alimentos para consumo nacional y exportación, por lo que las empresas del sector agrícola tendrán que demandar más trabajo tal como se muestra en la Figura N°1, donde la curva de demanda de trabajo de las empresas agrícolas¹ se desplaza a la derecha tras la apertura al comercio y la cantidad de trabajo de este sector aumenta de L_A^1 a L_A^2 .

Por otra parte, si los nuevos precios relativos son menores respecto al precio de autarquía las empresas demandarán más trabajo para el sector manufacturero, lo que conducirá a que las empresas del sector agrícola demanden menos trabajo. Es decir, el comercio exterior ocasiona una reasignación de la mano de obra desde el sector de sustitución de importaciones hacia el sector exportador (Nii, Gyeke-Dako, Oduro, Turkson, & Twumasi, 2017).

Figura N°1
Efecto del comercio internacional sobre la demanda laboral agrícola



Fuente: Adaptada de Krugman, Obstfeld & Melitz (2012)

¹ La demanda laboral agrícola se mide de izquierda a derecha, mientras que la demanda laboral del sector manufacturero se mide de derecha a izquierda.

1.2. Demanda Laboral Agrícola

Siguiendo el modelo de Taylor & Charlton (2019) y adaptando alguna notación se supondrá que la función de producción para una empresa agroexportadora, que transforma los insumos (semillas, agua, fertilizantes, cosechadoras, entre otros) en un bien agrícola para exportación, es una Cobb-Douglas² de la siguiente forma:

$$Q = \varepsilon AL^\alpha \bar{T}^{1-\alpha}$$

Donde:

Q : producción del bien agrícola exportable.

A : parámetro de productividad.

L : mano de obra.

\bar{T} : tierra cosechable a corto plazo.

ε : shock climático.

α : participación del trabajo en la producción agrícola exportable.

Entonces la empresa maximiza la siguiente función de beneficios:

$$\pi = pQ - WL = p\varepsilon AL^\alpha \bar{T}^{1-\alpha} - WL$$

La condición de primer orden es:

$$\frac{d\pi}{dL} : p\alpha\varepsilon AL^{\alpha-1} \bar{T}^{1-\alpha} - W = 0$$

$$p\alpha \frac{Q}{L} - W = 0$$

De esta manera la *demanda de trabajo agrícola* que maximiza las ganancias:

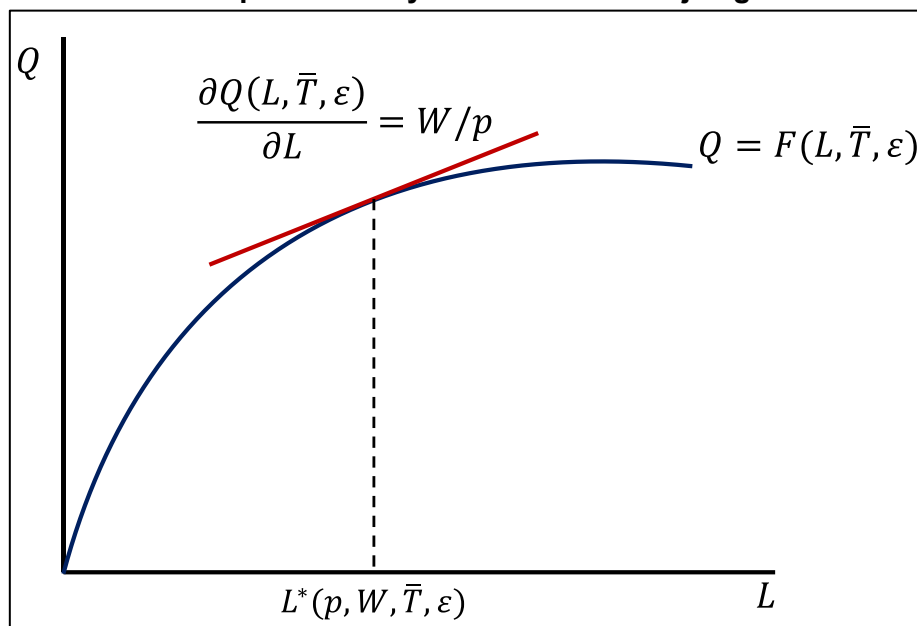
$$L = \frac{\alpha p Q}{W}$$

El resultado final de este proceso de maximización se puede observar en la Figura N°2, donde el nivel óptimo de demanda agrícola se determina cuando se iguala la pendiente de la función de producción y el salario real. Por otra parte, aplicando logaritmos a la expresión anterior de la demanda de trabajo (se asumirá que $Y = pQ$, es el valor FOB en dólares de la producción del bien agrícola), tenemos:

$$\ln L = \ln(\alpha) + \ln(Y) - \ln(W)$$

² En este modelo no consideramos el capital, puesto que se supone una economía que utiliza escaso nivel de maquinarias para las actividades agrícolas, por tanto, la tierra y el capital tendrían el mismo efecto en la producción. Es preciso, aclarar que se podría definir un modelo que incluya capital, en línea con los nuevos avances en técnicas agrícolas para siembra, riego, cosechas entre otros.

Figura N° 2
Relación producción y demanda de trabajo agrícola



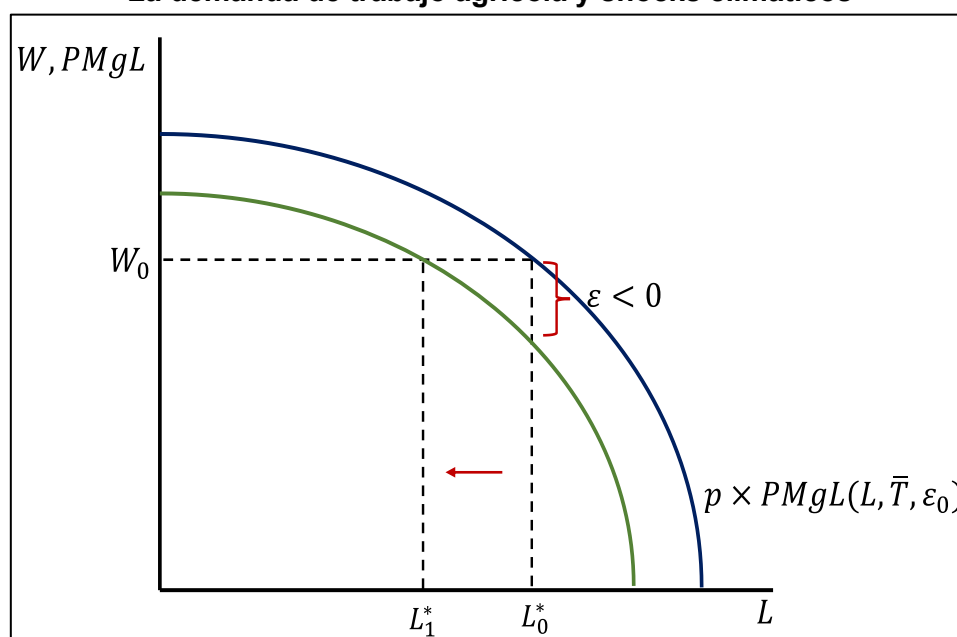
Fuente: Adaptada de Taylor & Charlton, 2019

Se debe tener en cuenta que todos los cultivos tienen un ciclo vegetativo cuyas fases requieren de distintos niveles de mano de obra, por ejemplo, se puede requerir pocos trabajadores para las labores de regar, desyerbar, podar; mientras que en la fase de cosecha (que por lo general es un periodo corto) la mano de obra se intensifica. En tal sentido, se puede definir que la demanda de mano de obra agrícola es estacional (Taylor & Charlton, 2019).

Taylor & Charlton (2019) también destacan que se debe tener presente que la naturaleza juega un papel importante en la demanda de mano de obra agrícola debido a su carácter incierto, pues los productos agrícolas requieren de ciertos niveles de luz de sol, lluvia, calor, temperaturas, entre otros factores para garantizar rendimientos por hectáreas apropiados, por lo que shocks climáticos podrían afectar la demanda de trabajo (un shock de precios tendrá un efecto cualitativo similar sobre la demanda de trabajo del sector agrícola).

En la Figura N°3 se muestra el efecto de un shock climatológico negativo que puede afectar cualquier fase del ciclo vegetativo previo a la cosecha o durante la misma reduciendo el valor del producto marginal del trabajo por lo que esta curva se traslada a la izquierda y hacia adentro, y si los salarios nominales no cambian la cantidad demandada de trabajo para la agroexportadora se reduce de L_0^* a L_1^* . Aunque con el avance de la tecnología y el desarrollo de nuevas prácticas agrícolas se podría en parte minimizar shocks negativos de la naturaleza.

Figura N° 3
La demanda de trabajo agrícola y shocks climáticos



Fuente: Adaptada de Taylor & Charlton, 2019

Asimismo, Taylor & Charlton (2019) sostienen que estos shocks negativos se pueden agravar por: i) la falta de acceso al crédito para comprar insumos, y ii) infraestructura de carreteras y comunicaciones deficientes que impiden conexión con los mercados externos.

1.3. Revisión de la literatura

En base a la literatura revisada se encontraron trabajos que muestran el efecto de las exportaciones sobre el empleo agrícola y demás sectores económicos a través de la metodología de insumo-producto, pero ninguno que modele esta relación. Y aquellos que modelan una relación de demanda laboral y exportaciones se enfocan solamente en el sector manufactura. De esta manera, en esta sección se presentan estos tres tipos de trabajos, particularmente los que: a) modelan la demanda laboral agrícola sin considerar las exportaciones, que b) modelan la demanda laboral en general (principalmente del sector manufactura) y su relación con las exportaciones, y c) un trabajo de enfoque de matriz insumo-producto para el caso peruano.

a) Literatura que modela la demanda laboral agrícola sin considerar las exportaciones

Schuh & Leeds (1963) estiman las demandas de mano de obra agrícola formal en nueve regiones de Estados Unidos durante el periodo 1929-1955 utilizando los procedimientos de estimación de mínimos cuadrados ordinarios y sistema de ecuaciones, incluyendo un modelo de rezagos distribuidos para diferencias coeficientes de corto y largo plazo. Los resultados encontrados muestran que la elasticidad del salario resultó con el signo correcto y fue estadísticamente significativa para 8 de las 9 regiones; de esta manera las elasticidades de corto plazo oscilaron entre -0,130 y 0,461 y las de largo plazo estuvieron entre -0,289 y -0,970. Otra variable que los autores señalan como importante para explicar la demanda laboral agrícola fue los precios

agrícolas relativos los cuales resultaron con un impacto positivo tanto a corto como largo plazo y estadísticamente significativo para la mayoría de las regiones.

Saens, Lobos & Rivera (2008) estiman la demanda agrícola laboral para el caso chileno con datos trimestrales para el periodo 1990-2005, a través de un enfoque de cointegración. Dentro de los principales hallazgos, encuentran que la elasticidad empleo-producto de largo plazo es de 0,38 y la elasticidad empleo-salario fue de -0,88, por lo que concluyen que el empleo agrícola a largo plazo es más sensible a los salarios que al producto. Asimismo, estiman un modelo de corrección de errores para ver el comportamiento de la demanda agrícola laboral en el corto plazo y muestran que solo dos variables explicarían el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo en el que destaca el cambio del Producto Nacional Bruto (PNB); y no encuentran evidencia que la demanda agrícola sea sensible al salario en el corto plazo.

Rada, Wang, & Qin (2012) buscan modelar el uso la demanda condicional de mano de obra contratada de las fincas en China, para cual utilizan datos de 10 779 hogares para los años 2006 y 2007 de la Encuesta Nacional de Hogares del país y que abarca información de 16 provincias y considera 15 productos agrarios básicos. De esta manera, los autores plantean como variable dependiente los días contratados de mano de obra y utilizando efectos aleatorios encuentran que la producción aumenta la cantidad de días contratados, pero tiene un impacto pequeño, en tanto la variable que mayor impacto sobre la demanda es el área sembrada cuyo coeficiente fue de 0,63 y es estadísticamente significativo al 1% de significancia. Así también, los mayores salarios reducen la demanda agrícola contratada en 0,05 días y es significativa al 1%. Finalmente, estiman la demanda para cada uno de los principales cultivos de China (trigo, arroz y maíz) y encuentran resultados cualitativos similares al agregado.

b) Literatura que modela la demanda laboral en general (principalmente del sector manufactura) y su relación con las exportaciones

Greenaway, Hine, & Wright (1999) aplican el enfoque de variables instrumentales a través del método generalizado de momentos de Arellano y Bond para estimar el impacto del comercio sobre la demanda de empleo en el Reino Unido para 167 industrias manufactureras entre 1979-1991. A diferencia de los resultados de otros trabajos que se presentan en esta sección, los autores encuentran una relación negativa y significativa entre las exportaciones y el empleo en el sector manufactura, es así que en el corto plazo el empleo se habría reducido en 3,8% en el corto plazo y en 4,71% en el largo plazo por el aumento de las exportaciones, y sostienen que podrían haber eficiencias ganadas por el comercio sobre la mano de obra. Por su parte, encuentran que el nivel de producción influye positivamente sobre la demanda laboral tanto a corto como largo plazo, en tanto que los salarios mostraron el signo correcto.

Mitra & Shin (2012) examinan el impacto de la protección de importaciones (aranceles), así como en general del comercio internacional (importaciones y exportaciones) sobre la demanda laboral para un panel desequilibrado de 1659 empresas manufactureras coreanas con información para los años 2002, 2003, 2005, 2007 y 2008. Los resultados muestran que la participación de las exportaciones sobre las ventas presenta signos mixtos en las especificaciones planteadas, pero no estadísticamente significativo, en tanto un aumento de 10 puntos porcentuales en la

participación de las exportaciones aumenta la elasticidad del salario de la demanda laboral en 0,001 y 0,006 en magnitud.

Por otro lado, los autores encuentran que la elasticidad del salario de la demanda laboral en casi todas sus especificaciones son negativas y significativas cuyo valor oscila entre -0,06 y -0,21, aunque la interacción entre el arancel y el logaritmo del salario que representa la liberalización arancelaria o protección interna no tendría efecto sobre la demanda laboral debido a la inestabilidad de los signos y la falta de significancia estadística en todas las especificaciones.

Lichter, Peichl, & Sieglöch (2013) utilizan datos de 5939 empresas³ del sector manufacturero en Alemania para el periodo 1996-2008 para conocer el efecto de exportar sobre la demanda laboral incondicional de país y comparar las elasticidades entre empresas exportadoras y no exportadoras, a través de un modelo de efectos fijos y variables instrumentales. Los resultados en el margen extensivo muestran que la dummy de exportar tiene una semielasticidad de +0,564 sobre el empleo y es estadísticamente significativo, y los salarios registraron una elasticidad de -0,662 y también significativo. En el margen extensivo, con la muestra de sólo las empresas que exportan la elasticidad de la variable participación de la exportación (en %) fue de +0,021 y significativo; en tanto un incremento de 1% en los salarios disminuye la demanda laboral en 0,643% tal como lo predice la teoría y es estadísticamente significativo.

Por otra parte, los autores con la finalidad de solucionar un posible sesgo por si las decisiones de empleo y comportamiento de exportación estuviesen afectadas por factores variables en el tiempo no observados usan enfoque de variables instrumentales⁴ con las mismas empresas, pero para el periodo 2000-2008 y encuentran ligeras diferencias con las estimación de efectos fijos (elasticidad de +0,021 y significativa) para el mismo periodo por lo que asumen que los problemas de endogeneidad no serian un problema en dicho contexto.

Nii, Gyeke-Dako, Oduro, Turkson, & Twumasi (2017) buscan explicar los efectos de la exportacion en el empleo para 370 micro, pequeñas y medianas empresas del sector manufactura en Ghana entre 2013 y 2015, utilizando estimadores de datos de panel como: efectos aleatorios, efectos fijos, Hausman Taylor con la finalidad de corregir efectos de heterogeneidad y endogeneidad. Entre los principales resultados que encuentran los autores en los distintos métodos de estimación es que la decisión de exportar⁵ aumenta el empleo de las empresas que exportan entre 15% y 25% respecto a las que no exportan siendo los coeficientes estadísticamente significativos. Por otra parte, en otro modelo⁶ los autores estiman la semi-elasticidad de proporción de las exportaciones sobre las ventas y muestran que esta oscila entre +0,32 y +0,40 según el método de estimación.

Respecto a otras variables que explicarían la generación de empleo encontraron que el nivel de ventas y la antigüedad de la empresa mostraron una elasticidad positiva pero no estadísticamente significativas en todas sus especificaciones. Por otra parte, los

³ Establecimientos con al menos cinco empleados.

⁴ El instrumento utilizado son las exportaciones de la industria con destino a China.

⁵ En el primer modelo econométrico los autores usan como variable explicativa una dummy si la empresa exportaba o no a lo que llaman "margen extensivo".

⁶ En el segundo modelo econométrico los autores usan como variable explicativa la proporción de las exportaciones sobre las ventas a lo que llaman "margen intensivo".

salarios resultaron estadísticamente significativos, pero con signo positivo, contrario a lo que plantea la teoría económica, por lo que los autores sugieren que podría deberse a que las empresas grandes ofrecen salarios muy altos a sus trabajadores, principalmente a los más calificados. Finalmente, la importación de insumos (maquinarias, por ejemplo) resultó con signo positivo lo que mostraría que el capital no desplaza a la mano de obra.

c) Enfoque de matriz insumo-producto

Perez (2020) para el caso peruano y con datos para el periodo 2001-2019 calcula los multiplicadores del PBI y del empleo utilizando la metodología de contabilidad en base a la matriz de Insumo-Producto 2007 construida por el Instituto de Estadística e Informática (INEI). Entre los principales resultados tenemos que los multiplicadores de empleo de las exportaciones no tradicionales son, en promedio, 3,3 veces los multiplicadores de las exportaciones tradicionales. Y específicamente, encontró que el sector agro tradicional genera 635 empleos totales (359 empleos inducidos, 59 empleos indirectos y 217 empleos directos) por cada US\$ 1,0 millón exportado, y en las agroindustrias se generan 262 empleos totales (142 empleos inducidos, 36 empleos indirectos y 84 empleos directos) por cada US\$ 1,0 millón exportado.

Finalmente, Los, Timmer, & De Vries (2015) también utilizan esta metodología contable para el caso de China, encontrando que el efecto del crecimiento de las exportaciones tuvo un efecto nulo sobre el empleo para el periodo 1995-2009, destacando que esto se debería a aumentos de la productividad.

Zahniser, Hertz, Dixon, & Rimmer (2017) utilizan un modelo de equilibrio general computable de la economía estadounidense para el año 2013 en el que buscan explorar los efectos de un aumento de la demanda externa de productos agrícolas sobre el empleo total y el vinculado a este sector agrícola tanto a nivel agregado como a nivel de estados (estos a su vez diferenciados en zonas metropolitanas o no metropolitanas). De esta manera los autores encuentran que un aumento hipotético de 10% en la demanda de exportaciones agrícolas de EEUU lleva a un aumento del empleo del país de 0,029% (41 500 puestos de trabajo) o dicho de otra forma un aumento de mil millones de dólares en el valor nominal de las exportaciones agrícolas genera alrededor de 3700 puestos de trabajo adicionales, o a un aumento de alrededor de 4600 puestos de trabajo por cada mil millones de dólares de exportaciones adicionales en términos reales. Específicamente, en el sector agroalimentario el aumento en el empleo es de 0,97%.

Por su parte, a nivel regional, los autores encuentran que el mismo aumento de la demanda externa lleva a un aumento de 1% del empleo del sector agroalimentario tanto en condados metropolitanos como no metropolitanos pero la contribución sobre el empleo del país es mayor para las zonas no metropolitanas (0,09%) que en las zonas metropolitanas (0,02%) en promedio. Particularmente, 39 de los 47 estados con condados no metropolitanos experimentan un crecimiento del empleo no metropolitano.

2. Metodología

En esta sección se presenta la metodología utilizada para efectos del contraste de la hipótesis central de investigación, cuya estructura, comprende: (i) la unidad de análisis y el ámbito de estudio, (ii) las fuentes de información, (iii) la especificación del modelo teórico y modelo econométrico, y (iv) la operacionalización de las variables.

2.1. Unidad de análisis y ámbito de estudio

Para analizar la relación entre el empleo formal del sector agrícola y las agroexportaciones de Perú durante el período 2016-2021, se tiene como ámbito de estudio las 24 regiones del país y los datos se disponen en frecuencia anual.

2.2. Fuentes de información

Para el desarrollo de la presente investigación, se utilizó información secundaria de las 24 regiones proveniente instituciones públicas como: Ministerio de Trabajo y Promoción del empleo (MTPE), la Superintendencia Nacional de Aduanas y Administración Tributaria (SUNAT), el Ministerio de Desarrollo Agrario y Riego (MIDAGRI), el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), el Ministerio de Transportes y Comunicaciones (MTC), el Banco Central de Reserva de Perú (BCRP) y el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI).

2.3. Especificación econométrica

La presente investigación tiene como propósito central identificar el efecto de las agroexportaciones en el empleo formal del sector agrícola en Perú, durante el período 2016-2021. La hipótesis central es la siguiente: aumentos de envíos de productos agrícolas al exterior incentivan un crecimiento del empleo formal en el sector agrícola en el período de análisis.

En base al marco teórico y la revisión de la literatura, desarrollados establecimos la siguiente especificación econométrica para modelar la relación entre el empleo formal del sector agrícola y las agroexportaciones peruanas, durante el período 2016-2021:

$$L_{it} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{it} + \hat{\beta}_2 w_{it} + \hat{\beta}_3' Control_{it} + u_{it}$$

Donde:

L_{it} : empleo formal de sector agrícola en la región i y año t .

X_{it} : proporción del valor de las exportaciones agrícolas sobre el valor bruto de la producción en la región i y año t .

w_{it} : salario real formal pagado al sector agrícola en la región i y año t .

$Control_{it}$: variables de control en la región i y año t .

Además:

$$u_{it} = \alpha_i + e_{it}$$

Donde:

α_i : representa la heterogeneidad no observable específica a cada región y se considera constante a lo largo del tiempo.

e_{it} : representa el término de error puramente aleatorio de cada una de las regiones en el tiempo.

$\forall i = 1, 2, \dots, 24$ son los datos transversales correspondientes a las regiones del país, y $\forall t = 1, 2, \dots, 6$ años, que hace referencia al período 2016-2021. Por lo tanto, la muestra del estudio está dada por: $(N \times T) = (24 \times 6) = 144$ observaciones.

Según la revisión de la literatura, la mayoría de las investigaciones como: Schuh & Leeds (1963); Saens, Lobos & Rivera (2008); Greenaway, Hine, & Wright (1999); Mitra & Shin (2012); Nii, Gyeke-Dako, Oduro, Turkson, & Twumasi (2017); que modelan la demanda de trabajo miden la variable dependiente a través del número de trabajadores.

Asimismo, para efectos de la presente investigación, la variable exógena de interés se representa mediante la proporción del valor de las exportaciones agrícolas sobre el valor bruto de producción, siguiendo la lógica de los trabajos de Greenaway, Hine, & Wright (1999); Mitra & Shin (2012); Lichter, Peichl, & Sieglöch (2013) y Nii, Gyeke-Dako, Oduro, Turkson, & Twumasi (2017) que utilizan lo que llaman el margen intensivo. También siguiendo el marco teórico y la revisión de la literatura se incluye al salario real formal del sector agrícola.

Respecto a las variables de control, se consideran la inversión pública en infraestructura agrícola y la red de carreteras en base a lo que mencionan Taylor & Charlton (2019); y las áreas cosechadas de cultivos orientadas al sector exportador como porcentaje del área cosechada total.

Tal como se establece en diversos textos de econometría de datos de panel (Wooldridge, 2002; Hsiao, 2003; Arellano, 2004; Baltagi, 2005; Greene, 2012), el principal problema es la posible existencia de correlación entre la heterogeneidad no observable por individuo (en el caso de la presente investigación, cada una de las regiones bajo análisis) y los regresores del modelo. En consecuencia, ello generaría un sesgo en los estimadores obtenidos. Por ello, para la estimación del modelo econométrico, se utilizó el estimador de efectos fijos, toda vez que dicho estimador permite controlar la heterogeneidad no observable por individuo (región).

2.4. Operacionalización de las variables

La tabla N°1 muestra las variables utilizadas, su definición operacional, la unidad de medida, nombre y fuente.

Tabla N°1
Definiciones operacionales de las variables

Variable		Definición operacional	Unidad de medida	Nombre	Fuente
Dependiente	Empleo agrícola formal	Cantidad de trabajadores formales en el sector agrícola, según la planilla electrónica.	Número de trabajadores	L	MTPE
Explicativa de interés	Participación de las exportaciones agrícolas en la producción.	Proporción del valor de las exportaciones de productos agrícolas sobre el valor bruto de producción.	Porcentaje	agroexp	SUNAT, INEI
Otras variables explicativas	Salario real formal agrícola ⁷	Salario promedio que perciben los trabajadores formales del sector agrícola descontados por el índice de precios al consumidor (IPC), según la plantilla electrónica.	Soles	w_r	MTPE, BCRP
	Red vial de carreteras	Proporción de la longitud de carreteras pavimentadas sobre la longitud total de la infraestructura vial existente.	Porcentaje	infra_vial	MTC
	Inversión pública en infraestructura agrícola	Proporción de la inversión pública en infraestructura agrícola sobre el total de la inversión pública.	Porcentaje	ipub_agro1	MEF
		Valor de la inversión pública en infraestructura agrícola deflactada por el IPC.	Millones de soles	ipub_agro2	MEF
	Participación de las áreas de exportación	Proporción de las áreas cosechadas de cultivos destinados a la exportación sobre el total de área cosechada.	Porcentaje	areas	MIDAGRI

Elaboración propia

⁷ Es preciso aclarar, que la información proporcionada por el MTPE combina los salarios de agricultura y pesca en un solo valor. A priori, se esperaría que los salarios de estos sectores sean comparables por ser parte de actividades extractivas y por tal motivo están unificados.

Es preciso mencionar que, para determinar la idoneidad de estimar los modelos planteados a través de la metodología de datos de panel, es decir testear la presencia de efectos no observados y de esta manera especificar la estructura del término de error, se llevó a cabo el test de Breusch y Pagan, que deriva un estadístico usando el principio del multiplicador de Lagrange (Wooldridge, 2002; Arellano, 2004 y Baltagi, 2005).

Entonces se testearon dos hipótesis, donde la hipótesis nula indica la ausencia de efectos no observados específicos de cada región, mientras que la hipótesis alternativa manifiesta la presencia de dichos efectos:

$$H_0: u_{ti} = e_{it} \quad (\sigma_\alpha^2 = 0)$$

$$H_1: u_{ti} = \alpha_i + e_{it}$$

Por lo que bajo la hipótesis nula se cumple:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \rightarrow \chi_1^2$$

Entonces dada la estructura del término de error y de acuerdo a las especificaciones de los modelos anteriores se tiene lo siguiente:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + e_{it}, i = 1, \dots, 13, t = 1, \dots, 10$$

Note que:

$$E[y_{it}|x_{i1}, \dots, x_{iT}] = E[\alpha_i|x_{i1}, \dots, x_{iT}] + x'_{it}\beta$$

Entonces si:

$$E[\alpha_i|x_{i1}, \dots, x_{iT}] = \alpha < \infty$$

Modelo de efectos aleatorios

Mientras que si:

$$E[\alpha_i|x_{i1}, \dots, x_{iT}] = \alpha_i$$

Modelo de efectos fijos

Finalmente, como la consideración clave es la elección entre el modelo de efectos aleatorios y el modelo de efectos fijos, esta decisión se puede llevar a cabo teniendo en cuenta la correlación entre α_i y x_{it} , por lo que Hausman en 1978 propone un test basado en la diferencia entre estos estimados de efectos aleatorios y efectos fijos (Wooldridge, 2002; Arellano, 2004 y Baltagi, 2005).

La forma original del estadístico de Hausman puede ser calculado como sigue: si $\hat{\delta}_{RE}$ denota el vector de estimados de efectos aleatorios sin los coeficientes de las variables constantes en el tiempo o variables agregadas en el tiempo, y dejamos que

$\hat{\delta}_{FE}$, denote los correspondientes estimados de efectos fijos, siendo cada uno de estos vectores de $M \times 1$. Entonces el test es:

$$H = (\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE})' [Av\hat{ar}(\hat{\delta}_{FE}) - Av\hat{ar}(\hat{\delta}_{RE})]^{-1} (\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE})$$

Que está distribuido asintóticamente como una χ_M^2 . Entonces las hipótesis a contrastar son:

$H_0: E[\alpha_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}] = 0$. Entonces el estimador RE es consistente y eficiente. El estimador FE es también consistente pero ineficiente.

$H_1: E[\alpha_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}] \neq 0$. El estimador FE es todavía consistente, pero RE es ahora un estimador inconsistente.

3. Hechos estilizados

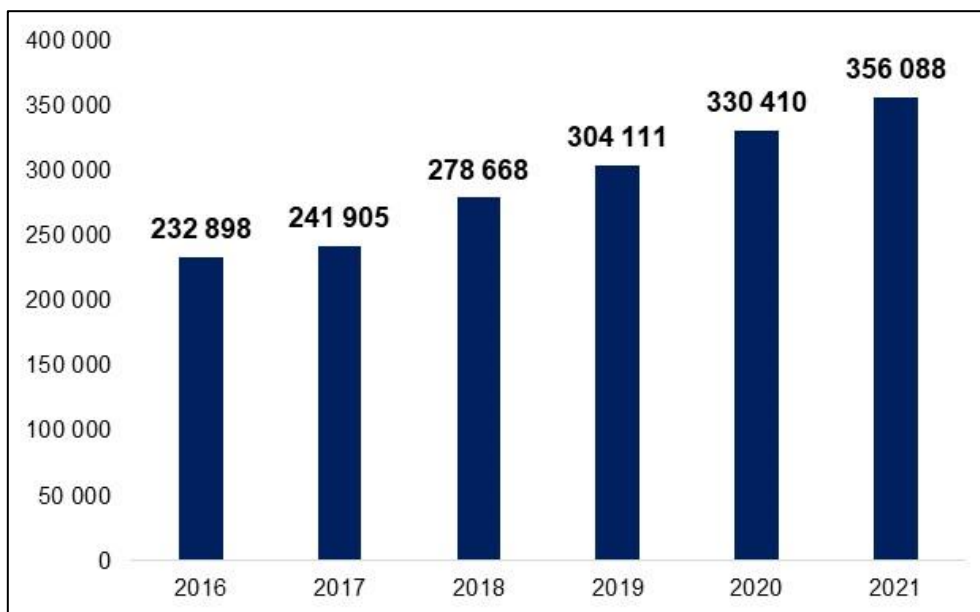
En el presente capítulo se presentan los principales hechos estilizados del empleo formal en el sector agrícola, y sus factores explicativos propuestos en esta investigación, destacando las agroexportaciones como variable de interés, para el caso del Perú y de los cuales se dispone de información de todas las variables de estudio para todas las regiones y durante el periodo 2016-2021.

3.1. Evolución del empleo formal del sector agrícola 2016-2021

Según el Banco Interamericano de Desarrollo (2021) y la Organización Internacional del Trabajo (2022) el empleo formal es importante porque permite un acceso a la seguridad social (seguro médico, sistema de jubilación entre otros) y también porque aumenta la productividad y disminuye la pobreza, además que permite identificarlos ante eventuales transferencias del Gobierno.

Durante el periodo 2017-2021 el empleo formal del sector agrícola en el Perú creció a una tasa promedio anual de 8,86% (ver Figura N° 4) asociado al crecimiento del sector (3,5% promedio anual par el mismo periodo) que estuvo impulsado por una mayor frontera agrícola y la presencia de importantes proyectos de irrigación.

Figura N°4.
Número de trabajadores formales en el sector agrícola a nivel país, 2016-2021



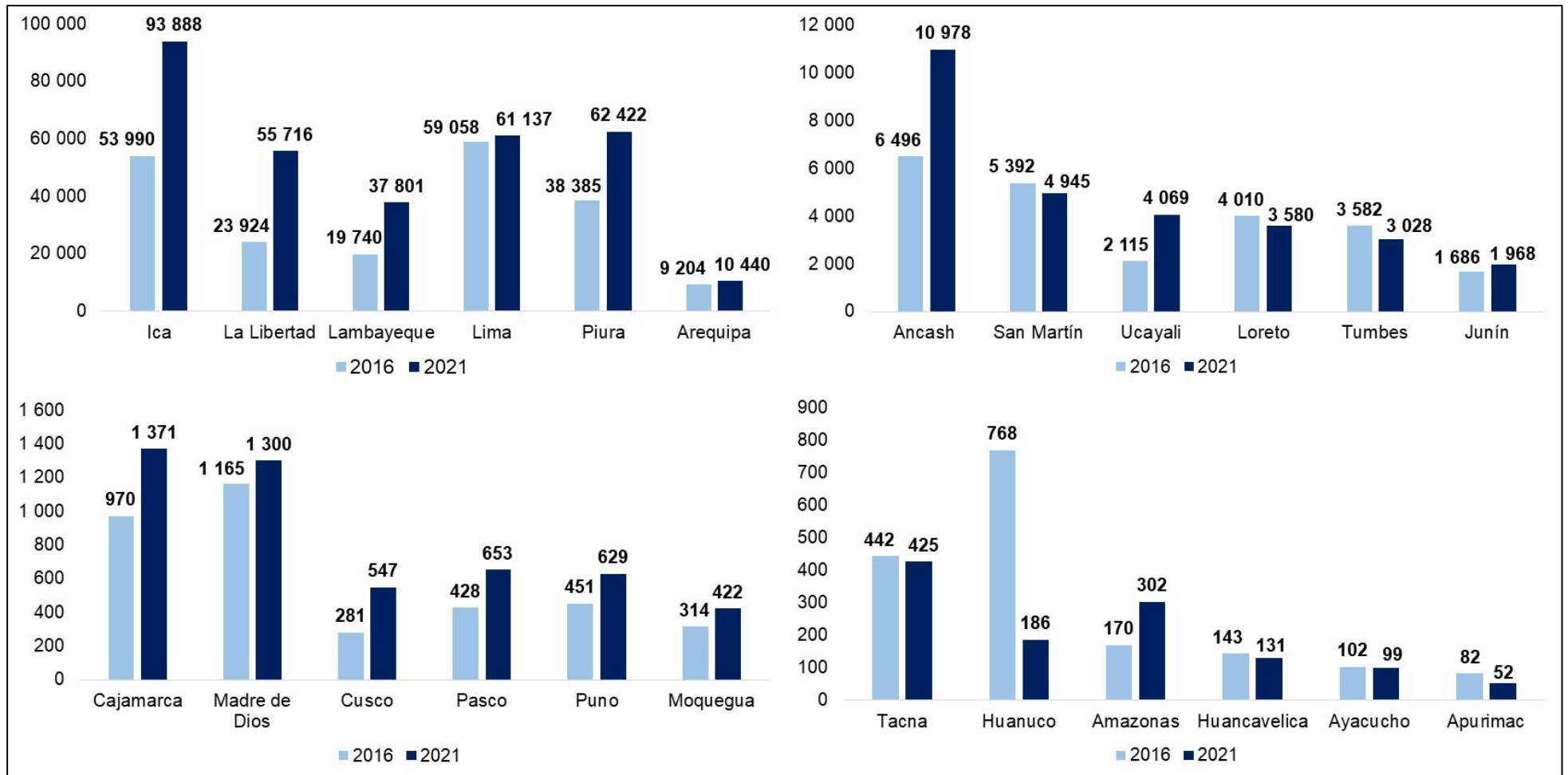
Fuente: MTPE

Elaboración: Propia

En el caso de Ica y Piura el crecimiento de la mano de obra agrícola estuvo vinculado a importantes inversiones que ampliaron frontera agrícola en cultivos de agroexportación como la uva, espárragos, paltas y arándanos, además de su posición estratégica que facilita el envío de productos al exterior, pues en el caso de Piura cuenta con el Puerto de Paita, y en Ica por su cercanía con el Terminal Portuario del Callao y el Aeropuerto Internacional Jorge Chavez.

A nivel regional, durante el periodo 2017-2021 destaca el crecimiento del empleo formal principalmente de regiones como Ica (11,70% promedio anual), La Libertad (18,42%), Piura (10,21%) y Lambayeque (13,88%), las cuales en 2021 representaron el 70,16% del empleo formal en el sector agrícola (ver Figura N° 5). Por ejemplo, en La Libertad e Lambayeque se encuentran los proyectos de Irrigación de Chavimochic y Olmos, respectivamente, que en conjunto sumarían 101 mil hectáreas incorporadas al agro de Perú, principalmente en cultivos orientados a integrarse a las cadenas agroexportadoras y que demandan mano de obra en la costa norte del país (Vasquez, 2016).

Figura N°5
Número de trabajadores formales en el sector agrícola por regiones, 2016-2021

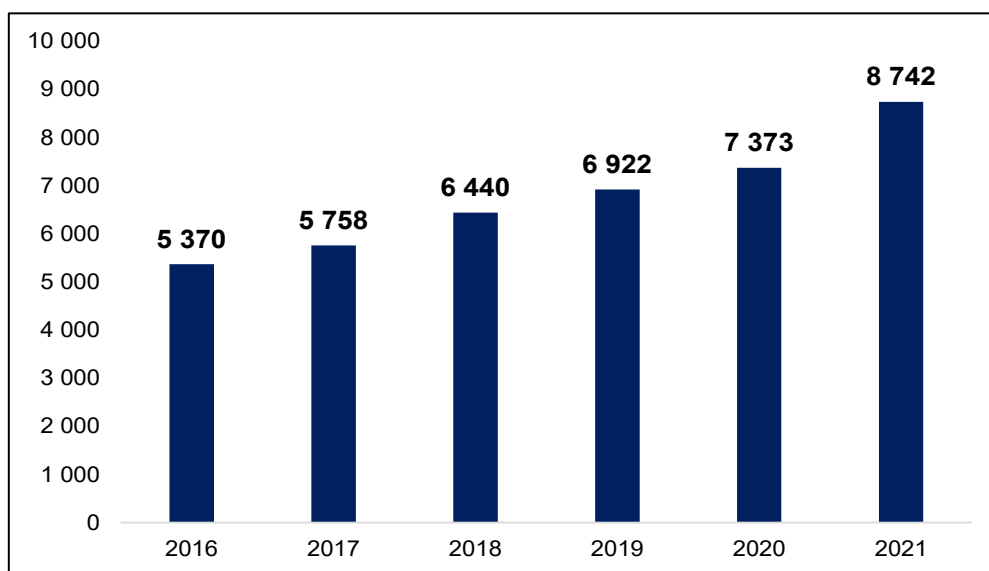


Fuente: MTPE
 Elaboración: Propia

3.2. Evolución de las agroexportaciones 2016-2021

Como se observa en la Figura N°6 en los últimos 5 años del periodo de análisis las agroexportaciones crecieron a un ritmo promedio anual de 10,24%, con un impulso importante en 2021 donde estas aumentaron en 18,6% anual por el mayor volumen exportado destacando envíos de productos como uvas frescas, arándanos, mangos frescos y aceite de palma (Banco Central de Reserva del Perú, 2022).

Figura N°6.
Agroexportaciones a nivel país, 2016-2021 (millones de US\$)



Fuente: SUNAT
Elaboración: Propia

En el periodo de análisis los principales cultivos de agroexportación de Perú fueron: uvas (13,7% promedio anual), arándanos (37,8%), paltas (21,4%), café (0,1%), espárragos frescos (-0,9%) y mangos (10,1%), que en 2021 representaron el 57,3% de los envíos al exterior de productos agrícolas tal como se observa en la Tabla N°2.

Tabla N°2.
Principales cultivos de agroexportación a nivel país, 2016-2021 (millones de US\$)

Cultivo	2016	2021	Var.% promedio anual 2017/21
Uvas	661	1 256	13,7
Arándanos	243	1 206	37,8
Paltas	397	1 049	21,4
Café	763	766	0,1
Espárragos frescos	422	404	-0,9
Mangos	201	325	10,1

Fuente: BCRP (2022)
Elaboración: Propia

A nivel regional, durante el periodo 2017-2021 destaca el crecimiento de las exportaciones de productos agrícolas principalmente de regiones como La Libertad (14,30% promedio anual), Ica (11,20%), Lambayeque (16,99%) y Piura (9,31%), regiones que en 2021 representaron el 60,85% de las agroexportaciones del país, tal como se observa en la Figura N°2. Este importante crecimiento en estas regiones está en línea con el aumento de las inversiones en el sector que ha contribuido a incrementar frontera agrícola en complemento con la ejecución de proyectos de irrigación.

3.3. Evolución de otras variables 2016-2021

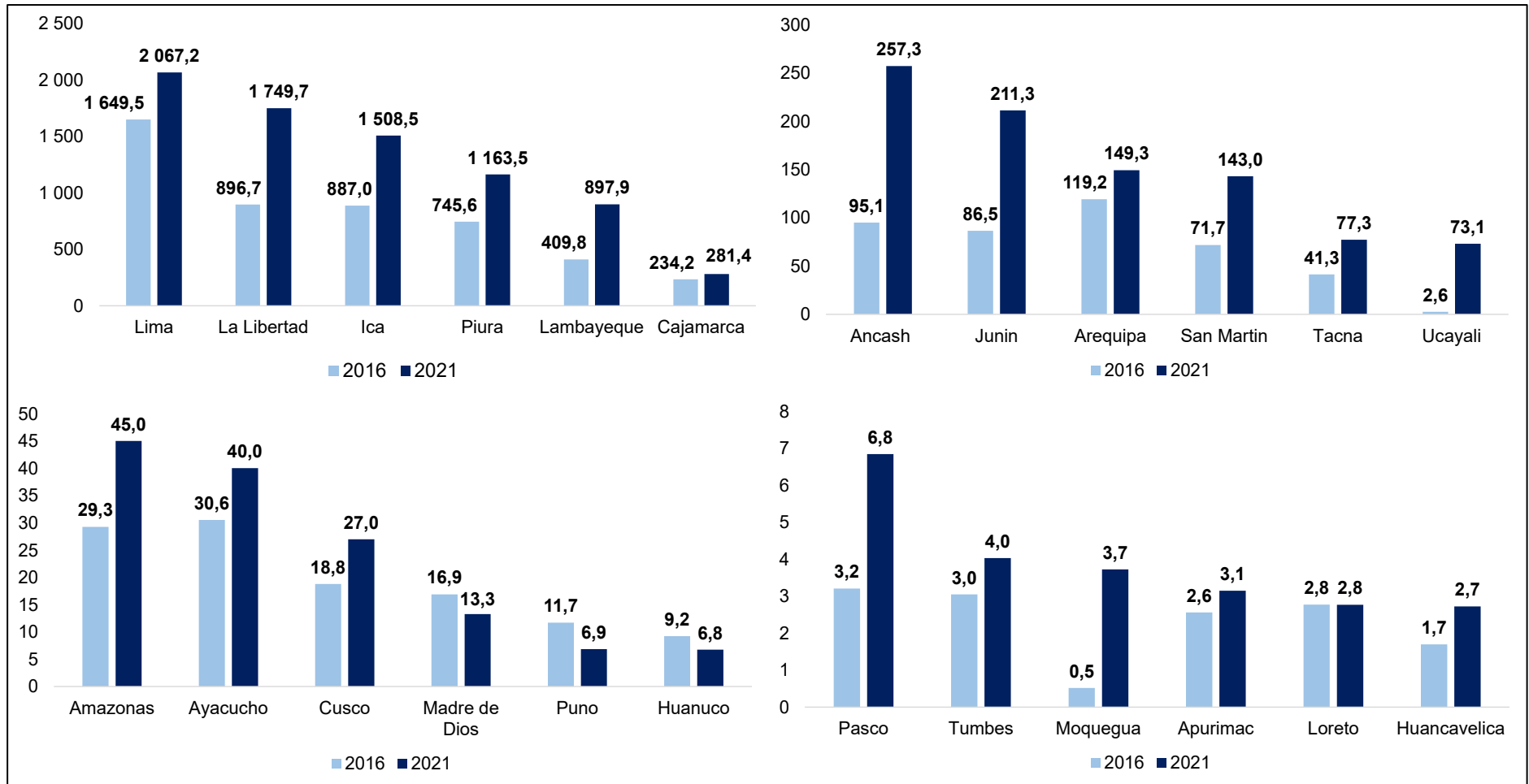
Las remuneraciones en el sector agrícola crecieron a un ritmo de 2,32% a nivel nacional para el periodo 2017-2021. Todas las regiones del país experimentaron un crecimiento de esta variable en dicho periodo con excepción de Huánuco cuya remuneración disminuyó de S/ 1 474 en 2016 a S/ 1 155 en 2021.

Tabla N°3.
Remuneraciones promedio del sector agrícola por regiones, 2016-2021 (soles)

Regiones	2016	2021	Var. Prom anual 2017/21
Amazonas	1 344	1 529	2,61
Ancash	2 000	2 402	3,74
Apurímac	1 176	1 799	8,87
Arequipa	1 631	1 791	1,89
Ayacucho	1 550	1 722	2,14
Cajamarca	1 436	1 645	2,75
Cusco	1 546	1 852	3,67
Huancavelica	1 790	1 878	0,96
Huánuco	1 474	1 155	-4,77
Ica	1 388	1 481	1,30
Junín	1 297	1 389	1,39
La Libertad	1 439	1 560	1,64
Lambayeque	1 223	1 323	1,59
Lima	1 808	2 191	3,92
Loreto	1 172	1 389	3,46
Madre de Dios	1 454	1 748	3,76
Moquegua	1 883	2 038	1,59
Pasco	1 167	1 337	2,76
Piura	1 268	1 349	1,25
Puno	1 243	1 596	5,13
San Martín	1 369	1 503	1,88
Tacna	1 322	1 347	0,37
Tumbes	1 542	1 622	1,02
Ucayali	1 242	1 344	1,60
País	1 448	1 625	2,32

Fuente: MTPE
Elaboración: Propia

Figura N°7.
Agroexportaciones por regiones, 2016-2021 (millones de US\$)



Fuente: SUNAT
 Elaboración: Propia

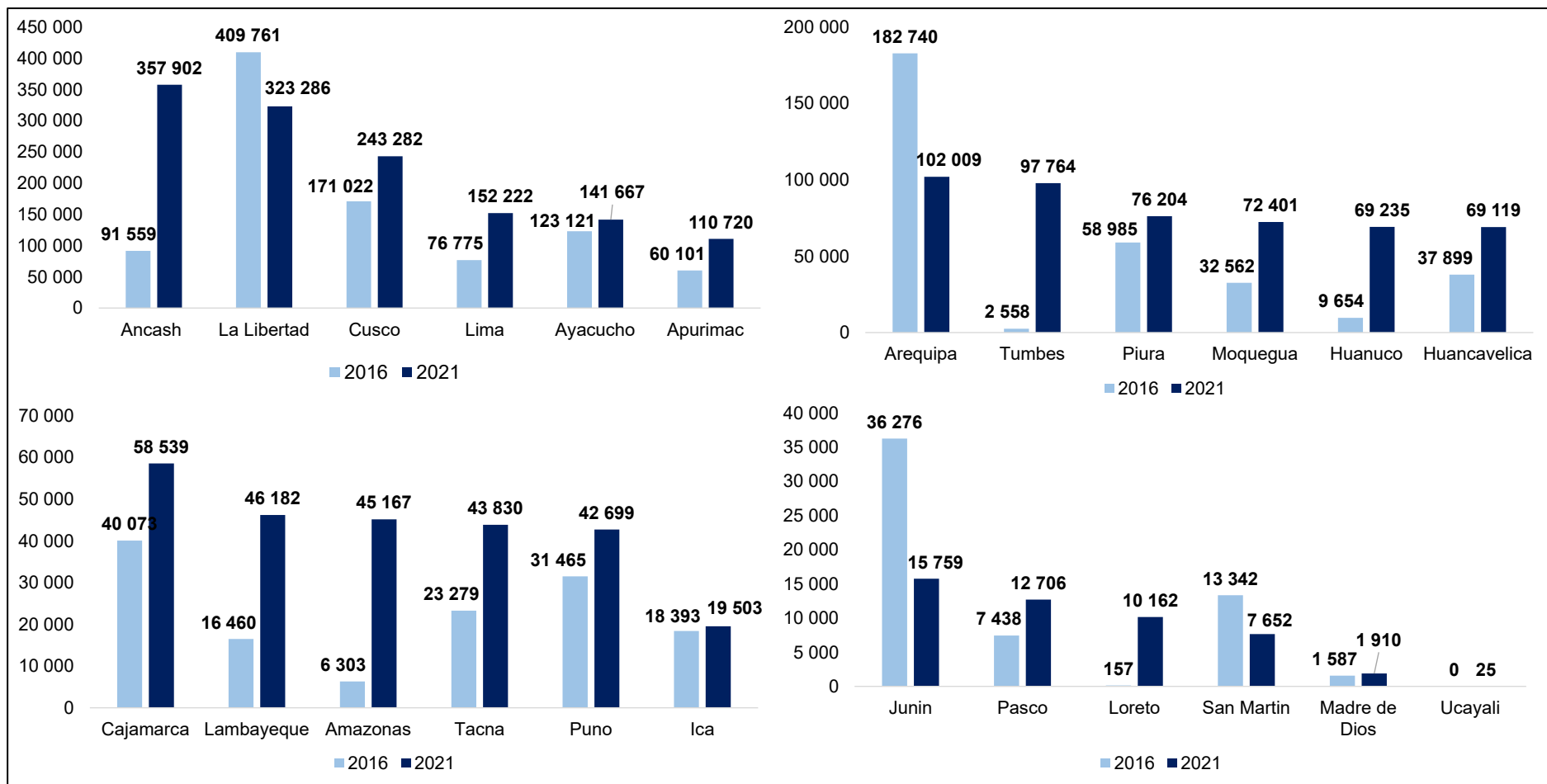
Es preciso mencionar que el 1 de enero de 2021 entró en vigencia la Ley N° 31110, Ley del Régimen Laboral Agrario y de Incentivos para el Sector Agrario y Riego, Agroexportador y Agroindustrial, esta ley reemplazó a la Ley N° 27360 que inició en el año 2000. Los cambios se realizaron en varios puntos como: ámbito de aplicación, remuneraciones, descanso vacacional, indemnización por despido, seguro de vida, aportes al seguro de salud, modalidades de contratación, intermediación laboral y terciarización de servicios, entre otros.

Dentro del ámbito remunerativo anteriormente la remuneración diaria (RD) para el trabajador del sector agrario que trabajaba más de 4 horas diarias en promedio era de S/39,19; con la nueva ley el trabajador recibirá una remuneración básica (RB) mensual, compuesta por treinta RD, no menor a la remuneración mínima vital (RMV) del régimen laboral de la actividad privada, que al inicio de la ley era de S/ 930. Y para los que trabajen menos de 4 horas recibirán un cálculo proporcional del RMV. Asimismo, el personal percibirá una bonificación del 30% de la RMV con carácter no remunerativo, llamado Bonificación Especial por Trabajo Agrario (BETA) (Pacheco, 2022).

Durante el periodo 2017-2021 la inversión pública en infraestructura agrícola en el Perú creció a una tasa promedio anual de 3,61% ligeramente superior al crecimiento del sector (3,50% promedio anual par el mismo periodo), pero a un menor ritmo que el crecimiento promedio anual de las agroexportaciones (8,86%). A nivel regional, durante el periodo 2017-2021 se registran dinámicas mixtas entre las regiones, por ejemplo, regiones como Ancash, Lima y Tumbes tuvieron un incremento importante de este rubro de inversión pública, mientras que regiones como La Libertad, Arequipa y Junín redujeron su inversión en infraestructura agrícola en S/ 86,5 millones, S/ 80,7 millones y S/ 20,5 millones, respectivamente comparando 2016 y 2021, tal como se muestra en la Figura N°8.

Por otra parte, a nivel país la participación de carreteras pavimentadas respecto a la longitud total (carreteras pavimentadas más carreteras no pavimentadas) creció de 15,2% a 17,4% tal como se muestra en la Tabla N°4. Sin embargo, a nivel de regiones la situación es mixta, pues 7 regiones experimentaron una caída de este indicador destacando Ucayali (de 12,1% en 2016 a 9,2% en 2021) y Loreto (de 25,4 % en 2016 a 22,9% en 2021); en tanto las regiones que mayor crecimiento tuvieron en su red vial de carreteras pavimentadas son Huánuco (de 7,4% en 2016 a 12,9% en 2021), Piura (de 19,5% en 2016 a 24,5% en 2021) y Puno (de 14,7% en 2016 a 19,7% en 2021).

Figura N°8.
Inversión pública en infraestructura agrícola por regiones, 2016-2021 (miles de soles)



Fuente: MEF
 Elaboración: Propia

Tabla N°4.
Porcentaje de carreteras pavimentadas por regiones 2016-2021 (Porcentaje)

Regiones	2016	2021	Var. Prom anual 2017/21
Amazonas	26,5	25,5	-0,73
Ancash	16,8	19,3	2,79
Apurímac	9,6	13,2	6,61
Arequipa	23,3	27,1	3,08
Ayacucho	15,6	17,0	1,81
Cajamarca	10,1	10,4	0,60
Cusco	13,8	14,3	0,79
Huancavelica	12,3	14,7	3,66
Huánuco	7,4	12,9	11,74
Ica	23,3	25,1	1,49
Junín	10,5	11,5	1,67
La Libertad	10,2	13,9	6,40
Lambayeque	21,7	21,4	-0,27
Lima	20,8	22,5	1,57
Loreto	25,4	22,9	-2,00
Madre de Dios	20,5	20,2	-0,29
Moquegua	24,9	24,2	-0,64
Pasco	9,5	11,5	3,91
Piura	19,5	24,5	4,71
Puno	14,7	19,7	5,98
San Martín	16,8	17,7	1,08
Tacna	28,5	32,1	2,39
Tumbes	23,1	22,1	-0,87
Ucayali	12,1	9,2	-5,25
País	15,2	17,4	2,74

4. Análisis de resultados

En la presente sección se muestran los resultados de las estimaciones realizadas para identificar la relación entre el empleo forma del sector agrícola y las agroexportaciones en las veinticuatro regiones del Perú para el periodo comprendido entre 2016-2021, considerando la teoría de la demanda de trabajo. Los resultados obtenidos en esta investigación deberían interpretarse con cautela debido a que los datos de empleo y agroexportaciones podrían no reflejar los niveles correctos por regiones, es decir la información de empleo y exportación de empresas con varias sedes productivas podrían estarse registrando solo en la región de su dominio fiscal y no en la región donde efectivamente producen, y así se estaría afectando la estimación de los coeficientes.

Para comprobar la hipótesis central se utilizó la metodología de datos de panel, sin embargo, con la finalidad de determinar la idoneidad de dicha metodología se llevó a cabo el test de Breusch y Pagan. Los resultados de la prueba se observan en el Tabla N°5. donde observamos que, para todas las especificaciones planteadas, al 1% de nivel de significancia la metodología utilizada es la correcta al rechazarse la hipótesis nula de ausencia de efectos no observados específicos de cada región.

Tabla N°5
Test de Multiplicador Lagrangiano de Breusch Pagan

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Estadístico (χ^2)	331,36***	329,74***	328,58***	287,73***	326,37***	280,27***	325,53***
p-Value	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: Los niveles de significancia se definen en base a las siguientes definiciones: ***p<0.01, **p<0.05 y *p<0.1

Elaboración: Propia

Luego procedimos a elegir entre un modelo de efectos aleatorios o modelo de efectos fijos a través del test de Hausman, cuyos resultados son mostrados en el Tabla N°6, observándose que las especificaciones (1), (2), (4) y (6) (al nivel de significancia de 1%); la especificación (3) (al nivel de significancia de 5%), y las especificaciones (5) y (7) (al nivel de significancia de 10%) tuvieron que estimarse a través del modelo de efectos fijos, cuyo estimador es consistente.

Tabla N°6
Test de Hausman

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Estadístico (χ^2)	9,09***	9,37***	9,58**	14,71***	9,37*	16,51***	10,28*
p-Value	0,003	0,009	0,023	0,005	0,053	0,006	0,068

Nota: Los niveles de significancia se definen en base a las siguientes definiciones: ***p<0.01, **p<0.05 y *p<0.1

Elaboración: Propia

Los resultados de las estimaciones de efectos fijos⁸ se muestran en la Tabla N°7, donde además de los coeficientes estimados mostramos el número de observaciones, el r cuadrado overall y el F-estadístico. Adicionalmente, en el Anexo 1 se muestran estimaciones adicionales con la finalidad de ver el comportamiento de los coeficientes ante una posible presencia de simultaneidad en las variables utilizadas, aunque debemos aclarar que disponemos una limitada cantidad de observaciones temporales y de variables que nos puedan ayudar como instrumentos.

En todas las especificaciones planteadas en la Tabla N°7 se cumple la hipótesis central que las agroexportaciones tienen una influencia positiva sobre el empleo formal del sector agrícola siendo estadísticamente significativas al 1%. Además, los valores de los coeficientes son sólidos, dado que los valores puntuales no cambiaron de forma importante al ir cambiando las especificaciones oscilando entre 0,090 y 0,100.

El primer modelo estimado para explicar el empleo formal del sector agrícola utiliza sólo la variable explicativa de interés y los resultados indicaría que un incremento de 1 punto porcentual en la proporción de las agroexportaciones sobre el valor bruto de la producción incrementa el empleo formal agrícola en 9,1%. Por su parte el modelo (2) mostraría que el impacto sobre el empleo agrícola sería de 10,0% mientras que el modelo (7) el aumento sería de 9,6%.

Los resultados cualitativos pueden ser comparables con los trabajos de Lichter, Peichl, & Siegloch (2013); y Nii, Gyeke-Dako, Oduro, Turkson, & Twumasi (2017) que si bien estiman la relación entre el empleo y las exportaciones manufactureras a través de

⁸ Es preciso aclarar, que podrían existir problemas de endogeneidad, pero se prescinde de un estimador de variables instrumentales, debido a la i) falta de disponibilidad de variables que puedan usarse instrumentos; y ii) variables rezagadas por el limitado periodo de análisis.

la metodología de datos de panel muestran la importancia que tiene el comercio exterior para fomentar el empleo industrial principalmente en el sector formal. Sin embargo, Greenaway, Hine, & Wright (1999); Mitra & Shin (2012) encuentran que las exportaciones no tendrían efectos para aumentar el empleo debido a posibles ganancias de productividad de la mano de obra tras la apertura comercial. Con la metodología de matriz insumo-producto Perez (2020) y Zahniser, Hertz, Dixon, & Rimmer (2017) muestran que las exportaciones agrícolas tienen impacto positivo sobre el empleo total, aunque Los, Timmer, & De Vries (2015) con el mismo enfoque señalan que con ganancias de eficiencia las exportaciones no contribuyen a aumentar el empleo.

Tabla N°7
Estimaciones de empleo y agroexportaciones

Var. Dependiente: Empleo	1	2	3	4	5	6	7
<i>Variable de Interés</i>							
Agroexportaciones	0,091*** (0,0160)	0,100*** (0,0158)	0,091*** (0,0165)	0,090*** (0,0166)	0,092*** (0,0166)	0,095*** (0,0169)	0,096*** (0,0169)
<i>VARIABLES DE CONTROL</i>							
Salario real		0,738*** (0,2508)	0,712*** (0,2492)	0,698*** (0,2511)	0,716*** (0,2502)	0,678*** (0,2511)	0,699*** (0,2503)
áreas cosechadas			0,006* (0,0036)	0,007* (0,0037)	0,006 (0,0037)	0,007* (0,0037)	0,006* (0,0037)
inversión pública en agricultura 1				-0,003 (0,0050)		-0,003 (0,0050)	
inversión pública en agricultura 2					0,0002 (0,0005)		0,0002 (0,0005)
infraestructura vial						-0,017 (0,0142)	-0,017 (0,0142)
Constante	7,27*** (0,0553)	2,03 (1,7835)	2,12 (1,7696)	2,23 (1,7850)	2,08 (1,7773)	2,67 (1,8177)	2,49 (1,8093)
N	144	144	144	144	144	144	144
R2	46,25	48,21	47,66	48,31	47,55	41,66	41,47
F-Estadístico	32,47	21,60	15,63	11,74	11,7	9,73	9,66

Nota: Los niveles de significancia de los coeficientes se definen en base a las siguientes definiciones: ***p<0.01, **p<0.05 y *p<0.1. Los errores estándar se presentan entre paréntesis. Todas la estimaciones fueron realizadas a través de estimador de efectos fijos.

La agricultura peruana se caracteriza porque las labores de siembra, asistencia del cultivo durante el ciclo vegetativo y cosecha, en la mayoría de los cultivos no se encuentra tecnificado y requieren de un importante volumen de mano de obra (principalmente durante el periodo de cosecha) para obtener el producto final. En ese sentido, la incorporación de nuevos frutos a la canasta exportadora del país como los arándanos y la consolidación de otros cultivos en los mercados internacionales como: uvas, mangos, paltas, espárragos y cítricos tras la mayor demanda internacional ha llevado a las grandes empresas y pequeños agricultores (agrupados en asociaciones y cooperativas) a aumentar su oferta aumentando su contratación de trabajadores formales en el sector por este motivo.

Respecto a los salarios reales estos no resultaron con el signo planteado por la teoría económica, pues en todos los modelos estimados el impacto de esta variable resulto positivo y estadísticamente significativo al 1% de nivel de significancia. El valor de esta elasticidad osciló entre 0,698 y 0,738. De esta manera, en base al modelo (4) un incremento en el salario real en 1% el empleo se incrementaría en 0,698%, en tanto en el modelo (7) el impacto sería similar, pues un aumento en 1% de los salarios reales tendría un impacto de 0,699% sobre el empleo formal agrícola.

La gran mayoría de trabajos revisados como: Schuh & Leeds (1963); Saens, Lobos & Rivera (2008); Rada, Wang, & Qin, (2012); Greenaway, Hine, & Wright (1999); Mitra & Shin (2012); y Lichter, Peichl, & Siegloch (2013) presentan resultados cualitativos acordes a la teoría económica para el salario real; sin embargo Nii, Gyeke-Dako, Oduro, Turkson, & Twumasi (2017) obtienen un impacto positivo sobre el empleo similar al encontrado en nuestro estudio, por lo que los autores sostienen que podría deberse a que las empresas grandes ofrecen salarios muy altos a sus trabajadores. Para el caso peruano esto podría ser la misma razón debido a que las empresas agroexportadoras compiten entre ellas mismas por la mano de obra y también con empresas de productos agrícolas destinados al mercado interno (arroz cáscara, limón, maíz amarillo duro entre otros) e incluso con empresas de otros sectores como el comercio, servicios o construcción, por lo que las empresas agroexportadoras tenderían a pagar mayores salarios para garantizar trabajadores en sus campos. También podría deberse a que el capital sería un factor importante en el sector agrícola exportador (principalmente en las labores de congelado, empaque, embalaje, entre otras) y su falta de inclusión en el modelo (por falta de disponibilidad de información) no permitiría controlar el efecto del aumento de las productividades marginales de los trabajadores y por tanto no obtener el signo esperado.

Es preciso mencionar que se estimó el modelo considerando la dummy relacionado al cambio del régimen laboral agrario, pero no se obtuvieron los resultados esperados, probablemente por similares argumentos explicados en el párrafo anterior y también por falta de observaciones posteriores al cambio de régimen.

Las áreas cosechadas es otra variable que explicaría el mayor empleo formal agrícola peruano encontrándose semielasticidades de 0,6% y 0,7% en los modelos estimados a un nivel de significancia de 10%. De esta manera, en el modelo (7) un aumento de un punto porcentual de las áreas de cultivos destinados a la exportación respecto a todas las áreas agrícolas conlleva a un aumento del empleo formal del sector agrícola en 0,6%.

Al respecto Rada, Wang, & Qin, (2012), encuentran que mayores áreas sembradas aumentan el empleo en el sector agrícola consistente con lo encontrado en esta investigación. Esto es así porque las empresas, asociaciones y cooperativas al

incrementar su frontera agrícola necesitan mayor mano de obra por hectárea que entra en producción; y este aumento de áreas estuvo vinculado a los mejores precios internacionales que fomentaron la inversión privada en ampliación de nuevas áreas y también a importantes proyectos de irrigación, principalmente en el norte del país.

Las dos medidas de la inversión pública en infraestructura agrícola⁹ resultaron con signos mixtos y no significativas estadísticamente. Para la primera forma en que medimos esta variable tenemos que un aumento de 1 punto porcentual de la proporción inversión pública en infraestructura agrícola sobre la inversión pública total tenemos que el empleo se reduciría 0,3% tanto en los modelos (4) y (6). La segunda forma en que medimos esta variable tenemos que un incremento de S/ 1 millón en la inversión pública en infraestructura agrícola aumenta el empleo formal agrícola en 0,02% tanto en los modelos (5) y (7).

Finalmente, un aumento de 1 punto porcentual en la proporción de carreteras pavimentadas sobre el total de kilómetros de carreteras reduce el empleo formal agrícola en 1,7%, pero no estadísticamente significativo tanto en los modelos (6) y (7) y que difiere con la teoría revisada que indica que debería fomentar el empleo.

Los autores Taylor & Charlton (2019) señalan que infraestructura de carreteras y comunicaciones deficientes impiden conexión con los mercados externos y esto fomenta en menor medida el empleo agrícola. Sin embargo, en el país pareciera no cumplirse esta hipótesis, lo que supondría que la inversión pública en infraestructura agrícola y vial se estaría enfocando en la agricultura destinada para productos del mercado interno que generalmente contrata mano de obra en forma informal que tiene menos salarios y ningún beneficio laboral. Por ejemplo, la gran mayoría de empresas con sus propios recursos instalan reservorios dentro de sus instalaciones y se encargan poner en funcionamiento pozos tubulares, para afrontar eventuales escenarios de estrés hídrico que impidan que las autoridades del agua provean el recurso adecuadamente.

Finalmente, se realizaron estimaciones utilizando una variable de tendencia y la variable dependiente rezagada un periodo¹⁰; y los resultados muestran que la hipótesis central se cumpliría, pues se mantiene la relación positiva y significativa entre el empleo formal agrícola y las agroexportaciones, sin embargo el valor de los coeficientes estimados (entre 4,3% y 8,8%) cambian respecto a los encontrados en la tabla N° 7, lo que reflejaría la posible existencia de simultaneidad, aunque estas variables incorporadas no resultaron estadísticamente significativas. Así también el salario real y las cosechas dejaron de ser estadísticamente significativas cuando se incluyó la variable dependiente rezagada, notando que el salario real se tornó negativo, tal como se hubiese esperado, lo que daría señales de la posible simultaneidad en el modelo y que se debería tomar en cuenta en futuras investigaciones para superar las limitaciones de la presente investigación.

⁹ Proporción de la inversión pública en infraestructura agrícola sobre el total de la inversión pública y valor de la inversión pública en infraestructura agrícola deflactada por el IPC.

¹⁰ Aplicando la metodología de Arellano y Bond (1991).

5. Conclusiones

La presente investigación ha intentado sumar evidencia sobre la importancia que tiene el comercio exterior en la generación de empleo formal en un sector como el agrícola en que la mayor parte de los trabajadores se encuentran empleados informalmente sin ningún tipo de beneficios sociales y con bajos salarios, pues la mayoría de los trabajos precedentes que utiliza la metodología de datos de panel enfoca la relevancia de las exportaciones en el empleo, pero del sector manufacturero.

La información estadística muestra que el empleo formal del sector agrícola en el Perú creció a una tasa promedio anual de 8,86% en el periodo 2017-2021; mientras que las exportaciones agrícolas crecieron a un ritmo promedio anual de 10,24%, principalmente impulsada por cultivos como uvas (13,7% promedio anual), arándanos (37,8%), paltas (21,4%), café (0,1%), espárragos frescos (-0,9%) y mangos (10,1%), que en 2021 representaron el 57,3% de los envíos al exterior de productos agrícolas.

De esta manera, encontramos que las agroexportaciones son un importante vehículo para impulsar el empleo formal en este sector, pues el crecimiento de 1 punto porcentual de la proporción exportaciones agrícolas / valor bruto de producción aumentaría el número de trabajadores formales entre 9,0% y 10%, aunque en otras especificaciones, con la finalidad de considerar posible presencia de simultaneidad el efecto fluctuaría entre 4,4% y 8,8%. Por esto resulta necesario que los hacedores de política económica enfoquen sus esfuerzos en crear mecanismos que impulsen a las empresas a la mayor contratación de personal. Por ejemplo, fomentando la inversión privada para la ampliación de frontera agrícola reforzando los vínculos comerciales con países con los que se tienen tratados de libre comercio y contribuyendo al acceso a nuevos mercados a través del apoyo para los estándares fitosanitarios.

Por otra parte, las variables de inversión pública en infraestructura agrícola y la red vial de carreteras pavimentadas existentes no resultaron como lo plantea la teoría, probablemente porque los niveles no son lo suficientemente altos para tener impacto, por ejemplo, reduciendo costos de transporte o minimizando inversiones propias en hidráulica o estaciones meteorológicas que permitan liberar recursos para mayor contratación de personal. En tal sentido, los esfuerzos deberían enfocarse en proyectos de impacto que mejoren la conectividad entre los campos, platas de empaque y los puertos; y también que contribuyan a mejorar los rendimientos y minimizar shocks negativos que puedan afectar la demanda laboral agrícola caracterizada por ser estacional y de alta movilidad. De todas formas, debido a las limitaciones de información los resultados encontrados en esta investigación deberían tomarse con precaución e intentar superar los problemas mencionados en investigaciones hacia adelante como las sugeridas en el siguiente párrafo.

Para futuras investigaciones, se debería contar con una mayor amplitud del periodo con la finalidad de estimar un panel dinámico y también poder evaluar si el cambio del régimen agrario tuvo algún efecto sobre la demanda de mano de obra. Asimismo, se podría incluir la variable de crédito al sector agrícola que por razones de tramitología y tiempo del procedimiento se prescindió en esta investigación, aunque se debe mencionar que las grandes empresas obtienen financiamiento del exterior a menor costo. También se podría solicitar información a nivel de empresas tal como realiza en la evidencia empírica revisada, y por ejemplo incluir la importación de bienes de capital como una proxy del nivel de capital de las empresas agrícolas. Finalmente podría replicarse el estudio por cultivos (arándano, uvas, mangos, paltas, entre otros) o para otros sectores económicos con apertura comercial.

Referencias

- Arellano, M. (2004). *Panel data econometrics* (1° ed.). Oxford University.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Test of Specifications for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic and Statistics*(58), 277-297.
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3° ed.). John Wiley &.
- Banco Central de Reserva del Perú. (2022). *Balanza Comercial: Diciembre de 2021*. BCRP.
- Banco Interamericano de Desarrollo. (2021). *Ahora es el momento de impulsar la formalización laboral en América Latina y el Caribe*. Obtenido de <https://blogs.iadb.org/gestion-fiscal/es/formalizacion-laboral-en-america-latina-y-el-caribe/>
- Greenaway, D., Hine, R., & Wright, P. (1999). An empirical assessment of the impact of trade on employment in the United Kingdom. *European Journal of Political Economy*, 15, 485-500.
- Greene, W. (2012). *Econometric analysis* (7° ed.). Pearson Education.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of panel data*. Cambridge University.
- Krugman , P., Obstfeld, M., & Melitz, M. (2012). Capítulo 4: Factores específicos y distribución de la renta. En P. Krugman, M. Obstfeld, & M. Melitz, *Economía Internacional* (Novena ed., págs. 51-80). Pearson Educación.
- Lichter, A., Peichl, A., & Siegloch, S. (2013). Exporting and Labor Demand: Micro-Level Evidence from Germany. *Institute for the Study of Labor*, 1-29.
- Los, B., Timmer, M., & De Vries, G. (2015). How important are exports for job growth in China? A demand side analysis. *Journal of Comparative Economics*, 43(1), 19-32.
- Mitra, D., & Shin, J. (2012). Import protection, exports and labor-demand elasticities: Evidence from Korea. *International Review of Economics and Finance*, 23, 91-109.
- Nii, E., Gyeke-Dako, A., Oduro, A., Turkson, E., & Twumasi, P. (2017). The Employment Generating Effects of Exporting: Firm level evidence of Micro, Small and Medium Enterprises (MSMEs) in Ghana. *Swiss Programme for Research on Global Issues for Development*, 1-30.
- Organización Internacional del Trabajo. (2022). *¿Por qué es importante la formalización del trabajo?* Obtenido de https://www.ilo.org/santiago/sala-de-prensa/WCMS_833572/lang--es/index.htm#:~:text=Entre%20las%20ventajas%20de%20un,o%20un%20sistema%20de%20jubilaci%C3%B3n%E2%80%94
- Pérez, C. (2020). *Impacto de las exportaciones en el PBI y en el empleo*. Documento de trabajo, Asociación de Exportadores - ADEX.
- Rada, N., Wang , C., & Qin, L. (2012). Hired-labor demand on Chinese household farms. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*, 2(2), 115-129.

- Saens, R., Lobos, G., & Rivera, E. (2008). Agricultural labor demand in Chile: A cointegration approach. *Chilean Journal of Agricultural Research*, 68(4), 392-400.
- Schuh, E., & Leeds, J. (1963). A Regional analysis of demand for hired agricultural labor. *Purdue University*(2054).
- Taylor, E., & Charlton, D. (2019). Chapter 2: Agricultural Labor Demand. En E. Taylor, & D. Charlton, *The Farm Labor Problem: A Global Perspective* (págs. 21-46). Academic Press.
- Vásquez, K. (2016). Olmos, nuevo centro de desarrollo agroexportador en el norte del país. *Moneda*, 33-37.
- Wooldridge, J. (2002). *Analysis of cross section and panel data* (1° ed.). Massachusetts Institute of Technology Press.
- Zahniser, S., Hertz, T., Dixon, P., & Rimmer, M. (2017). The Potential Effects of Increased Demand for U.S. Agricultural Exports on Metro and Nonmetro Employment. *Department of Agriculture, Economic Research Service*, 1-34.

Anexos

ANEXO 1

Estimaciones Adicionales de empleo y agroexportaciones

Var. Dependiente: Empleo	1	2	3	4
<i>Variable de Interes</i>				
Agroexportaciones	0,082*** (0,0182)	0,088*** (0,0179)	0,063*** (0,0173)	0,043** (0,0207)
<i>VARIABLES DE CONTROL</i>				
Salario real		0,714*** (0,2499)		-0,136 (0,2580)
areas cosechadas		0,004 (0,0042)		0,006 (0,0104)
inversión pública en agricultura 2		0,0001 (0,0005)		0,0005 (0,0005)
infraestructura vial		-0,028* (0,0166)		0,011 (0,0142)
trend	0,012 (0,0110)	0,018 (0,0140)		
log empleo(-1)			0,162 (0,1464)	0,194 (0,1551)
Constante	7,26*** (0,0561)	2,60 (1,8063)	6,15*** (1,2916)	6,60** (2,0074)
N	144	144	96	96