

**CONCENTRACIÓN DE LA TIERRA EN COLOMBIA UN OBSTÁCULO PARA EL
CRECIMIENTO: IMPACTO SOBRE LA PRODUCCIÓN AGRÍCOLA DE LOS
DEPARTAMENTOS-PERÍODO 2000-2011**

Por: Carlos Andrés Hernández Fontecha

Directora: Dr. Sc. Irma Baquero Haeberlin

Economía Rural

Clasificación JEL: Q1, Q10, Q15



Facultad de Economía

ESCUELA COLOMBIANA DE INGENIERÍA JULIO GARATIVO

Bogotá D.C. 14 de diciembre de 2015

RESUMEN

La concentración de la tierra es un problema en Colombia que afecta la productividad del sector agropecuario. Con el fin de contribuir a un mejor entendimiento de este problema, el presente trabajo analizó el efecto de la concentración de la tierra sobre la producción del sector agrícola de los departamentos durante el período 2000 a 2011. Se propuso un modelo funcional, en el cual el Producto Interno Bruto (PIB) agrícola generado por departamento está en función de cuatro variables independientes: coeficiente Gini de tierras controlado por calidad, indicador de intensidad de uso de la tierra, indicador de utilización de tierras con aptitud agrícola y crédito agropecuario. Se calculó el efecto de cada una de estas variables sobre la producción del sector mediante un modelo econométrico. Los resultados obtenidos muestran que el efecto del coeficiente de Gini de tierras es negativo y estadísticamente significativo en los cuatro modelos utilizados. De acuerdo con el Modelo 3, un incremento del 1% en el valor del Gini de tierras tiene un impacto de -2.25% en el PIB agrícola. Adicionalmente, el único efecto estimado con una significancia estadística del 1% en todos los modelos aplicados fue el correspondiente al indicador de utilización con un impacto positivo sobre el PIB agrícola. Como resultado del Modelo 1, un incremento del 1% en el indicador de utilización genera un incremento de 0.45% en el PIB agrícola; aplicando los Modelos 3 y 4, los efectos obtenidos fueron de 0.49% y 0.48%, respectivamente. Los resultados obtenidos permitieron verificar la hipótesis formulada para el presente trabajo: *En Colombia el elevado nivel de concentración de la tierra afecta negativamente el valor del producto agrícola de los departamentos.*

Palabras claves: PIB agrícola, Coeficiente Gini de tierras, subutilización. JEL: Q1, Q10, Q15

ABSTRACT

The land concentration in Colombia is a problem that affects the productivity of the agriculture sector. To contribute to the further understanding of this problema, the present study had the aim to analyze the effect the land concentration on agricultural growth of the states (called “departamentos” in Colombia), between 2000 and 2011. A functional model was proposed in which the agricultural gross domestic product (GDP) of each state is a function of four independent variables: Gini coefficient of land distribution, land-use intensity indicator, land-use indicator, and credit agricultural. The effect of each variable on the sector’s production was estimated by an econometric model. The results show that the effect of the Gini coefficient of land distribution is negative and statistical significant. Applying Model 3, an impact of -2.25% on the agricultural GDP was estimated for an increment of 1% in Gini coefficient. The obtained results also show that for all applied models the only estimated effect with a statistical significance of 1% is the land-use indicator and that this variable has a positive impact on the agricultural GDP. Applying Model 1, an increment of 1% in the land-use indicator generates a change of 0.45% on the agricultural GDP; applying Model 3 and 4, the effects are 0.49% and 48%, respectively. These results allowed us to validate the hypothesis formulated for the present work: In Colombia, the high level of concentration of land ownership has a negative effect on the agriculture GDP of the states.

Key words: agricultural GDP, Gini coefficient of land distribution, underuse of land. JEL: Q1, Q10, Q15

AGRADECIMIENTOS

Doy gracias a Dios por las habilidades y capacidades que me ha dado y permitido desarrollar porque con ellas pude realizar el presente trabajo. A mis padres Carlos Francisco Hernández Niño y Aurora Fontecha Estupiñán, quienes indudablemente con su constante ayuda y consejo hacen posible la culminación de este trabajo. A mis tías Yolanda Fontecha y Susana Hernández por su apoyo incondicional a lo largo de este proceso académico.

A mi tutora Irma Baquero Haerberlin por la orientación y enseñanzas recibidas. A mis amigos de universidad más estimados Sebastián Viveros, Julián Molina y José Luis Pizón por su acompañamiento y esfuerzo conjunto en cada una de las labores.

A la Escuela Colombiana de Ingeniería Julio Garavito por sus varios reconocimientos académicos y ayuda económica a través de la Beca de Excelencia Académica recibidas. A mis demás profesores, quienes con su labor y entusiasmo por formarme integralmente también hicieron posible la realización del trabajo. Finalmente, pero no menos importantes a aquellos familiares y amigos, quienes de una u otra manera estuvieron presentes y me apoyaron en el transcurso de este tiempo.

A todos ellos muchas gracias.

CONTENIDO

1. INTRODUCCIÓN	6
2. JUSTIFICACIÓN.....	7
3. HIPÓTESIS.....	8
3.1. Objetivo General	8
3.2. Objetivos Específicos.....	8
4. REVISIÓN DE LA LITERATURA	8
4.1. Concentración de la tierra	9
4.2. Uso ineficiente del suelo	10
4.3. Pequeña propiedad eficiente o ineficiente.....	13
4.4. Distorsión Estructural.....	15
5. MARCO METODOLÓGICO.....	16
6. RESULTADOS	22
7. CONCLUSIONES	28
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:.....	31
ANEXOS.....	34

1. INTRODUCCIÓN

La concentración de la tierra conlleva usos ineficientes del suelo y genera problemas de acceso a los recursos que tienen efectos negativos en la generación del producto. Lo anterior no solo se traduce en ineficiencias económicas sino que tiene efectos en la calidad de vida de la población rural. Para estudiar la anterior situación se utiliza el coeficiente Gini que mide la concentración de la tierra en el país. Este coeficiente es particularmente elevado en Colombia y va acompañado de problemas como la subutilización del suelo, esto es, tierras con vocación agrícola que no son empleadas de manera eficiente. Además, la anterior situación de uso se da en un contexto de conflicto de empleo de la tierra entre la actividad ganadera y la actividad agrícola. En este sentido, se plantea que el producto generado por el sector en su conjunto está determinado por la relación entre la concentración de la tierra, su uso intensivo y la utilización (sobre o subutilización). Adicionalmente, se considera que el acceso al capital es importante para explicar la producción agrícola puesto que permite aprovechar los avances tecnológicos y aumentar los rendimientos de los cultivos.

De esta manera, la hipótesis que busca comprobar el presente estudio es que el efecto de la concentración de la tierra es negativo y significativo sobre el producto, además de cuantificar los impactos de la utilización y acceso al crédito. Para desarrollar la hipótesis inicialmente se presenta una revisión de la literatura donde se evidencian los problemas estructurales del sector y su evolución en el tiempo, en esta también se hace una revisión que muestra la ventaja de la pequeña propiedad para potenciar el producto generado. La siguiente sección muestra el marco metodológico utilizado para estimar los modelos; se utilizó un análisis de panel de datos sobre la información para los departamentos tomada de Agronet. Posteriormente se presentan los resultados obtenidos y las conclusiones derivadas de estos. La sección de anexos muestra el paso a paso de la metodología utilizada con las respectivas pruebas de especificación de los modelos.

Adicionalmente, este estudio presenta resultados nuevos que contribuyen al debate y al conocimiento del agro colombiano y aprovecha la reciente publicación por parte del IGAC que tiene los datos de la concentración de la tierra a nivel de departamento.

2. JUSTIFICACIÓN.

La actividad agropecuaria integra la población rural a la económica, por tanto, las condiciones bajo las cuales se desarrolla influyen no solo en su producto aportado, sino también en la calidad de vida de las personas que se ocupan en este sector. En los últimos años el debate agrario acerca del desarrollo rural ha contenido propuestas de diverso origen y tipo¹, por ejemplo, facilitar el acceso a la tierra para mejorar la actual estructura de tenencia de la tierra, garantizar los derechos de propiedad, mejorar el uso del suelo, potenciar las economías campesinas, entre otras. Estas propuestas han surgido debido a una estructura agraria ineficiente que genera poco bienestar social. Se afirma que la situación no es falta de propuestas para dar solución a ésta problemática rural sino que es necesario tomar decisiones políticas por parte del Estado que permitan plantear una estrategia clara sobre el futuro del sector (CNMH, 2013, cap. 9).

El Instituto Agustín Codazzi afirma que la subutilización es del 30% del total de las tierras y que sólo la mitad de las tierras dedicadas a cultivo explotan totalmente su potencial. Con respecto a la sobreutilización, reporta que el 71% de las tierras que podrían ser destinadas a cultivos anuales, son utilizadas para ganadería; cerca de un cuarto de las tierras de pastoreo están ubicadas en terrenos agrícolas de primera calidad, y más de la mitad de los pastos están localizados en áreas recomendadas para conservación. (Heshusius, 2005, p.11).

El anterior factor de subutilización está correlacionado positivamente con el problema de la concentración² del territorio (PNUD, 2011; Banco Mundial, 2004; Fajardo 2002; Suescún, 2013) que en 2011 alcanzaba un coeficiente Gini de 0,87 (CNMH, 2013, pag 170). Por esta razón el presente trabajo se enfoca en analizar el efecto de la estructura de tenencia de la tierra sobre el producto generado por el sector agrícola mediante un modelo econométrico. Adicionalmente, este estudio contribuye al conocimiento para generar políticas que permitan impulsar y mejorar la estructura productiva del sector agropecuario en Colombia. Entre otras cosas, porque las políticas de tierras tienen problemas de diseño, implementación y seguimiento que impiden resultados positivos en cuanto a la reducción de la concentración. (Banco Mundial, 2004; González y Henao, 2012; Heshusius, 2005; Machado, 2004; Berry, 2002).

¹ Vale la pena aclarar que el presente trabajo no se enfoca en analizar propuestas o medidas políticas. Cuando se hace mención a alguna de éstas, su función es contextualizadora.

² Producto del conflicto armado, desplazamiento, motivos rentistas y especuladores, subutilización del suelo, entre otros. (PNUD, 2011; CNMH,2013; Ibáñez y Querubín, 2004, Suescún, 2013)

3. HIPÓTESIS

La hipótesis que se planteó en el presente trabajo fue: *En Colombia el elevado nivel de concentración de la tierra afecta negativamente el valor del producto agrícola de los departamentos.*

3.1. Objetivo General

Analizar el efecto de la concentración de la tierra sobre la producción del sector agrícola de los departamentos en el periodo 2000 a 2011.

3.2. Objetivos Específicos

- Calcular un indicador de intensidad de uso del suelo en los departamentos.
- Calcular un indicador de utilización de los suelos con aptitud agrícola en los departamentos.
- Analizar el impacto del Gini de tierras y los anteriores indicadores en el producto agrícola a partir de un panel de datos departamental en el periodo 2000 a 2011.

4. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La siguiente revisión de literatura inicia con la descripción del problema de la concentración de la tierra, mostrando su evolución en el tiempo a través de diversos autores. A continuación se plantea la problemática de la sub y sobreutilización de la tierra, analizada también desde el punto de vista de cronológico de los autores. Adicionalmente se hace una revisión de literatura sobre la eficiencia o ineficiencia de la pequeña propiedad. Finalmente se revisa a Bejarano quien aporta nuevos componentes al problema de estructura; para así concluir que en Colombia existe un problema estructural que hace ineficiente al sector agrícola.

4.1. Concentración de la tierra

Históricamente el problema de la concentración de la tierra ha sido identificado y es parte fundamental del debate para emprender procesos de políticas de tierras. Estos y otros problemas han sido evidenciados y tratados de solucionar por personas como Carlos Lleras Restrepo.

Carlos Lleras Restrepo como presidente del Comité Nacional Agrario, en su mensaje al Presidente de la República, “Mensaje del Comité Nacional Agrario” [1960], advertía cuál era el problema que debía resolver la reforma agraria: una estructura agraria aberrante desde el punto de vista de la equidad e inconveniente por el aspecto económico. Menciona la aglomeración de minifundios con un bajo ingreso, la baja productividad, la poca capacidad de consumo y los bajos niveles de vida, con una insuficiencia notoria de tierras y otros recursos productivos. A su lado una alta concentración de la propiedad con explotaciones no adecuadas que originan una desocupación crónica. Para Lleras esa situación debía modificarse para buscar una estructura social justa y estable. (CNMH, 2013, pág. 45)

La descripción dada por Carlos Lleras junto a varios autores enunciados por el Centro Nacional de Memoria Histórica (CNMH) refuerza la necesidad de medidas tanto de reforma como de políticas para garantizar el óptimo desempeño del sector y que sea tomado en cuenta como motor de crecimiento.

Fajardo (2002) concuerda con la descripción anterior. Para 1984 las fincas menores a 5 hectáreas representaban el 5% del territorio y pertenecían al 65.7% de los propietarios; en contraste, las fincas mayores a 500 ha representaban el 32.7% del territorio y pertenecían a menos del 1% de los propietarios. Para 1996 esta situación se agravó, las fincas menores a 5 ha representaban 4.3% de la superficie en manos de una mayor proporción de propietarios (66.8%), mientras que las grandes extensiones de tierra correspondían al 44.6% de la superficie en manos del 0.4% de los propietarios.

Durante la primera década del presente siglo la problemática de la concentración de la propiedad rural no presentó mejoría. En el año 2000 aproximadamente el 76% de la tierra pertenecía al 13.6% de los propietarios, mientras que en el 2010 los resultados fueron 77.6% y 13.7%, respectivamente. De igual manera para el primer año el coeficiente de Gini era de 0.85 aumentando al finalizar la década a 0,86, diferencia que se acentúa si se tiene en cuenta la adquisición de predios por un mismo propietario pasando de 0.877 a 0.891, respectivamente.

Adicionalmente un 54.3% de los municipios presentaron un incremento en la concentración de la tierra (Ibáñez y Muñoz, 2011).

Teniendo en cuenta que la actividad agrícola está determinada tanto por los recursos naturales como por factores económicos, que a su vez comprenden los factores tecnológicos (técnicas de cultivo y de aprovechamiento de la tierra) y por otro lado los factores referidos a las formas de propiedad y posesión de la tierra y de los medios de producción agrícola. (Bejarano, 1998). Las anteriores estadísticas muestran que en Colombia existe una tendencia creciente del fenómeno de la concentración siendo esto un problema estructural aún persistente.

4.2. Uso ineficiente del suelo

Al fenómeno de la concentración de la tierra se le unen otros problemas como el uso de la misma. Klaus Deininger en el año 2003 indica que hay una alta subutilización de la tierra que alcanza el 30% de las tierras aptas reforzando un círculo vicioso de adquisiciones especulativas. Esto se combina con una elevada desigualdad representada en un Gini de 0,85 y poco acceso a la tierra. “Los estudios encontraron que hay una relación directa entre la desigualdad en el acceso a la tierra y su sub-utilización y el grado de violencia” (CNMH, 2013, pág. 51).

Absalón Machado refiriéndose a la situación del sector en 1999 afirma que:

“(Según el IGAC) El país está subutilizando la tierra agrícola en sus $\frac{3}{4}$ partes, mientras sobreutiliza en ganadería más del 100% de los suelos... La irracionalidad de la estructura productiva y de tenencia de tierras se manifiesta también en el hecho de que la agricultura que sólo usa el 24% de la tierra apta para esa actividad, aporta el 63.4% del valor de la producción, mientras la ganadería bovina que sobreutiliza apreciablemente los suelos y deteriora los recursos naturales en una actividad más extensiva que intensiva, sólo aporta el 26.6% del valor de la producción” (Machado, 2004, pág. 10)

Lo anterior indica que se está haciendo uso ineficiente del suelo. Catorce años después, el censo nacional agropecuario indica que de 42.3 millones de hectáreas (38.3% del total de la superficie territorial) destinadas a uso agropecuario tan solo el 19,8% (8,4 millones hectáreas) tiene uso agrícola y un 80% en pastos. Esto indica que el área destinada al uso agrícola se ha duplicado con respecto al observado y registrado por Machado (2004) al inicio de la década (4.3 millones de hectáreas). Aún así la proporción uso-potencial continúa reflejando una subutilización del suelo agrícola y una sobreexplotación de la actividad ganadera, puesto que antes del 2000 el potencial

de pastos no superaba 16 millones de hectáreas (Machado, 2004) y en el 2014 esta actividad ocupa 34 millones de hectáreas (CNA, 2015).

Curiosamente, del área censada en 2014, las unidades de producción agropecuaria menores a 5 ha, utilizan mayor parte del terreno en pastos (61% de la propiedad). Pero proporcionalmente destinan más área a la actividad agrícola que las demás clasificaciones de las unidades productivas. Así mismo, más de las tres cuartas partes de las unidades productivas agropecuarias (UPA's) mayores a 500 ha son utilizadas en pastos. Adicionalmente, para el 2014 la curva de Lorenz se encuentra en un punto donde aproximadamente el 80% del total de UPA's tienen un tamaño menor a 5 ha y comprenden el 2,4% del área rural y aquellas unidades con más de 500 ha representan 0,4% y ocupan un 65.1% del área (CNA, 2015). Lo anterior no dista de los resultados presentados por Machado (2004) y lleva a la conclusión que en Colombia la estructura de tenencia y uso no ha tenido cambios significativos y aún continúa en una estructura agraria ineficiente³.

Ibáñez y Muñoz (2011) en la última década encuentran que la concentración de la tierra está forzando a ocupar tierras de menor productividad que dificultan un mayor crecimiento y puede generar incentivos rentistas en las tierras de mejor calidad. Situación evidenciada también por el PNUD (2011) al establecer que la limitada disponibilidad de tierras al interior de la frontera agraria ejerce presiones a su expansión, afectando ecosistemas y aumentando los riesgos no solo ecológicos, sino humanos⁴.

“La subutilización de los suelos en agricultura y su sobreutilización en ganadería son fenómenos indicativos del uso inadecuado del suelo (conflictos de uso) que introducen factores de ineficiencia económica y social, y que además originan conflictos por la tierra, pues la ganadería

³ Las metodologías utilizadas en los cálculos pueden ser diferentes pero los resultados no muestran cambios significativos de la tendencia del fenómeno.

⁴ El PNUD en su Informe Nacional de Desarrollo Humano (2011) describe la problemática del conflicto en el uso del suelo (agricultura, producción pecuaria, minería, zonas forestales...) y enuncia que para 2009 de un potencial de 21,5 millones de hectáreas con vocación agrícola, sólo se emplean 4,9 millones. También sólo el 53,8% de las tierras dedicadas a ganadería son aptas para esta actividad. Basado en la Encuesta Nacional Agropecuaria (ENA) de 2008, dice que en 25 departamentos más del 50% de la frontera agropecuaria es utilizado en pastos y en 16 de los anteriores la relación aumenta al 70%.

concentra de manera extensiva suelos aptos para la agricultura, cerrando posibilidades y opciones para la pequeña y mediana propiedad.” (PNUD, 2011, pág. 78)

Se plantea así la necesidad de pasar de una ganadería extensiva a una intensiva para optimizar el uso del suelo. Adicionalmente, el PNUD (2011) realiza un ejercicio en el cual llega a la conclusión de que la producción bruta por hectárea es mayor para la producción agrícola que para la pecuaria, por esta razón, propone que el uso del suelo debe realizarse de manera más intensiva en agricultura.

En el transcurso del tiempo el Estado colombiano ha abordado esta problemática desde diferentes perspectivas y con diferentes resultados. Berry (2012) menciona que en la segunda mitad del siglo XX la agricultura comercial tomaría mayor importancia junto con el concepto de agricultura empresarial (el acceso a los recursos de capital tomaría mayor relevancia). A la par se llevaban a cabo procesos reformistas y de políticas. A grandes rasgos se clasifica el periodo de 1961 a 1994 como un periodo de intervención directa por parte del Estado con políticas redistributivas de la tierra, pero con efectos marginales. Posteriormente, con la ley 160 de 1994 se da énfasis al mercado de tierras mostrando un cambio en la visión que tenía el Estado del problema agrario paralelo a la globalización presentada en los años 90 (CNMH, 2013). Como resultado de las anteriores medidas, Machado señala que “las políticas y reformas (agrarias) de los sesenta y setenta resolvieron el problema agrario para el capital mas no para la sociedad...” (CNMH, 2013, pág. 34). Así mismo para Pablo Molina “... las razones de reforma agraria hoy son distintas a las del pasado, así lo problemas sean los mismos...” (CNMH, 2013, pág. 41)⁵.

A pesar de que la problemática rural y políticas han presentado cambios a lo largo del tiempo, se detecta como constante: la relación existente entre acceso a la propiedad, su uso y su productividad dentro de la estructura agraria colombiana. Esta relación en Colombia como se describió anteriormente se desarrolla bajo una estructura agraria caracterizada por una elevada concentración acompañada de sobre y subutilización del suelo que hace ineficiente el sector y no contribuye al desarrollo de la sociedad. Por este motivo, en diferentes estudios se estudia la pequeña propiedad y el modelo productivo que se desprende de ella para impulsar no solo el crecimiento del sector, sino también el desarrollo de la sociedad rural.

⁵ Si el lector quiere profundizar el tema puede consultar el libro del CNMH

4.3. Pequeña propiedad eficiente o ineficiente

Berry (2012) describe la importancia de las condiciones agropecuarias y hace una revisión desde su enfoque personal de la historia del pensamiento y la política respecto al sector agrario. Menciona que el estado actual de desarrollo de la economía en países latinoamericanos es resultado de procesos históricos que marcaron el rumbo de las estructuras y relaciones de producción. Para dimensionar los alcances del problema agrario, menciona que la asignación de los recursos como la tierra serían claves para fijar el rumbo de la senda de crecimiento y la distribución del ingreso en Estados donde inicialmente la población y la economía eran fundamentalmente rurales⁶. Por tal razón, la fuerte inercia en la desigualdad de la tenencia de la tierra que se heredó década a década, y que es variable determinante de la distribución del ingreso agrícola, fue clave para el proceso de asignación de los recursos como la distribución del capital humano y la distribución del capital no agrícola. La anterior interacción tierra-distribución ha sido un proceso histórico a través del cual la distribución no ha cambiado mucho, lo cual ha sido la “peor” herencia del siglo pasado en países latinoamericanos: la estructura agraria de hace 100 años.

De esta manera, cuando se habla de distribución de la riqueza, es inevitable dejar de lado la pequeña producción agrícola. Berry (2012) resalta la importancia de la pequeña economía familiar; sustenta su argumento en la existencia de una *relación inversa* entre tamaño y productividad de la tierra con base en evidencia empírica (no solo para Colombia). El concepto de *relación inversa* en la agricultura va en contra de la idea intuitiva de economías de escala logradas por la gran explotación agropecuaria, sin embargo, estas economías de escala en palabras del autor depende del país, del cultivo y en especial del apoyo estatal a la actividad agropecuaria; la investigación realizada por el autor, lo lleva a afirmar que en la agricultura es donde menos economías de escalas existen.

Adicionalmente, en países como Colombia donde hay superávit de mano de obra (estado de desempleo) el costo económico de emplear mano de obra en una finca pequeña puede llegar a ser

⁶ Antonio Bejarano (1998) trata el enfoque de desarrollo de los países. En éste enfoque, el sector agrícola y sus interrelaciones con los demás sectores juegan un papel importante. Además que las circunstancias bajo las que se dé la transformación de una economía rural a una principalmente industrial, determinar el grado de eficiencia de la economía global y sectorial.

cero debido a que puede no existir costo de oportunidad para el trabajador rural. Es decir, el mercado de trabajo no le da suficientes alternativas al pequeño agricultor para dejar de explotar su propiedad. Otro argumento a favor es el patrón de producción de la pequeña propiedad que favorece la producción de productos que requieren mucha mano de obra (también cultivos de pancoger) fortaleciendo la seguridad alimentaria.

Los anteriores argumentos no quieren decir que la pequeña propiedad es más eficiente en términos económicos que la grande; la diferencia está en que la productividad del trabajo está a favor de la grande propiedad al utilizar poca mano de obra pero a costa de productiva baja de la tierra. En este sentido, la eficiencia económica de una explotación depende del costo real de los factores. Por tanto, cuando el costo de la mano de obra es bajo la eficiencia esta de lado de la pequeña propiedad, en el caso contrario, esta última ventaja no existe.

En contraste, un argumento en contra de la pequeña explotación se originó en los años sesentas y setentas cuando existía una discusión académica en cuanto a la adaptabilidad de la pequeña agricultura al cambio tecnológico. El hecho de que la familia productora tuviese bajos ingresos significaba que no podía ser partícipe del proceso de cambio y mostrar dinamismo para multiplicar la productividad y el ingreso de su economía. Sin embargo, se demostró empíricamente lo contrario con los países asiáticos (Berry, 2012).

Valderrama y Mondragón (1998), aportan un enfoque microeconómico sustentado también en la abundancia del factor trabajo. Interpone el concepto de la economía campesina, la cual se caracteriza por un uso intensivo de la tierra (cuyo acceso es limitado junto con el capital), y el trabajo como factor abundante especialmente el familiar. La anterior descripción se ajusta a actividades enfocadas en cultivos transitorios por su relativamente bajo empleo de capital.

El éxito de la economía campesina se debe a que emplean al máximo su factor más escaso (la tierra) y llevan la productividad marginal del trabajo a casi cero para alcanzar el máximo de producción posible. En este sentido la productividad técnica por unidad de tierra puede llegar a ser mucho mayor que la de un productor comercial. Además, el objetivo principal para un productor comercial es optimizar su ganancia, es decir, responde más a un perfil de agente cuya racionalidad se enfoca principalmente en la optimización del beneficio y cuyos recursos le permiten responder de manera más flexible a estímulos de oferta y demanda que un productor

campesino, puesto que la subsistencia de este último depende mayormente del producto generado en su parcela. En este sentido, la sostenibilidad del sistema de economía campesina se ve afectada por la necesidad de conseguir recursos más allá de los generados en la unidad agrícola; de esta situación se plantea la necesidad de facilitar mayor acceso a recursos, tecnología y mercados a la población rural para generar los incentivos suficientes para continuar la explotación productiva de la tierra con mejores condiciones de vida.

Autores mencionados por el CNMH como Ruth Suárez en 1999, Ossa y su equipo en el 2000 y Forero en el año 2003 confirman las ventajas de la pequeña propiedad como potencial para el crecimiento y desarrollo rural por ser más eficientes (CNMH, 2013, cap. 4, págs. 50 a 53). Sin embargo, la anterior relación inversa entre tamaño y productividad no es el único argumento que moviliza el proceso de políticas agrarias. Existen otras razones que hacen parte del andamiaje rural.

Manuel Rojas en el 2001 mencionado por el CNMH lleva los anteriores argumentos al plano político al mencionar que:

“el nuevo paradigma de la Reforma Agraria se fundamenta en tres razones teóricas: la relación inversa entre el tamaño de la explotación y el valor agregado por superficie; la ausencia de economías de escala en la producción agrícola; y los incentivos de la agricultura familiar para el trabajo. Este es un modelo sustentado en la eficiencia del mercado y el fracaso de la intervención del Estado en la redistribución de la propiedad y la búsqueda de relaciones de equidad y bienestar en el sector rural.” (CNMH, 2013, pág. 71)

Así mismo otros autores descritos en el capítulo siete del libro *“La política de reforma agraria y tierras en Colombia”* (CNMH, 2013) también proponen que mejorar el mercado de tierras, fortalecer los derechos de propiedad, garantizar el acceso a los recursos y en general, optimizar el uso del suelo, deben ser aspectos principales de la política de tierras.

4.4. Distorsión Estructural

Finalmente, en un enfoque más económico Bejarano (1998), enuncia las principales distorsiones estructurales en la agricultura que generan consecuencias adversas sobre la producción en

términos de incentivos⁷ y que afectan el modo de empleo de los factores de producción. La primera de ellas es la distribución de la tierra, otra es el acceso al crédito y su costo (acceso restringido y costo elevado para pequeños productores) y por último el acceso a la tecnología (factor que va de la mano con el acceso al recurso financiero). Estas distorsiones dificultan la posibilidad de aprovechar los adelantos tecnológicos y tiene efectos que van más allá del ámbito agrícola afectando el conjunto de la economía.

5. MARCO METODOLÓGICO

“La actividad agrícola está determinada tanto por los recursos naturales físicos o biológicos (orografía, clima, tipo de suelo, subsuelo, etc.) como por los factores económicos que son a su vez de dos tipos: de un lado los factores tecnológicos que se refieren a las técnicas de cultivo y de aprovechamiento de la tierra [...] y de otro lado los referidos a la forma de propiedad y posesión de la tierra y de los medios de producción agrícola [...]” (Bejarano, 1998, pág. 51)

En este sentido, y tal como se plantea en Bejarano (1998) el presente estudio se basa en una función de producción en la cual el producto agrícola está en función de la cantidad de tierra, la cantidad de trabajo y la cantidad de capital disponibles. Por esto resulta importante identificar las características de acceso y utilización que se da a los factores para identificar los efectos sobre la producción.

$$A = F(T, L, K)$$

De ésta manera el Gini es la variable principal que refleja la estructura de propiedad de la tierra; además de ser una característica básica para el acceso al factor de producción Tierra.

⁷ El incentivo para el pequeño agricultor cuando el trabajo abunda, es esforzarse por maximizar su producción por unidad de tierra y capital. Mientras que para el grande productor el incentivo de maximizar los rendimientos por unidad de superficie decrece a medida que crece el tamaño de la finca ya que el costo de adquirir tierra y capital es menor en comparación con el costo de emplear mano de obra. (Bejarano, 1998)

Adicionalmente, los autores indican que la concentración de la tierra va de la mano con un uso ineficiente del suelo, es decir, hay una baja utilización de las tierras con aptitud agrícola y, a la par se emplean en ganadería, subutilizando su potencial. Por esta razón se requiere cuantificar en qué medida se están empleando las tierras aptas para cultivos en agricultura.

Otro factor que se deriva del uso de la tierra, es que tan intensivamente se emplean las tierras agrícolas. Esta variable se introduce para identificar si existe algún efecto de usar intensivamente la tierra como factor escaso y así relacionarlo con la pequeña propiedad puesto que es característica principal de la misma.

Se toma en cuenta el crédito agropecuario, puesto que representa el factor Capital y está estrechamente relacionado con el aprovechamiento de los avances tecnológicos.

El presente trabajo no tomará en cuenta el factor trabajo dada la falta de disponibilidad de información departamental del empleo rural y/o agrícola. Siguiendo con lo planteado “El crecimiento económico es el resultado del aumento de los recursos productivos y de mejorar la eficiencia en su utilización.” (Bejarano, 1998, pág. 25)

Como se evidenció en la revisión de la literatura, la concentración de la tierra conlleva ineficiencias económicas que en términos de crecimiento resultan desfavorables. Por esta razón se planteó la hipótesis de que en Colombia, el elevado nivel de concentración de la tierra afecta negativamente el valor de la producción de los departamentos. Para validar esta hipótesis se propuso una función de dependencia donde el producto generado por departamento está en función principalmente del coeficiente de Gini de tierras controlado por calidad, un factor de intensidad de uso de la tierra, un indicador de utilización y un factor de disponibilidad de capital.

Lo anterior se traduce en un modelo funcional expresado por la siguiente ecuación:

$$\text{Producto} = f(\text{Gini de tierras, indicador de intensidad, indicador de utilización, crédito agropecuario})$$

El primero de ellos es el Gini de tierras, el segundo es un factor de intensidad de uso, el tercero es un indicador de utilización del suelo (éstas dos últimas, evidencian la eficiencia en la utilización del factor tierra) y un factor del capital. Las anteriores variables permiten evaluar características de la actual estructura agraria y por medio de un modelo econométrico cuantificar su impacto.

Se utilizó un panel de datos donde la unidad de observación son los departamentos con información para los años comprendidos entre 2000 y 2011. Se excluyeron del análisis de panel los departamentos de Amazonas, Antioquia, Guainía, San Andrés y Providencia y Vaupés por no tener la información suficiente para obtener un panel de datos balanceado. Se construyó así un panel de datos con los 27 departamentos restantes para un periodo de 12 años.

La producción agrícola se midió través del PIB del sector a precios constantes de 2005 sin el valor de producción del café, se utilizaron los datos de Agronet.

El coeficiente Gini utilizado para la estimación del modelo es el Gini de propietarios sin repetición controlado por la UAF⁸, que se encuentra en el IGAC (2012). Basados en la *relación inversa* entre tamaño y productividad de la tierra junto con la importancia de UPA's con tamaños menores a la UAF, se espera que el efecto de una elevada concentración sea negativo para el producto generado del sector.

A continuación se explican las variables que se construyeron para el modelo funcional.

El grado de intensidad de uso del suelo se construyó a partir de los datos del portal Web del Ministerio de Agricultura "Agronet". Se sumó la cantidad de cultivos diferentes hechos en cada departamento y luego se sumó la cantidad de hectáreas dedicadas a éstos; con base a estos resultados se calculó una razón (número de variedad de cultivos/hectáreas cosechadas) como indicador del grado de intensidad. Es pertinente mencionar que existen cultivos con más de una cosecha al año, por ejemplo, la papa, el maíz tradicional y tecnificado, el arroz seco entre otros. Para efectos de este indicador se tomó como medida de hectáreas cosechadas el primer dato de área registrado en el año, es decir, si el cultivo presentaba dos o tres cosechas, se tomó el área empleada en la primera cosecha del año.

Debido a que la razón obtenida anteriormente para cada unidad de observación resultó ser cercana a cero, se procedió a normalizar la variable para generar valores significativos entre cero y uno de la siguiente manera:

⁸ "El Gini propietarios se calcula con el área del terreno en poder de cada uno de los propietarios ponderado por el número de propiedades. Sin embargo, tal como se comentó [*sic*], se llevan a cabo dos aproximaciones para área del terreno por propietario: sumando el total del área del predio Gini propietarios (repetición) y sumando la proporción del área del predio Gini propietarios (sin repetición)...con la intención de tener una aproximación a la calidad de la tierra, se divide el área del terreno por la UAF, obteniendo el número de UAF por predio..." (IGAC, 2012, pág. 537)

$$IINTi = \frac{Ai - X}{X - Y}$$

Donde:

IINTi: indicador de intensidad para el año *i*

Ai: razón observada para el año *i*

X: valor mínimo de la razón en la muestra

Y: valor máximo de la razón en la muestra

El máximo y el mínimo tuvieron en cuenta el total de los datos calculados en todo el país, es decir, el máximo y el mínimo del total del conjunto de los departamentos.

El segundo indicador de utilización del suelo en cada departamento busca establecer el impacto de emplear correctamente las áreas con vocación agrícola. Para ello se tuvo en cuenta la cantidad de hectáreas con aptitud agrícola para cada departamento determinado por el IGAC y citado por el UPRA (Unidad de Planificación Agropecuaria) y así poder determinar si la tierra está siendo subutilizada o sobreutilizada. Lo anterior supone que los productos cosechados en cada departamento son cultivados en aquellas tierras aptas para el desarrollo de la actividad agrícola, es decir, se da por supuesto que por lo menos las áreas cosechadas son aquellas que cumplen con su aptitud ecológica y económica.

Así pues, se tomó la cantidad de hectáreas cosechadas como numerador y la cantidad de tierras aptas para la actividad agrícola como denominador, con estos datos se calculó la razón para cuantificar el nivel de utilización del suelo apto para agricultura. En este sentido menores valores de la variable indican un bajo empleo de la capacidad potencial de la tierra agrícola. Para el caso de aquellos cultivos con más de una cosecha al año, la cantidad de hectáreas cosechadas que fueron tenidas en cuenta en este indicador, corresponde a la sumatoria de las áreas empleadas en cada ciclo de recolección. La vocación del suelo se supone constante a través del tiempo.

Finalmente, se tomó en cuenta el total de crédito agropecuario, que tiene en cuenta los recursos financieros del Fondo para el Financiamiento del Sector Agropecuario (FINAGRO) más los

recursos propios colocados por las entidades financieras⁹. Adicionalmente, se separan los recursos otorgados por el Banco Agrario, tanto la cartera de redescuento (recursos Finagro) como los recursos propios vía cartera sustitutiva y cartera agropecuaria; lo anterior, por ser la principal entidad financiera que atiende a los pequeños productores¹⁰. Así mismo, se tomó en cuenta el crédito total y el crédito dirigido exclusivamente a pequeños productores. Esta variable permite recoger el efecto del acceso al capital; además, va en línea con el concepto de agricultura comercial y la propuesta de aumentar el acceso al recurso financiero para el aprovechamiento de los avances tecnológicos. Los anteriores datos utilizados fueron recopilados de FINAGRO por el portal web Agronet.

De esta manera, se establece una función de dependencia donde el producto generado está en función principalmente del coeficiente de Gini de tierras controlado por calidad, el indicador de intensidad, el indicador de utilización y el crédito agropecuario.

Así pues, la ecuación o modelo econométrico a estimar por medio de un panel de datos para las unidades de observación es:

$$PIB_{it} = \alpha + \beta_1 Gini_{it} + \beta_2 IINT_{it} + \beta_3 ISUBT_{it} + \beta_4 Credito_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde (abreviando las variables regresoras como X_{it}):

X_{it} : Valor de la variable X para la unidad de observación i en el periodo t

Se espera para cada una de las derivadas parciales de la ecuación los siguientes resultados:

$\frac{\partial PIB}{\partial Gini} < 0$	<p>Se espera que la concentración de la tierra tenga un efecto negativo en la producción agrícola resultado de las ineficiencias económicas generadas.</p>
------------------------------------------	------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

⁹ “Las colocaciones de este tipo de crédito se pueden fondear bajo tres fuentes diferentes: i) Recursos de redescuento (cartera redescantada), entendidos como aquellos créditos colocados por los intermediarios financieros con recursos de FINAGRO; ii) Recursos propios de los intermediarios financieros en sustitución de inversiones obligatorias en Títulos de Desarrollo Agropecuario-TDA (cartera sustitutiva); iii) Recursos propios de los intermediarios financieros no validados como cartera sustitutiva, pero que para su otorgamiento se requiere acceder a garantías del FAG [...] (cartera agropecuaria)” (DNP,2014, Pág. 5)

¹⁰ El 96,7% de las colocaciones al pequeño productor las realizó el Banco Agrario en 2013 (DNP, 2014, Pág. 12)

$\frac{\partial PIB}{\partial IINT} > 0$	Se espera un efecto positivo porque el uso intensivo de la tierra genera más producto por unidad de tierra.
$\frac{\partial PIB}{\partial ISUBT} > 0$	Se espera un efecto positivo, es decir a mayor grado de utilización de la tierra con vocación agrícola (valores cercanos a uno), mayor es el producto del sector.
$\frac{\partial PIB}{\partial Crédito} > 0$	El efecto se espera positivo y así se sustenta que tener acceso a recursos por parte del sector permite aumentar su desempeño y eficiencia.

Para calcular los efectos se plantea el modelo básico de un panel de datos y se sigue la metodología propuesta por Myoung (2011).

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

Posteriormente, se introduce el efecto individual de los departamentos del panel mediante la variable U_i en la ecuación anterior. De esta manera se plantean tres tipos de estimación según el supuesto de correlación con el término error; con implicaciones de interpretación diferentes, así:

Modelo Pooled OLS

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (u_i=0)$$

Quiere decir que no existe efecto individual para los departamentos, es decir, no existen diferencias al interior de las secciones cruzadas.

Modelo de Efectos Fijos

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + X'_{it}\beta + v_{it}$$

Donde supone que existen diferencias al interior de los departamentos y que afectan el intercepto de la función de producción de manera distinta. Además, supone que el efecto no observado está correlacionado con las variables regresoras, es decir, $Cov(X'_{it}, U_i) \neq 0$

Modelo de Efecto Aleatorios.

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + (u_i + v_{it}),$$

Este supone que no existe correlación del valor no observado con alguno de los regresores de la ecuación y por eso los efectos individuales se pueden sumar con el término error. Es decir, los efectos individuales son considerados un error específico de grupo. Esto es, $Cov(X'_{it}, U_i) = 0$

6. RESULTADOS

Se plantearon cuatro modelos debido a que se separaron los recursos del Banco Agrario del total del crédito agropecuario, además de que se diferenció el crédito otorgado a pequeños productores.

Los modelos funcionales planteados¹¹ son enunciados a continuación y la rutina econométrica seguida para la especificación de los modelos se encuentra en la sección de Anexos.

MODELO 1

$$Ln(Pib) = f [Ln(Gini de propietarios sin repetición UAF), Ln(indicador de intensidad nacional +1), Ln(indicador de utilización), Ln(crédito total banagrario+1)]$$

MODELO 2

$$Ln(Pib) = f [Ln(Gini de propietarios sin repetición UAF), Ln(indicador de intensidad nacional +1), Ln(indicador de utilización), Ln(crédito banagrario a pequeños+1)]$$

MODELO 3

¹¹ Se aplicó logaritmo natural a las variables regresoras para suavizar las cifras del PIB y el Crédito y obtener parámetros más significativos. Para evitar que la estimación por logaritmos eliminara datos de la fuente principal de datos se procedió a sumar una unidad a las variables del indicador de intensidad y el crédito agropecuario.

$$\ln(\text{Pib}) = f [\ln(\text{Gini de propietarios sin repetición UAF}), \ln(\text{indicador de intensidad nacional} + 1), \ln(\text{indicador de utilización}), \ln(\text{crédito total})]$$

MODELO 4

$$\ln(\text{Pib}) = f [\ln(\text{Gini de propietarios sin repetición UAF}), \ln(\text{indicador de intensidad nacional} + 1), \ln(\text{indicador de utilización}), \ln(\text{crédito total a pequeños} + 1)]$$

La diferencia entre ellos es que el primer modelo toma en cuenta el total de crédito agropecuario otorgado por el Banco Agrario, mientras que el segundo modelo, toma en cuenta el crédito que va dirigido a los pequeños productores en los departamentos del mismo banco. De la misma manera se diferencian los modelos tres y cuatro, pero utilizando para ambos casos el total de crédito.

Al aplicar el Test de Hausman para la especificación del modelo econométrico y determinar si el efecto individual de cada departamento está correlacionado con las variables independientes, se logró rechazar en todos los casos la hipótesis nula y permitió concluir a favor de la existencia de efectos individuales no observados que afectan el producto agrícola:

$$H_0: \text{Cov}(X_{it}, U_i) = 0 \text{ Modelo de Efectos Aleatorios}$$

$$H_a: \text{Cov}(X_{it}, U_i) \neq 0 \text{ Modelo de Efectos Fijos}$$

Por tanto la estimación a través de la metodología de Efectos Fijos es la más adecuada, es decir, los efectos individuales están correlacionados con las variables regresoras de los modelos.

Antes de presentar los resultados de las estimaciones, el lector puede estar pensando que existe algún tipo de correlación entre los indicadores anteriormente calculados por emplear la variable “hectáreas cosechadas” para el cálculo de ambos. Para descartar un problema de multicolinealidad en el modelo se realizó la matriz de varianzas y covarianzas entre los indicadores.

Matriz de Covarianzas y Varianzas		
	IINT*	ISUBT**
IINT	0.02132525	
ISUBT	-0.03151902	1.12351813

Matriz de Coeficientes de Correlación		
	IINT	ISUBT
IINT	1	
ISUBT	-0.20362708	1

*IINT: indicador de intensidad ** ISUBT: indicador de utilización

Como se observa, la covarianza entre los dos indicadores es muy cercana a cero, lo que permite suponer que no existe correlación entre las dos variables. Por tanto, se descarta la presencia de multicolinealidad al utilizar al mismo tiempo las variables en las estimaciones.

Modelos Log-Log

Variable	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
	Coefficiente		Coefficiente		Coefficiente		Coefficiente	
ln(g_popuafsin)	-1.7491	**	-2.0173	***	-2.2528	***	-1.9909	***
	[.781]		[.748]		[.765]		[.748]	
ln(c_bana+1)	0.0129							
	[.019]							
ln(c_banap+1)			0.0363	**				
			[.014]					
ln(c_total)					0.0626	***		
					[.022]			
ln(c_totalp+1)							0.035	**
							[.014]	
ln(isubt)	0.4546	***	0.4756	***	0.4887	***	0.4766	***
	[.080]		[.079]		[.079]		[.079]	
ln(iintlal+1)	-0.0505		-0.0598		-0.1549		-0.0522	
	[.395]		[.390]		[.392]		[.390]	
_cons	5.1783	***	4.9478	***	4.5607	***	4.9628	***
	[0.312]		[.257]		[.3479]		[.257]	
R2 de la estimación por LSDV	0.9525		0.9534		0.9537		0.9533	

Significativo al 5%(**) al 1%(***)

Donde:

Ln(g_propuafsin): Logaritmo natural del Gini de propietarios sin repetición calidad.

Ln(c_bana +1): logaritmo natural del crédito agropecuario dado por el Banco Agrario más uno.

Ln(c_banap +1): logaritmo natural del crédito agropecuario a pequeños productores dado por el Banco Agrario más uno.

$\text{Ln}(c_total)$: logaritmo natural del crédito agropecuario.

$\text{Ln}(c_totalp+1)$: logaritmo natural del crédito agropecuario a pequeños productores más uno.

$\text{Ln}(isubt)$: Logaritmo natural del indicador de utilización.

$\text{Ln}(iintnal+1)$: Logaritmo natural del indicador de intensidad de uso normalizado, más uno.

Como se observa, los diferentes modelos arrojaron un R^2 bastante ajustado, esto es que aproximadamente el 95% de la varianza de la producción agrícola está explicada por el modelo en cada caso. Lo anterior es posible debido a que la estimación por LSDV separa los efectos individuales de cada departamento, los cuales resultaron ser estadísticamente significativos (ver anexo). Adicionalmente, se observa que a medida que aumenta la bondad de ajuste del modelo (R^2) el impacto del coeficiente de Gini de tierras también aumenta, esto sugiere que entre más ajustado se encuentre el modelo, mayor es la importancia del efecto de la concentración de la tierra.

El coeficiente de Gini de tierras controlado por calidad resultó ser estadísticamente significativo en los cuatro modelos. Además, en todos los casos este factor resultó tener un impacto negativo sobre el logaritmo del PIB agrícola, en este sentido, tener una elevada concentración de la tierra de alta calidad genera un menor producto.

Para el Modelo 1 un incremento de un 1% en el coeficiente Gini provoca un decrecimiento más que proporcional de -1.75% en el PIB agrícola. En el Modelo 2, un incremento de un 1% en éste coeficiente tiene un impacto aun más significativo de -2.02%. Para el Modelo 3 un incremento de 1% tiene un impacto de -2.25% en el PIB agrícola; en el último caso el efecto negativo sobre el producto disminuye a un -1.99%. Lo anterior, manteniendo las demás variables constantes.

Para el caso del logaritmo del crédito agropecuario dado por el Banco agrario el impacto resultó no ser estadísticamente significativo para explicar el PIB agrícola cuando se toma en cuenta el total del crédito del Banagrario. Caso contrario cuando se tiene en cuenta el crédito agropecuario a pequeños productores; este factor resultó ser significativo, de tal manera que un incremento de un 1% genera un crecimiento del 0,04% sobre el PIB. Los anteriores resultados sustentan la importancia de los recursos otorgados por esta entidad a los pequeños productores.

En el caso de los modelos estimados con el crédito total, la variable de crédito resultó estadísticamente significativa y con un efecto positivo sobre el producto. El total de crédito tiene impacto de 0.06% en el PIB ante un incremento de un punto porcentual; el efecto disminuye cuando se toma en cuenta el crédito dado a pequeños productores a 0.03%.

Interesantemente, en los modelos que se empleó el crédito agropecuario del Banco agrario el efecto del coeficiente Gini sobre el producto aumento cuando se pasó del total de crédito al crédito dirigido a pequeños productores. Mientras que los resultados obtenidos de los modelos 3 y 4 presentaron el comportamiento inverso en el impacto del Gini; con el crédito a pequeños productores el efecto es menor al calculado con el total de crédito.

El parámetro estimado para el indicador de utilización resultó ser el único estimador con una significancia del 1% en todos los cuatro modelos empleados, esto ratifica la importancia de emplear los suelos con vocación agrícola en actividades propias del sector. Si bien no presentó un cambio relevante de un modelo a otro, su impacto es positivo sobre la generación de producto. De esta manera en el Modelo 1 un incremento de 1% genera un incremento de 0.45% y un incremento de 0.47% en el Modelo 2. Utilizando el Modelo 3 y el Modelo 4, los efectos fueron 0.49% y 0.48%, respectivamente.

El factor de la variable que indica el grado de intensidad de utilización del suelo no resultó ser significativa en los modelos estimados. Este resultado puede deberse a la poca representatividad que tienen los pequeños productores con micro y minifundios en hectáreas cultivadas, lo cual parece sugerir que la mediana propiedad también juega un papel importante en el país.

Finalmente se observa que el término constante es significativo en las diferentes estimaciones. Al respecto, es necesario tener presente que la constante es el intercepto de la función de producción estimada. Dado que la estimación se realizó por efectos fijos, este intercepto se modifica para cada una de las funciones de producción de cada departamento en la cantidad indicada por la estimación vía LSDV (Ver Anexo).

Con el fin de aclarar los resultados de las desviaciones del intercepto de cada una de las funciones de producción de los departamentos, se presenta en la Tabla 1 la clasificación de los departamentos que presentaron una mayor desviación positiva según los efectos individuales que se estimaron en cada modelo.

Se tomó como referente el ranking de departamentos que generan mayor valor de producción para los años tenidos en cuenta y así posicionarlos. Así mismo, presenta el total de crédito en cada una de las modalidades tratadas en el estudio, junto con el promedio aritmético del indicador de utilización, el indicador de intensidad y el coeficiente Gini controlado por calidad. (Ver Tabla 2)

Con base en las estimaciones por LSDV (ver anexo) se obtuvo que los departamentos que presentan un mayor cambio en el intercepto de su función de producción son los departamentos de Tolima, Meta, Cundinamarca, Córdoba, Valle del Cauca, Magdalena, Boyacá y Santander.

Tabla 1. Ranking de departamentos con mayor efecto individual sobre el nivel del producto agrícola.

Departamento	Ranking PIB	Codigo	Pib (millones)	Credito Banco Agrario (millones)	Credito a pequeños productores del Banco Agrario (millones)	Credito Total (millones)	Credito Total a pequeños productores (millones)	Promedio del Gini UAF	Promedio Indicador de intensidad	Promedio dl indicador de utilización
Tolima	5	126	9830	975921	590853	2191127	660344	0,7982	0,3436	0,0058
Meta	7	118	7153	949582	148084	2001083	152666	0,8449	0,0039	0,2046
Cundinamarca	1	112	19247	1274942	632807	2524959	674372	0,8210	0,0185	0,5343
Cordoba	6	111	7470	613812	104851	1369315	113385	0,8247	0,0104	0,2609
Valledelcauca	2	127	11824	458344	210242	3016348	232588	0,9122	0,0106	1,2059
Magdalena	9	117	4872	262886	66495	742126	90018	0,8060	0,0137	0,1192
Boyaca	3	104	10656	1301365	588633	1556565	607494	0,8494	0,0486	0,8849
Santander	4	124	9960	952277	472171	1927872	541653	0,8054	0,0113	0,5107

*Elaboración propia con base en los datos del IGAC, Agronet y la UPRA.

Se observa que los departamentos con mayor cambio en el intercepto de las funciones se encuentran dentro de los diez primeros departamentos con mayor valor de producción agrícola. No es difícil llegar a la conclusión que efectivamente aquellos departamentos que generan mayor producto son los que poseen una mayor desviación del intercepto de su función de producción estimada (en este caso es un desplazamiento hacia arriba). Sin embargo, el cambio en el intercepto es atribuido a características individuales de los departamentos que no son observadas. En este sentido, factores como la estructura de costos, el tipo de cultivo que se cosecha en cada departamento (es diferente y algunos están especializados), el costo de la mano de obra, el acceso a vías principales etc, son factores que introducen características diferentes en cada departamento y que afectan el nivel del producto como efectivamente se encuentra.

7. CONCLUSIONES

Se analizó el efecto de la concentración de la tierra sobre la producción del sector agrícola de los departamentos para el período 2000 a 2011. Se formuló la hipótesis del trabajo y para validarla se propuso una función de dependencia, en la cual el PIB agrícola generado por departamento está en función de cuatro variables: el coeficiente Gini de tierras controlado por calidad, el indicador de intensidad de uso de la tierra, el indicador de utilización de tierras con aptitud agrícola y el crédito agropecuario. La función de dependencia permitió analizar características de la actual estructura agraria en Colombia. Al utilizar un modelo econométrico se cuantificó el impacto de la actual estructura agraria en la producción del sector; se planteó un modelo básico de panel de datos y se siguió la metodología propuesta por Myoung (2011), luego se introduce el efecto individual de los departamentos y se utilizaron tres tipos de modelos para la estimación: Modelo Pooled OLS, Modelo de Efectos Fijos y Modelo de Efecto Aleatorios. El test de especificación de Hausman permitió establecer que la estimación por Efectos Fijos era la más adecuada, es decir, se comprobó la existencia de efectos no observados de cada departamento que están correlacionados con las variables dependientes o regresoras del modelo, además que estos efectos modifican el nivel del intercepto para la ecuación de producción de cada departamento propuesta. De esta manera, se cumplieron los objetivos del trabajo.

Los resultados obtenidos muestran que el efecto del coeficiente de Gini de tierras es negativo y estadísticamente significativo en los cuatro modelos utilizados. En todos los casos, este factor resultó tener un impacto negativo sobre el logaritmo del PIB agrícola, esto quiere decir que si las tierras de mejor calidad están concentradas en pocos propietarios el producto generado por el sector se ve perjudicado. El mayor impacto se obtuvo en el Modelo 3, en el cual un incremento del 1% en el valor del Gini de tierras tiene un impacto de -2.25% en el PIB agrícola. Estos resultados contribuyen a sustentar aún más de que a la luz de la “relación inversa” entre tamaño y productividad de la tierra, una mejor distribución de las propiedades de tierras de calidad favorecen la creación de valor.

Adicionalmente, el único efecto estimado con una significancia estadística del 1% en todos los modelos aplicados fue el correspondiente al indicador de utilización con un impacto positivo sobre el PIB agrícola, esto ratifica la importancia de emplear los suelos con vocación agrícola en actividades propias del sector. Aplicando el Modelo 1, un incremento del 1% en el indicador de

utilización generó un incremento de 0.45% en el PIB agrícola, el mismo efecto fue de 0.47% en el Modelo 2; en los Modelos 3 y 4, los efectos obtenidos fueron del 0.49% y 0.48%, respectivamente. De esta manera, el efecto del indicador de utilización está en línea con lo esperado; esto es, a mayor utilización del suelo apto para actividades agrícola mayor es el efecto positivo sobre el PIB del sector. Estos resultados sugieren la necesidad de tomar decisiones que permitan realizar un uso eficiente del suelo y aprovechar el potencial agrícola de los departamentos. Sin embargo, estos resultados contrastan con la situación de subutilización y sobreutilización que vive actualmente el territorio Colombiano.

Teniendo en cuenta los anteriores resultados obtenidos en el presente estudio se pudo verificar la hipótesis formulada para este trabajo: En Colombia el elevado nivel de concentración de la tierra afecta negativamente el valor del producto agrícola de los departamentos.

Adicionalmente, se estableció que el crédito agropecuario tiene un efecto positivo en la variación del PIB agrícola, esto enfatiza la necesidad de incorporar capital financiero en el sector para aumentar su capacidad productiva. Vale la pena indicar que el anterior efecto en teoría no se puede considerar como un impacto directo, es decir, el acceso al crédito facilita la adopción de tecnología que una vez empleada, redundará en un mayor producto. En el Modelo 3 y Modelo 4 que utilizan el total de recursos financieros dirigidos al sector, el efecto positivo se evidencia tanto para el total del crédito como para el crédito otorgado a pequeños productores. Este resultado indica que los productores tienen la capacidad de destinar los recursos del capital en actividades que permiten generar un mayor producto, sustentando la necesidad de facilitar el acceso de los pequeños productores a los recursos financieros.

El efecto del indicador de intensidad del suelo no resultó significativo. Este resultado sugiere que la producción del monocultivo comparado con la producción de emplear intensivamente la tierra depende de la estructura de costos de cada cultivo y del apoyo Estatal que reciban las anteriores actividades tal como lo indica Berry (2012).

Finalmente, se encuentra que efectivamente existen características individuales diferentes en los departamentos que afectan el nivel del producto generado por el sector. Estudiar las características de estos efectos individuales y diferentes para cada departamento es una tarea aun pendiente por realizar pero esta no hace parte de los objetivos del presente trabajo.

Tabla 2. Ranking de departamentos por producción agrícola.

Departamento	Código depto	Suma de pib (millones)	Suma de c_bana (millones)	Suma de c_banap (millones)	Suma de c_total (millones)	Suma de c_totalp (millones)	Promedio de G_propuafsin	Promedio de IINTnal	Promedio de ISUBT	Ranking PIB
Cundinamarca	112	19247	1274942	632807	2524959	674372	0.8210	0.0185	0.5343	1
Valledelcauca	127	11824	458344	210242	3016348	232588	0.9122	0.0106	1.2059	2
Boyaca	104	10656	1301365	588633	1556565	607494	0.8494	0.0486	0.8849	3
Santander	124	9960	952277	472171	1927872	541653	0.8054	0.0113	0.5107	4
Tolima	126	9830	975921	590853	2191127	660344	0.7982	0.3436	0.0058	5
Cordoba	111	7470	613812	104851	1369315	113385	0.8247	0.0104	0.2609	6
Meta	118	7153	949582	148084	2001083	152666	0.8449	0.0039	0.2046	7
Nortedesan	120	5208	470559	268719	563063	276400	0.7509	0.0365	0.7230	8
Magdalena	117	4872	262886	66495	742126	90018	0.8060	0.0137	0.1192	9
Nariño	119	4738	772470	618406	925816	636995	0.8160	0.0186	1.1063	10
Bolivar	103	4674	212661	84596	704590	95178	0.7617	0.0117	0.4866	11
Huila	115	4430	1015288	762927	1494107	800588	0.7717	0.0143	0.7335	12
Cesar	109	3790	558596	150500	1192573	181038	0.7735	0.0114	0.3025	13
Cauca	108	3124	309562	251740	829949	314869	0.8278	0.0233	0.6790	14
Quindio	122	2250	113159	35066	238733	36787	0.8539	0.0482	0.8886	15
Caldas	105	2198	284694	156023	589473	196786	0.8765	0.0397	0.7657	16
Casanare	107	2000	513668	40704	931694	42827	0.8196	0.0273	0.3234	17
Sucre	125	1910	246179	80468	486676	81099	0.8031	0.0291	0.3099	18
Risaralda	123	1716	165597	91161	385291	96795	0.8239	0.0467	2.6733	19
Arauca	101	1236	167403	23245	203295	24299	0.8491	0.0077	5.2341	20
Choco	110	888	24778	11972	34672	12111	0.8227	0.0345	0.0614	21
Caqueta	106	802	294221	87250	395090	116311	0.6267	0.0291	0.5162	22
Laguajira	116	782	82422	24053	127090	27262	0.7709	0.1078	0.2641	23
Atlantico	102	575	113375	30290	757271	38555	0.7369	0.1125	0.1936	24
Putumayo	121	573	148748	105456	153170	105720	0.7132	0.0592	1.0681	25
Guaviare	114	180	31878	7208	40008	7439	0.5233	0.0688	0.8126	26
Vichada	128	65	64495	19479	141028	49714	0.5218	0.6382	0.0016	27

*Fuente: Elaboración propia con base en los datos del IGAC, Agronet y la UPRA.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

- Banco Mundial (2004). Colombia: Una política de tierras en transición. *Documento CEDE*, 29. Bogotá. Recuperado el 9 de Septiembre de 2014 de la página web http://economia.uniandes.edu.co/investigaciones_y_publicaciones/CEDE/Publicaciones/documentos_cede/2004/colombia_una_politica_de_tierras_en_transicion
- Bejarano, Jesús A. (1998). *Economía de la Agricultura*. 1º Edición. TM Editores. 368 p.
- Berry, Albert. (2012). *Conferencia Currie Políticas agrarias en Colombia: reflexiones de Albert Berry*. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de Colombia. Comunicaciones CID. URL https://www.youtube.com/watch?v=vHC_cEmvwJA
- Berry, Albert. (2002). ¿Colombia encontró por fin una reforma agraria que funcione?. *Revista de Economía Institucional*, 4, 6. Universidad Externado de Colombia. Recuperado el 3 de Noviembre de 2014 de la página web <http://revistas.uexternado.edu.co/index.php?journal=ecoins&page=article&op=view&path%5B%5D=240>
- DNP, (2014). Sistema Nacional de Crédito Agropecuario. Departamento Nacional de Planeación. Bogotá, Colombia. Recuperado el 12 de Diciembre de 2015 de la página web <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Agriculturapecuarioforestal%20y%20pesca/Sistema%20Cr%C3%A9dito%20Agropecuario.pdf>
- Censo Nacional Agropecuario (CNA). (2015). Uso, cobertura y tenencia del suelo. Resultados entrega 1. Tomado de <http://www.dane.gov.co/index.php/Censo-Nacional-Agropecuario-2014>
- Centro Nacional de Memoria Histórica. (2013). *La política de reforma agraria y tierras en Colombia*. 1º Edición. Imprenta Nacional de Colombia. Bogotá D.C. 207 p.

Fajardo, D. (2002). Tierra, poder político y reformas agrarias y rural. *Cuadernos Tierras y Justicia*. 1. Bogotá. Recuperado el 21 de Octubre de 2014 de la página web <http://ilsa.org.co:81/node/156>

Forero, Jaime. (2002). *Sistemas de producción rurales en la región Andina colombiana. Análisis de su viabilidad económica, ambiental y cultural*. Pontificia Universidad Javeriana, Instituto de Estudios Rurales (IER), Grupo Sistemas de Producción y Conservación, Departamento de Desarrollo Rural y Regional. Bogotá: COLCIENCIAS. <http://sistemasdeproduccionyconservacion.blogspot.com.co/2010/11/sistemas-de-produccion-rurales-en-la.html>

González, J., y Henao, J. (2012). Una nueva forma de concentración de la tierra en Colombia: La Ley 1448 de 2011. *Ecos de Economía*, 16,34; 75-109. Recuperado el 9 de Septiembre de 2014 de la página web <http://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecos-economia/article/view/1643>

Heshusius, Karen. (2005). Medición del impacto de un programa de reforma agraria en Colombia. *Documento CEDE*, 28. Bogotá. Disponible en la página web http://ediciones.uniandes.edu.co/index.php?Itemid=83&option=com_zoo&view=item&category_id=0&item_id=2263

Park, Hun Myoung. 2011. Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step-by-step Analysis Using Stata. *Tutorial Working Paper*. Graduate School of International Relations, International University of Japan.” This document is based on Park, Hun Myoung. 2005-2009. Linear Regression Models for Panel Data Using SAS, Stata, LIMDEP, and SPSS. The University Information Technology Services (UITS) Center for Statistical and Mathematical Computing, Indiana University

Ibáñez, A., y Querubín, P. (2004). Acceso a tierras y desplazamiento forzado en Colombia. *Documento CEDE*, 23. Bogotá. Recuperado el 9 de Septiembre de 2014 de la página web

http://economia.uniandes.edu.co/investigaciones_y_publicaciones/CEDE/Publicaciones/documentos_cede/2004/acceso_a_tierras_y_desplazamiento_forzado_en_colombia

Ibáñez, A., y Muñoz, J. (2011). La persistencia de la concentración de la tierra en Colombia: ¿Qué pasó entre 2000 y 2010?. *CEDE - Notas de política*, 9. Bogotá. ISSN 2027-4793. Recuperado el 9 de septiembre de 2014 de la página web http://economia.uniandes.edu.co/investigaciones_y_publicaciones/CEDE/Publicaciones/Notas_de_Politica

Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC). (2012). *Atlas de la distribución de la propiedad rural en Colombia*. Bogotá: Imprenta nacional de Colombia, 540 p.

Machado, Absalón. (2004). Tenencia de la tierra, problema agrario y conflicto. *Cátedra de desplazamiento forzado*, 4. Universidad Nacional de Colombia, Dirección Nacional de Servicios Académicos Virtuales. Recuperado el 3 de Noviembre de 2014 de la página web <http://www.piupc.unal.edu.co/catedra01/>

PNUD. (2011). *Colombia rural razones para la esperanza*. Informe Nacional de Desarrollo Humano 2011. Bogotá: INHD, PNUD, septiembre.

Rosales, Ramón (ND). *Estimación de modelos econométricos bajo el enfoque de datos panel*. Universidad de los Andes. Facultad de Economía.

Suescún, C. (2013). La inercia de la estructura agraria en Colombia: Determinantes recientes de la concentración de la tierra mediante un enfoque espacial. *Cuadernos de Economía*, 32,61; 653-682. Recuperado el 9 de Septiembre de 2014 de la página web <http://www.revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia/issue/view/3759>

Valderrama, M. y Mondragón, H. (1998). *Desarrollo y Equidad con Campesinos*. Bogotá: TM Editores, 134 p.

ANEXOS

MODELO FUNCIONAL 1

$$\ln(\text{Pib}) = f [\ln(\text{Gini de propietarios sin repetición UAF}), \ln(\text{indicador de intensidad nacional} + 1), \ln(\text{indicador de utilización}), \ln(\text{crédito total banagrario} + 1)]$$

Modelo econométrico:

$$\ln(\text{PIBag}_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{Gini}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{IINT}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{ISUBT}_{it}) + \beta_4 (\text{Cred}_{it}) + \varepsilon_{it}$$

A continuación se realizó una estimación por Pooled OLS o de datos agrupados con el fin de determinar si no existen efectos individuales de los departamentos que puedan afectar el producto.

```
. reg lnpiib lnc_bana lniiintnal lnisubt lng_propuafsin
```

Source	SS	df	MS			
Model	432.288589	4	108.072147	Number of obs =	324	
Residual	210.276675	319	.65917453	F(4, 319) =	163.95	
Total	642.565264	323	1.98936614	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.6728	
				Adj R-squared =	0.6687	
				Root MSE =	.8119	

lnpiib	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnc_bana	.3284097	.0326431	10.06	0.000	.2641867	.3926327
lniiintnal	-3.76505	.6420844	-5.86	0.000	-5.028305	-2.501795
lnisubt	-.1510927	.0402903	-3.75	0.000	-.2303609	-.0718245
lng_propua~n	5.061686	.4360689	11.61	0.000	4.203751	5.91962
_cons	3.42564	.3796386	9.02	0.000	2.678728	4.172551

Se puede concluir que el modelo es significativo a un nivel de confianza del 1% ($P < 0.000$) además que el 67% de la varianza de la producción agrícola está explicada por el modelo (R^2).

La metodología continúa la estimación de un panel de datos por el modelo de Efectos Fijos. Esta estimación, arroja un F estadístico que permite concluir que por lo menos alguno de los efectos individuales es diferente de cero, es decir, existen características no observadas al interior de los departamentos que afectan el producto.

```

. xtreg lnpiib lnc_bana lnintnal lnisubt lng_propuafsin, fe
Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =    324
Group variable: depto                     Number of groups =     27

R-sq:  within = 0.1093                     Obs per group:  min =     12
        between = 0.0011                   avg             =    12.0
        overall = 0.0018                   max             =     12

corr(u_i, xb) = -0.4212                    F(4, 293)       =     8.99
                                                Prob > F         =    0.0000

```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnpiib						
lnc_bana	.0129792	.019136	0.68	0.498	-.0246822	.0506405
lnintnal	-.0505429	.3955946	-0.13	0.898	-.8291099	.7280242
lnisubt	.4546679	.0807561	5.63	0.000	.2957324	.6136034
lng_propua~n	-1.749178	.7817161	-2.24	0.026	-3.287668	-.2106874
_cons	5.178382	.3125189	16.57	0.000	4.563316	5.793448
sigma_u	1.5428097					
sigma_e	.32262158					
rho	.9581038					
		(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(26, 293) =    66.43      Prob > F = 0.0000

```

La probabilidad del F estadístico que se observa en la última línea permite rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales son iguales a cero, es decir, el modelo de Pooled OLS de datos agrupados no es adecuado. Sin embargo, la prueba F de significancia conjunta de los parámetros estimados y el R^2 del modelo no es la correcta. Lo anterior se corrige con el método de estimación por mínimos cuadrados con variables dummies o (LSDV por sus siglas en inglés).

```

. reg lnpiib lnc_bana lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto

```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 324		
Model	612.068452	30	20.4022817	F(30, 293) = 196.02		
Residual	30.4968115	293	.104084681	Prob > F = 0.0000		
Total	642.565264	323	1.98936614	R-squared = 0.9525		
				Adj R-squared = 0.9477		
				Root MSE = .32262		

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnpiib						
lnc_bana	.0129792	.019136	0.68	0.498	-.0246822	.0506405
lnintnal	-.0505429	.3955946	-0.13	0.898	-.8291099	.7280242
lnisubt	.4546679	.0807561	5.63	0.000	.2957324	.6136034
lng_propua~n	-1.749178	.7817161	-2.24	0.026	-3.287668	-.2106874
depto						
102	.6009591	.3062222	1.96	0.051	-.0017148	1.203633
103	2.32323	.238406	9.74	0.000	1.854025	2.792435
104	3.042598	.192603	15.80	0.000	2.663537	3.421659
105	1.597252	.2093399	7.63	0.000	1.185252	2.009253
106	.1787651	.312039	0.57	0.567	-.435357	.7928871
107	1.736931	.2572009	6.75	0.000	1.230735	2.243126
108	1.892108	.2079304	9.10	0.000	1.482882	2.301335
109	2.331102	.2653434	8.79	0.000	1.808881	2.853322
110	1.736148	.3864075	4.49	0.000	.9756617	2.496634
111	3.209496	.2736497	11.73	0.000	2.670928	3.748064
112	3.797491	.2228345	17.04	0.000	3.358932	4.23605
114	-2.371088	.4024118	-5.89	0.000	-3.163072	-1.579104
115	2.073372	.2122185	9.77	0.000	1.655706	2.491037
116	.8124073	.2788084	2.91	0.004	.2636863	1.361128
117	3.094322	.3277845	9.44	0.000	2.449211	3.739432
118	3.286718	.2889973	11.37	0.000	2.717945	3.855492
119	2.034798	.1806336	11.26	0.000	1.679294	2.390302
120	2.200971	.2190189	10.05	0.000	1.769921	2.632021
121	-.2569293	.2188624	-1.17	0.241	-.6876709	.1738124
122	1.516981	.1961146	7.74	0.000	1.131009	1.902953
123	.6886446	.1457116	4.73	0.000	.4018706	.9754185
124	3.12461	.2264014	13.80	0.000	2.679031	3.570189
125	1.725267	.2618391	6.59	0.000	1.209943	2.240591
126	5.178568	.561011	9.23	0.000	4.074446	6.28269
127	3.123559	.1869383	16.71	0.000	2.755647	3.491471
128	-.0504383	.7491595	-0.07	0.946	-1.524854	1.423978
_cons	3.377351	.3237463	10.43	0.000	2.740188	4.014514

Como se observa la estimación de efectos fijos arrojó que la probabilidad conjunta del modelo es significativa a un 1% de significancia ($P < 0.000$). A continuación se realiza una prueba F para determinar la significancia de los efectos individuales.

```
. quietly xi: reg lnpiib lnc_bana lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto
. test _idepto_102 _idepto_103 _idepto_104 _idepto_105 _idepto_106 _idepto_107 _idepto_108 _idepto_109 _idepto_110 _idepto_111 _ide
> pto_112 _idepto_114 _idepto_115 _idepto_116 _idepto_117 _idepto_118 _idepto_119 _idepto_120 _idepto_121 _idepto_122 _idepto_123 _I
> depto_124 _idepto_125 _idepto_126 _idepto_127 _idepto_128

( 1) _idepto_102 = 0
( 2) _idepto_103 = 0
( 3) _idepto_104 = 0
( 4) _idepto_105 = 0
( 5) _idepto_106 = 0
( 6) _idepto_107 = 0
( 7) _idepto_108 = 0
( 8) _idepto_109 = 0
( 9) _idepto_110 = 0
(10) _idepto_111 = 0
(11) _idepto_112 = 0
(12) _idepto_114 = 0
(13) _idepto_115 = 0
(14) _idepto_116 = 0
(15) _idepto_117 = 0
(16) _idepto_118 = 0
(17) _idepto_119 = 0
(18) _idepto_120 = 0
(19) _idepto_121 = 0
(20) _idepto_122 = 0
(21) _idepto_123 = 0
(22) _idepto_124 = 0
(23) _idepto_125 = 0
(24) _idepto_126 = 0
(25) _idepto_127 = 0
(26) _idepto_128 = 0

      F( 26, 293) = 66.43
      Prob > F = 0.0000
```

El Test-F de significancia de los parámetros individuales permite rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales son iguales a cero y concluir que por lo menos un efecto individual es diferente de cero.

El siguiente paso es realizar la estimación por el modelo de Efectos Aleatorios, la cual arrojó el siguiente resultado:

```
. xtreg lnpiib lnc_bana lnintnal lnisubt lng_propuafsin, re theta

Random-effects GLS regression           Number of obs   =    324
Group variable: depto                   Number of groups =     27

R-sq:  within = 0.0136                   Obs per group:  min =    12
      between = 0.3746                       avg   =   12.0
      overall  = 0.3524                       max   =    12

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(4)    =    44.42
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =    0.0000
theta = .82075145
```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnpiib						
lnc_bana	.0066738	.022048	0.30	0.762	-.0365395	.049887
lnintnal	-.8635959	.4477225	-1.93	0.054	-1.741116	.0139241
lnisubt	.2060211	.0626835	3.29	0.001	.0831636	.3288785
lng_propua-n	2.468562	.6845627	3.61	0.000	1.126843	3.81028
_cons	6.102943	.332449	18.36	0.000	5.451355	6.754531
sigma_u	.51115857					
sigma_e	.32262158					
rho	.71512353	(fraction of variance due to u_i)				

Estos resultados indican que aproximadamente el 71.5% de toda la varianza del error compuesto ($V_{it}+U_i$) es explicada por el error específico de cada departamento.

El test de Breusch-Pagan Lagrange (LM) permite contrastar la hipótesis nula de que la estimación por Pooled OLS es más apropiada ($H_0: \sigma_u^2=0$) contra la estimación por Efectos Aleatorios.

```
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
lnpib[depto,t] = Xb + u[depto] + e[depto,t]
Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
lnpib	1.989366	1.410449
e	.1040847	.3226216
u	.2612831	.5111586

```
Test:  var(u) = 0
      chi2(1) = 461.39
      Prob > chi2 = 0.0000
```

Como $P < 0,000$ se rechaza la hipótesis nula y se concluye que si existen efectos aleatorios en el modelo con un nivel de significancia del 1%.

Antes de interpretar los resultados es necesario realizar el Test de Hausman para determinar qué modelo es el adecuado para estimar los parámetros de la ecuación propuesta. Se plantea así las hipótesis:

H₀: Cov(X_{it}, U_i) = 0 Modelo de Efectos Aleatorios

H_a: Cov(X_{it}, U_i) ≠ 0 Modelo de Efectos Fijos

Esta prueba nos permite identificar si existe algún tipo de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas.

. hausman f r

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-v_B)) S.E.
	(b) f	(B) r		
Inc_bana	.0129792	.0066738	.0063054	.
lniintnal	-.0505429	-.8635959	.813053	.
lnisubt	.4546679	.2060211	.2486468	.0509148
Ing_propua~n	-1.749178	2.468562	-4.21774	.3774308

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-v_B)^(-1)](b-B)
 = 169.16
 Prob>chi2 = 0.0000
 (V_b-v_B is not positive definite)

Debido a que la probabilidad del estadístico de Hausman es menos que 0.05 se rechaza la hipótesis nula y se concluye que el modelo estimado por Efectos Fijos es adecuado.

MODELO FUNCIONAL 2

$$\ln(Pib) = f[\ln(\text{Gini de propietarios sin repetición UAF}), \ln(\text{indicador de intensidad nacional} + 1), \ln(\text{indicador de utilización}), \ln(\text{crédito banagrario a pequeños} + 1)]$$

Modelo econométrico:

$$\ln(PIB_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(Gini_{it}) + \beta_2 \ln(IINT_{it}) + \beta_3 \ln(ISUBT_{it}) + \beta_4 (Cred_{it}) + \varepsilon_{it}$$

Se estima por Pooled OLS o de datos agrupados con el fin de determinar si no existen efectos individuales de los departamentos que puedan afectar el producto.

. reg lnpi b Inc_banap lniintnal lnisubt lng_propuafsin

Source	SS	df	MS	Number of obs = 324	
Model	446.856949	4	111.714237	F(4, 319) =	182.09
Residual	195.708314	319	.613505688	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.6954
				Adj R-squared =	0.6916
Total	642.565264	323	1.98936614	Root MSE =	.78327

lnpi b	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Inc_banap	.2862262	.0248661	11.51	0.000	.237304	.3351485
lniintnal	-3.990463	.6205664	-6.43	0.000	-5.211383	-2.769543
lnisubt	-.1728703	.0387847	-4.46	0.000	-.2491765	-.0965641
Ing_propua~n	5.341883	.4017377	13.30	0.000	4.551493	6.132273
_cons	4.240304	.2672084	15.87	0.000	3.71459	4.766017

Se puede concluir que el modelo es significativo a un nivel de confianza del 1% (P<0.000) además que el 69% de la varianza de la producción agrícola está explicada por el modelo (R²).

Continúa la estimación de un panel de datos por Efectos Fijos.

```

. xtreg lnpiib lnc_banap lnintnal lnisubt lng_propuafsin, fe
Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =   324
Group variable: depto                     Number of groups =    27

R-sq:  within = 0.1257                     Obs per group:  min =    12
        between = 0.0021                   avg           =   12.0
        overall = 0.0032                   max           =    12

corr(u_i, xb) = -0.4278                    F(4, 293)      =   10.54
                                                Prob > F       =   0.0000

```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnpiib						
lnc_banap	.0363728	.0148833	2.44	0.015	.0070811	.0656644
lnintnal	-.059856	.3906155	-0.15	0.878	-.8286238	.7089118
lnisubt	.4756606	.079478	5.98	0.000	.3192404	.6320808
lng_propua-n	-2.017345	.7486822	-2.69	0.007	-3.490822	-.5438684
_cons	4.947854	.2572253	19.24	0.000	4.441611	5.454098
sigma_u	1.5476399					
sigma_e	.31963349					
rho	.95909049	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(26, 293) =   62.41          Prob > F = 0.0000

```

La probabilidad del F estadístico que se observa en la última línea permite rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales son iguales a cero, es decir, el modelo de Pooled OLS de datos agrupados no es adecuado. Sin embargo, la prueba F de significancia conjunta de los parámetros estimados y el R^2 del modelo no es la correcta. Lo anterior se corrige con el método de estimación por mínimos cuadrados con variables dummies o (LSDV por sus siglas en inglés).

```

. reg lnpiib lnc_banap lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto

```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 324		
Model	612.630753	30	20.4210251	F(30, 293) = 199.88		
Residual	29.9345109	293	.102165566	Prob > F = 0.0000		
Total	642.565264	323	1.98936614	R-squared = 0.9534		
				Adj R-squared = 0.9486		
				Root MSE = .31963		

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnpiib						
lnc_banap	.0363728	.0148833	2.44	0.015	.0070811	.0656644
lnintnal	-.059856	.3906155	-0.15	0.878	-.8286238	.7089118
lnisubt	.4756606	.079478	5.98	0.000	.3192404	.6320808
lng_propua-n	-2.017345	.7486822	-2.69	0.007	-3.490822	-.5438684
depto						
102	.6201366	.3028324	2.05	0.041	.0241341	1.216139
103	2.302605	.2362285	9.75	0.000	1.837685	2.767525
104	2.9836	.1924505	15.50	0.000	2.60484	3.362361
105	1.590608	.2049979	7.76	0.000	1.187153	1.994063
106	.107711	.3081108	0.35	0.727	-.4986798	.7141017
107	1.780725	.25536	6.97	0.000	1.278153	2.283298
108	1.852448	.2057978	9.00	0.000	1.447419	2.257478
109	2.311655	.2630108	8.79	0.000	1.794025	2.829285
110	1.831325	.375582	4.88	0.000	1.092144	2.570505
111	3.226409	.2709248	11.91	0.000	2.693204	3.759614
112	3.736392	.2222841	16.81	0.000	3.298916	4.173867
114	-2.417797	.3974853	-6.08	0.000	-3.200085	-1.635509
115	1.984742	.2130349	9.32	0.000	1.56547	2.404015
116	.8551726	.2749134	3.11	0.002	.3141173	1.396228
117	3.132915	.323438	9.69	0.000	2.496359	3.769471
118	3.30782	.286185	11.56	0.000	2.744581	3.871059
119	1.956454	.1820335	10.75	0.000	1.598195	2.314713
120	2.129193	.2189238	9.73	0.000	1.69833	2.560055
121	-.3267407	.2187964	-1.49	0.136	-.7573523	.103871
122	1.535859	.1914246	8.02	0.000	1.159117	1.9126
123	.6506026	.1448478	4.49	0.000	.3655286	.9356765
124	3.069372	.2255199	13.61	0.000	2.625528	3.513216
125	1.72848	.2582402	6.69	0.000	1.220239	2.236721
126	5.20697	.5525998	9.42	0.000	4.119402	6.294538
127	3.104768	.1838634	16.89	0.000	2.742908	3.466628
128	-.0155627	.7417419	-0.02	0.983	-1.47538	1.444255
_cons	3.160971	.2589501	12.21	0.000	2.651333	3.670609

Como se observa la estimación de Efectos Fijos arrojó una probabilidad conjunta del modelo es significativa al 1% de significancia ($P < 0.000$), además evidencia que existen efectos individuales altamente significativos para los departamentos. A continuación se realiza un test F de significancia de los efectos no observados.

```
. quietly xi: reg lnpiib lnc_banap lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto
. test _Idepto_102 _Idepto_103 _Idepto_104 _Idepto_105 _Idepto_106 _Idepto_107 _Idepto_108 _Idepto_109 _Idepto_110 _Idepto_111 _Ide
> pto_112 _Idepto_114 _Idepto_115 _Idepto_116 _Idepto_117 _Idepto_118 _Idepto_119 _Idepto_120 _Idepto_121 _Idepto_122 _Idepto_123 _I
> depto_124 _Idepto_125 _Idepto_126 _Idepto_127 _Idepto_128
( 1) _Idepto_102 = 0
( 2) _Idepto_103 = 0
( 3) _Idepto_104 = 0
( 4) _Idepto_105 = 0
( 5) _Idepto_106 = 0
( 6) _Idepto_107 = 0
( 7) _Idepto_108 = 0
( 8) _Idepto_109 = 0
( 9) _Idepto_110 = 0
(10) _Idepto_111 = 0
(11) _Idepto_112 = 0
(12) _Idepto_114 = 0
(13) _Idepto_115 = 0
(14) _Idepto_116 = 0
(15) _Idepto_117 = 0
(16) _Idepto_118 = 0
(17) _Idepto_119 = 0
(18) _Idepto_120 = 0
(19) _Idepto_121 = 0
(20) _Idepto_122 = 0
(21) _Idepto_123 = 0
(22) _Idepto_124 = 0
(23) _Idepto_125 = 0
(24) _Idepto_126 = 0
(25) _Idepto_127 = 0
(26) _Idepto_128 = 0
F( 26, 293) = 62.41
Prob > F = 0.0000
```

El Test-F de significancia de los parámetros individuales permite rechazar la hipótesis nula y concluir que existen efectos individuales diferentes de cero.

El siguiente paso es realizar la estimación por el modelo de Efectos Aleatorios, la cual arroja el siguiente resultado:

```
. xtreg lnpiib lnc_banap lnintnal lnisubt lng_propuafsin, re theta

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       324
Group variable: depto                   Number of groups =        27

R-sq:  within = 0.0159                   Obs per group:  min =       12
        between = 0.4338                  avg =      12.0
        overall = 0.4066                  max =       12

Random effects u_i ~ Gaussian           wald chi2(4)    =       54.88
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0000
theta = .80826794

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| lnpiib |      Coef. |   Std. Err. |     z | P>|z| | [95% Conf. Interval] |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| lnc_banap |   .038263 |   .0175841 |   2.18 | 0.030 |   -.0037989 |   .0727271 |
| lnintnal |  -.9658825 |   .4487865 |  -2.15 | 0.031 |  -1.845488 |  -.0862771 |
| lnisubt |   .1986868 |   .0609165 |   3.26 | 0.001 |   .0792927 |   .3180809 |
| lng_propua~n | 2.479352 |   .6492174 |   3.82 | 0.000 |   1.206909 |   3.751795 |
| _cons |   5.841809 |   .2678123 |  21.81 | 0.000 |   5.316906 |   6.366711 |
+-----+-----+-----+-----+-----+
| sigma_u |   .47231735 |
| sigma_e |   .31963349 |
| rho |   .68588531 | (fraction of variance due to u_i)
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

```


Debido a que la probabilidad del estadístico de Hausman es menos que 0.05 se rechaza la hipótesis nula y se concluye que el modelo estimado por efectos fijos es adecuado.

MODELO FUNCIONAL 3

$$\ln(Pib) = f [\ln(Gini \text{ de propietarios sin repetición UAF}), \ln(\text{indicador de intensidad nacional} + 1), \ln(\text{indicador de utilización}), \ln(\text{crédito total})]$$

Modelo econométrico:

$$\ln(PIBag_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(Gini_{it}) + \beta_2 \ln(IINT_{it}) + \beta_3 \ln(ISUBT_{it}) + \beta_4 (Cred_{it}) + \varepsilon_{it}$$

A continuación se realizó una estimación por Pooled OLS o de datos agrupados con el fin de determinar si no existen efectos individuales de los departamentos que puedan afectar el producto.

```
. reg ln_pib ln_c_fina ln_iintnal ln_isubt ln_g_propuafsin
```

Source	SS	df	MS			
Model	456.772648	4	114.193162	Number of obs =	324	
Residual	185.792616	319	.582421993	F(4, 319) =	196.07	
Total	642.565264	323	1.98936614	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7109	
				Adj R-squared =	0.7072	
				Root MSE =	.76317	

ln_pib	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_c_fina	.4105262	.0328062	12.51	0.000	.3459824	.4750699
ln_iintnal	-3.67878	.6030071	-6.10	0.000	-4.865153	-2.492407
ln_isubt	-.1291864	.0379899	-3.40	0.001	-.2039288	-.054444
ln_g_propua~n	4.4362	.4206536	10.55	0.000	3.608594	5.263806
_cons	2.180653	.4049831	5.38	0.000	1.383878	2.977428

Se puede concluir que el modelo es significativo a un nivel de confianza del 1% ($P < 0.000$) además que el 71% de la varianza de la producción agrícola está explicada por el modelo (R^2).

Continúa la estimación de un panel de datos por Efectos Fijos. Esta estimación, arrojó un F estadístico que permite concluir que por lo menos alguno de los efectos individuales es diferente de cero, es decir, existen características no observadas al interior de los departamentos que afectan el producto.

```

. xtreg lnpiib lnc_fina lnintnal lnisubt lng_propuafsin, fe
Fixed-effects (within) regression           Number of obs   =   324
Group variable: depto                     Number of groups =    27

R-sq:  within = 0.1302                     Obs per group:  min =    12
        between = 0.0036                   avg           =   12.0
        overall = 0.0050                   max           =    12

corr(u_i, Xb) = -0.4280                    F(4, 293)      =   10.96
                                                Prob > F       =   0.0000

```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnpiib						
lnc_fina	.0626991	.022886	2.74	0.007	.0176573	.107741
lnintnal	-.1549729	.3921878	-0.40	0.693	-.926835	.6168893
lnisubt	.4887753	.0799064	6.12	0.000	.3315119	.6460386
lng_propua~n	-2.25286	.7659507	-2.94	0.004	-3.760323	-.7453974
_cons	4.560778	.3479517	13.11	0.000	3.875977	5.24558
sigma_u	1.5465869					
sigma_e	.31881713					
rho	.9592375	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(26, 293) =   59.03          Prob > F = 0.0000

```

La probabilidad del F estadístico que se observa en la última línea permite rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales son iguales a cero, es decir, el modelo de Pooled OLS de datos agrupados no es adecuado. Sin embargo, la prueba F de significancia conjunta de los parámetros estimados del modelo y el R^2 no es la correcta. Lo anterior se corrige con el método de estimación por mínimos cuadrados con variables dummies o (LSDV por sus siglas en inglés).

```

. reg lnpiib lnc_fina lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto

```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 324		
Model	612.783466	30	20.4261155	F(30, 293) = 200.96		
Residual	29.7817979	293	.101644361	Prob > F = 0.0000		
Total	642.565264	323	1.98936614	R-squared = 0.9537		
				Adj R-squared = 0.9489		
				Root MSE = .31882		

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnpiib						
lnc_fina	.0626991	.022886	2.74	0.007	.0176573	.107741
lnintnal	-.1549729	.3921878	-0.40	0.693	-.926835	.6168893
lnisubt	.4887753	.0799064	6.12	0.000	.3315119	.6460386
lng_propua~n	-2.25286	.7659507	-2.94	0.004	-3.760323	-.7453974
depto						
102	.5657628	.3018006	1.87	0.062	-.028209	1.159735
103	2.282398	.2359118	9.67	0.000	1.818101	2.746694
104	3.004751	.1907652	15.75	0.000	2.629307	3.380194
105	1.617756	.2049659	7.89	0.000	1.214364	2.021148
106	.0881382	.3076988	0.29	0.775	-.5174417	.6937181
107	1.734924	.2537828	6.84	0.000	1.235456	2.234392
108	1.866527	.2049988	9.11	0.000	1.46307	2.269984
109	2.286514	.2627527	8.70	0.000	1.769392	2.803636
110	1.963371	.3840938	5.11	0.000	1.207438	2.719303
111	3.190816	.2700213	11.82	0.000	2.659389	3.722243
112	3.722652	.2219861	16.77	0.000	3.285763	4.159541
114	-2.458464	.3975488	-6.18	0.000	-3.240877	-1.676051
115	1.992436	.2110805	9.44	0.000	1.57701	2.407862
116	.9008652	.2759633	3.26	0.001	.3577436	1.443987
117	3.126961	.322234	9.70	0.000	2.492774	3.761147
118	3.268014	.2851721	11.46	0.000	2.706769	3.82926
119	1.997342	.1788681	11.17	0.000	1.645313	2.349371
120	2.163345	.2163962	10.00	0.000	1.737457	2.589233
121	-.2589449	.2158412	-1.20	0.231	-.6837405	.1658507
122	1.570896	.1922812	8.17	0.000	1.192468	1.949323
123	.6573356	.1441624	4.56	0.000	.3736105	.9410607
124	3.057214	.2251493	13.58	0.000	2.614099	3.500329
125	1.747889	.2578608	6.78	0.000	1.240395	2.255384
126	5.277156	.5528743	9.54	0.000	4.189048	6.365265
127	3.040764	.1850368	16.43	0.000	2.676594	3.404933
128	.0682528	.7412983	0.09	0.927	-1.390691	1.527197
_cons	2.76542	.3509887	7.88	0.000	2.074642	3.456199

Como se observa la estimación de Efectos Fijos arrojó una probabilidad conjunta del modelo es significativa al 1% de significancia ($P < 0.000$), además evidencia que existen efectos individuales altamente significativos para los departamentos. A continuación se realizó un test F para verificar que por lo menos un efecto individual es diferente de cero.

```
. quietly xi: reg lnpib lnc_fina lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto
. test _Idepto_102 _Idepto_103 _Idepto_104 _Idepto_105 _Idepto_106 _Idepto_107 _Idepto_108 _Idepto_109 _Idepto_110 _Idepto_111 _Ide
> pto_112 _Idepto_114 _Idepto_115 _Idepto_116 _Idepto_117 _Idepto_118 _Idepto_119 _Idepto_120 _Idepto_121 _Idepto_122 _Idepto_123 _I
> depto_124 _Idepto_125 _Idepto_126 _Idepto_127 _Idepto_128

( 1) _Idepto_102 = 0
( 2) _Idepto_103 = 0
( 3) _Idepto_104 = 0
( 4) _Idepto_105 = 0
( 5) _Idepto_106 = 0
( 6) _Idepto_107 = 0
( 7) _Idepto_108 = 0
( 8) _Idepto_109 = 0
( 9) _Idepto_110 = 0
(10) _Idepto_111 = 0
(11) _Idepto_112 = 0
(12) _Idepto_114 = 0
(13) _Idepto_115 = 0
(14) _Idepto_116 = 0
(15) _Idepto_117 = 0
(16) _Idepto_118 = 0
(17) _Idepto_119 = 0
(18) _Idepto_120 = 0
(19) _Idepto_121 = 0
(20) _Idepto_122 = 0
(21) _Idepto_123 = 0
(22) _Idepto_124 = 0
(23) _Idepto_125 = 0
(24) _Idepto_126 = 0
(25) _Idepto_127 = 0
(26) _Idepto_128 = 0

F( 26, 293) = 59.03
Prob > F = 0.0000
```

El Test-F de significancia de los parámetros individuales permite rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales son iguales a cero y concluir que existen efectos individuales diferentes de cero.

El siguiente paso es realizar la estimación por el modelo de Efectos Aleatorios, la cual arrojó el siguiente resultado:

```
. xtreg lnpib lnc_fina lnintnal lnisubt lng_propuafsin, re theta

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       324
Group variable: depto                   Number of groups =        27

R-sq:  within = 0.0336                   Obs per group:  min =        12
        between = 0.3639                  avg           =       12.0
        overall  = 0.3443                  max           =        12

Random effects u_i ~ Gaussian           Wald chi2(4)     =       47.68
corr(u_i, X)      = 0 (assumed)         Prob > chi2      =       0.0000
theta              = .83109798

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
|      lnpib |      Coef. |      Std. Err. |      z |      P>|z| |      [95% Conf. Interval] |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
|      lnc_fina |      .0651367 |      .0259693 |      2.51 |      0.012 |      .0142378      .1160355 |
|      lnintnal |     -.9213583 |      .4390218 |     -2.10 |      0.036 |     -1.781825     -.0608915 |
|      lnisubt  |      .2444302 |      .0630536 |      3.88 |      0.000 |      .1208474      .368013 |
| lng_propua~n |      1.639435 |      .686193 |      2.39 |      0.017 |      .294521      2.984348 |
|      _cons   |      5.317186 |      .3817109 |     13.93 |      0.000 |      4.569046      6.065325 |
+-----+-----+-----+-----+-----+
|      sigma_u |      .53707057 | |
|      sigma_e |      .31881713 |
|      rho     |      .739433 | (fraction of variance due to u_i) |
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

```

Lo que quiere decir que aproximadamente el 74% de toda la varianza del error compuesto ($V_{it}+U_i$) es explicada por el error específico de cada departamento.

El test de Breusch-Pagan Lagrange (LM) permite contrastar la hipótesis nula de que la estimación por Pooled OLS es más apropiada ($H_0: \sigma_u^2=0$) contra la estimación por Efectos Aleatorios.

```
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
lnpib[depto,t] = xb + u[depto] + e[depto,t]
Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
lnpib	1.989366	1.410449
e	.1016444	.3188171
u	.2884448	.5370706

```
Test: Var(u) = 0
chi2(1) = 442.71
Prob > chi2 = 0.0000
```

Como $P < 0,000$ se rechaza la hipótesis nula y se concluye que si existen efectos aleatorios en el modelo con un nivel de significancia del 1%.

Antes de interpretar los resultados es necesario realizar el Test de Hausman para determinar qué modelo es el adecuado para estimar los parámetros de la ecuación propuesta. Se plantea así las hipótesis:

H₀: Cov(X_{it}, U_i) = 0 Modelo de Efectos Aleatorios

H_a: Cov(X_{it}, U_i) ≠ 0 Modelo de Efectos Fijos

Esta prueba nos permite identificar si existe algún tipo de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas.

```
. hausman f r
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V _b -V _B)) S.E.
	(b) f	(B) r		
ln _c _fina	.0626991	.0651367	-.0024375	.
ln _i intnal	-.1549729	-.9213583	.7663854	.
ln _i subt	.4887753	.2444302	.2443451	.0490844
ln _g _propua~n	-2.25286	1.639435	-3.892295	.3403229

```

b = consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(4) = (b-B)'[(Vb-VB)-1](b-B)
= 184.41
Prob>chi2 = 0.0000
(Vb-VB is not positive definite)
```

Debido a que la probabilidad del estadístico de Hausman es menos que 0.05 se rechaza la hipótesis nula y se concluye que el modelo estimado por Efectos Fijos es adecuado.

MODELO FUNCIONAL 4

$$\ln(\text{Pib}) = f[\ln(\text{Gini de propietarios sin repetición UAF}), \ln(\text{indicador de intensidad nacional} + 1), \ln(\text{indicador de utilización}), \ln(\text{crédito total a pequeños} + 1)]$$

Modelo econométrico:

$$\ln(\text{PIB}_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(\text{Gini}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{IINT}_{it}) + \beta_3 \ln(\text{ISUBT}_{it}) + \beta_4 (\text{Cred}_{it}) + \varepsilon_{it}$$

A continuación se realizó una estimación por Pooled OLS o de datos agrupados con el fin de determinar si no existen efectos individuales de los departamentos que puedan afectar el producto.

```
. reg ln_pib ln_c_finap ln_iintnal ln_isubt ln_g_propuafsin
```

Source	SS	df	MS			
Model	445.147121	4	111.28678	Number of obs =	324	
Residual	197.418143	319	.618865651	F(4, 319) =	179.82	
				Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.6928	
				Adj R-squared =	0.6889	
				Root MSE =	.78668	
ln_pib	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_c_finap	.2847532	.0251115	11.34	0.000	.2353482	.3341581
ln_iintnal	-3.897987	.6226946	-6.26	0.000	-5.123094	-2.67288
ln_isubt	-.1628038	.0389749	-4.18	0.000	-.2394841	-.0861235
ln_g_propua~n	5.346712	.4039924	13.23	0.000	4.551886	6.141538
_cons	4.229169	.2717949	15.56	0.000	3.694432	4.763906

Se puede concluir que la el modelo es significativo a un nivel de confianza del 1% ($P < 0.000$) además que el 69% de la varianza de la producción agrícola esta explicada por el modelo (R^2).

Siguiendo la metodología, continúa la estimación de un panel de datos por Efectos Fijos. Esta estimación, arroja un F estadístico que permite concluir que por lo menos alguno de los efectos individuales es diferente de cero, es decir, existen características no observadas al interior de los departamentos que afectan el producto.

```

. xtreg lnpib lnc_finap lnintnal lnisubt lng_propuafsin, fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =   324
Group variable: depto                 Number of groups =    27

R-sq:  within = 0.1244                Obs per group: min =    12
      between = 0.0022                avg =           12.0
      overall = 0.0034                max =           12

corr(u_i, Xb) = -0.4269                F(4,293)        =   10.40
                                          Prob > F         =   0.0000

```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnc_finap	.035039	.0149347	2.35	0.020	.0056461	.0644319
lnintnal	-.0522325	.3908373	-0.13	0.894	-.8214368	.7169719
lnisubt	.4766397	.0797022	5.98	0.000	.3197782	.6335011
lng_propua-n	-1.990903	.7483652	-2.66	0.008	-3.463756	-.5180504
_cons	4.962875	.2575187	19.27	0.000	4.456054	5.469696
sigma_u	1.5468025					
sigma_e	.319884					
rho	.95898641	(fraction of variance due to u_i)				

```

F test that all u_i=0:      F(26, 293) =   62.93      Prob > F = 0.0000

```

La probabilidad del F estadístico que se observa en la última línea permite rechazar la hipótesis nula de que los efectos individuales son iguales a cero, es decir, el modelo de Pooled OLS de datos agrupados no es adecuado. Sin embargo, la prueba F de significancia conjunta de los parámetros estimados y el R^2 del modelo no es la correcta. Lo anterior se corrige con el método de estimación LSDV.

```

. reg lnpib lnc_finap lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto

```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 324		
Model	612.583811	30	20.4194604	F(30, 293) = 199.55		
Residual	29.9814524	293	.102325776	Prob > F = 0.0000		
Total	642.565264	323	1.98936614	R-squared = 0.9533		
				Adj R-squared = 0.9486		
				Root MSE = .31988		

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnc_finap	.035039	.0149347	2.35	0.020	.0056461	.0644319
lnintnal	-.0522325	.3908373	-0.13	0.894	-.8214368	.7169719
lnisubt	.4766397	.0797022	5.98	0.000	.3197782	.6335011
lng_propua-n	-1.990903	.7483652	-2.66	0.008	-3.463756	-.5180504
depto						
102	.6169318	.3030338	2.04	0.043	.0205329	1.213331
103	2.305045	.2363929	9.75	0.000	1.839802	2.770288
104	2.990173	.1923706	15.54	0.000	2.61157	3.368776
105	1.584115	.2050971	7.72	0.000	1.180465	1.987765
106	.1167343	.3080676	0.38	0.705	-.4895716	.7230401
107	1.785102	.255812	6.98	0.000	1.28164	2.288564
108	1.855667	.2059096	9.01	0.000	1.450417	2.260916
109	2.316659	.2631617	8.80	0.000	1.798733	2.834586
110	1.831677	.3764012	4.87	0.000	1.090885	2.57247
111	3.227861	.2711835	11.90	0.000	2.694147	3.761576
112	3.743866	.2222106	16.85	0.000	3.306535	4.181197
114	-2.405451	.3975018	-6.05	0.000	-3.187771	-1.62313
115	1.993482	.2128122	9.37	0.000	1.574648	2.412317
116	.8587525	.2754204	3.12	0.002	.3166994	1.400806
117	3.127919	.3236075	9.67	0.000	2.491029	3.764809
118	3.314416	.2865812	11.57	0.000	2.750398	3.878435
119	1.964142	.1818288	10.80	0.000	1.606286	2.321998
120	-2.137415	.2187744	-9.77	0.000	-1.706847	-2.567984
121	-.3175119	.2185952	-1.45	0.147	-.7477277	.1127039
122	1.538393	.1917592	8.02	0.000	1.160993	1.915793
123	.6536892	.1448918	4.51	0.000	.3685286	.9388499
124	3.071886	.2256926	13.61	0.000	2.627702	3.51607
125	1.735614	.2585782	6.71	0.000	1.226708	2.24452
126	5.21709	.5533661	9.43	0.000	4.128013	6.306166
127	3.105775	.1840049	16.88	0.000	2.743636	3.467914
128	-.0036531	.7425478	-0.00	0.996	-1.465056	1.45775
_cons	3.171549	.2603309	12.18	0.000	2.659194	3.683905

Como se observa la estimación de Efectos Fijos arrojó una probabilidad conjunta del modelo es significativa al 1% de significancia ($P < 0.000$), además evidencia que existen efectos individuales altamente significativos para los departamentos. A continuación se realizó el test F para probar la hipótesis de que al menos un efecto individual es diferente de cero

```
. quietly xi: reg lnpib lnc_finap lnintnal lnisubt lng_propuafsin i.depto
. test _idepto_102 _idepto_103 _idepto_104 _idepto_105 _idepto_106 _idepto_107 _idepto_108 _idepto_109 _idepto_110 _idepto_111 _ide
> pto_112 _idepto_114 _idepto_115 _idepto_116 _idepto_117 _idepto_118 _idepto_119 _idepto_120 _idepto_121 _idepto_122 _idepto_123 _i
> depto_124 _idepto_125 _idepto_126 _idepto_127 _idepto_128
( 1) _idepto_102 = 0
( 2) _idepto_103 = 0
( 3) _idepto_104 = 0
( 4) _idepto_105 = 0
( 5) _idepto_106 = 0
( 6) _idepto_107 = 0
( 7) _idepto_108 = 0
( 8) _idepto_109 = 0
( 9) _idepto_110 = 0
(10) _idepto_111 = 0
(11) _idepto_112 = 0
(12) _idepto_114 = 0
(13) _idepto_115 = 0
(14) _idepto_116 = 0
(15) _idepto_117 = 0
(16) _idepto_118 = 0
(17) _idepto_119 = 0
(18) _idepto_120 = 0
(19) _idepto_121 = 0
(20) _idepto_122 = 0
(21) _idepto_123 = 0
(22) _idepto_124 = 0
(23) _idepto_125 = 0
(24) _idepto_126 = 0
(25) _idepto_127 = 0
(26) _idepto_128 = 0
F( 26, 293) = 62.93
Prob > F = 0.0000
```

El Test-F de significancia de los parámetros individuales permite rechazar la hipótesis nula y concluir que existen efectos individuales diferentes de cero.

El siguiente paso es realizar la estimación por el modelo de Efectos Aleatorios, la cual arrojó el siguiente resultado:

```
. xtreg lnpib lnc_finap lnintnal lnisubt lng_propuafsin, re theta
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       324
Group variable: depto                   Number of groups =        27
R-sq:  within = 0.0167                   obs per group: min =       12
      between = 0.4224                       avg =       12.0
      overall = 0.3964                       max =        12
Random effects u_i ~ Gaussian           wald chi2(4)    =       53.08
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0000
theta = .81146661
```

	lnpib	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	lnc_finap	.0367339	.017571	2.09	0.037	.0022954 .0711724
	lnintnal	-.9373641	.4472782	-2.10	0.036	-1.814013 -.0607149
	lnisubt	.2047926	.0613126	3.34	0.001	.0846221 .3249632
	lng_propua~n	2.417244	.651283	3.71	0.000	1.140753 3.693735
	_cons	5.839879	.2695291	21.67	0.000	5.311612 6.368147
	sigma_u	.48101061				
	sigma_e	.319884				
	rho	.6933572	(fraction of variance due to u_i)			

Los resultados indican que aproximadamente el 69.3% de toda la varianza del error compuesto ($V_{it}+U_i$) es explicada por el error específico de cada departamento.

El test de Breusch-Pagan Lagrange (LM) permite contrastar la hipótesis nula de que la estimación por Pooled OLS es más apropiada ($H_0: \sigma_u^2=0$) contra la estimación por Efectos Aleatorios.

```
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects
lnpib[depto,t] = Xb + u[depto] + e[depto,t]
Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
lnpib	1.989366	1.410449
e	.1023258	.319884
u	.2313712	.4810106

```
Test: Var(u) = 0
chi2(1) = 427.88
Prob > chi2 = 0.0000
```

Como $P < 0,000$ se rechaza la hipótesis nula y se concluye que si existen efectos aleatorios en el modelo con un nivel de significancia del 1%.

Antes de interpretar los resultados es necesario realizar el Test de Hausman para determinar qué modelo es el adecuado para estimar los parámetros de la ecuación propuesta. Se plantea así las hipótesis:

H₀: Cov(X_{it}, U_i) = 0 Modelo de Efectos Aleatorios

H_a: Cov(X_{it}, U_i) ≠ 0 Modelo de Efectos Fijos

Esta prueba nos permite identificar si existe algún tipo de correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas.

. hausman f r

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(v_b-v_B)) S.E.
	(b) f	(B) r		
lnc_finap	.035039	.0367339	-.0016949	.
lniintnal	-.0522325	-.9373641	.8851317	.
lnisubt	.4766397	.2047926	.271847	.0509235
lng_propua~n	-1.990903	2.417244	-4.408147	.3686204

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-B)
 = 205.58
 Prob>chi2 = 0.0000
 (v_b-v_B is not positive definite)

Debido a que la probabilidad del estadístico de Hausman es menos que 0.05 se rechaza la hipótesis nula y se concluye que el modelo estimado por Efectos Fijos es adecuado.