Convergencia y Migraciones Inter-departamentales en Colombia: 1950-1989

Mauricio Cárdenas
Adriana Pontón
*Juan Pablo Trujillo**

I. INTRODUCCION

La macroeconomía ha redescubierto dos viejas tradiciones: la economía regional y la geografía económica. Mediante la comparación del comportamiento económico a nivel regional se puede extraer información relevante acerca de la efectividad de las políticas sectoriales, los determinantes del crecimiento económico y las tendencias de largo plazo de la economía. Más aún, a diferencia de los estudios de corte transversal que utilizan a los países como unidad de análisis, en las comparaciones inter-regionales se reduce la importancia de factores jurídicos, institucionales, culturales y religiosos. Estos factores son frecuentemente ignorados en las comparaciones entre países[1].

¿Por qué ciertas regiones crecen más rápidamente que otras? La respuesta a esta pregunta puede estar relacionada con la distribución espacial de la producción, el objeto de análisis de la geografía económica. Como lo sugiere Krugman (1992), cuando los costos de transporte son suficientemente bajos, la existencia de economías de escala explica la concentración de ciertas actividades en un pequeño grupo de ciudades o departamentos. Si la tecnología presenta rendimientos crecientes a escala significativos, la concentración se intensifica en el tiempo y se acentúan las disparidades regionales.

Sin embargo, cuando la función de producción relevante muestra rendimientos constantes a escala y decrecientes para los factores productivos individualmente (como en el modelo neoclásico de crecimiento), la convergencia inter-regional es predecible. En este modelo, las regiones con una baja relación capital/trabajo tienen altas tasas de retorno al capital y por lo tanto crecen más rápida-

* Fedesarrollo, Departamento Nacional de Planeación y Fedesarrollo, respectivamente. El presente trabajo hace parte de un estudio financiado por FONADE sobre crecimiento económico en Colombia. Los autores desean agradecer los comentarios y sugerencias de Juan Luis Londoño, Andrés O'Byrne, José Antonio Ocampo y Miguel Urrutia así como de los participantes al almuerzo de trabajo organizado por Fedesarrollo. Las opiniones aquí expresadas no comprometen ni a los individuos ni a las instituciones mencionadas.

[1] La literatura reciente muestra que estos factores inciden sobre el desempeño económico. Véase por ejemplo North (1989).

mente que las regiones ricas. Adicionalmente, como al interior de un país los factores productivos se desplazan libremente, la migración de trabajadores de las regiones pobres a las ricas (con mayores salarios reales), así como el movimiento de capital (en la dirección contraria), pueden acelerar el proceso de convergencia en los niveles de ingreso per-cápita.

El presente trabajo analiza sistemáticamente los datos departamentales colombianos con el propósito de responder tres interrogantes. Primero, ¿ha habido a lo largo de la posguerra una tendencia hacia la convergencia en los ingresos por habitante entre los diferentes departamentos del país?; segundo, ¿cuáles han sido los determinantes fundamentales de la migración interdepartamental en el país? y tercero, ¿qué papel han jugado los flujos migratorios desde el punto de vista de la convergencia entre departamentos?[2].

Las pruebas de convergencia entre países abundan en la literatura reciente. Por ejemplo, Barro (1991) utiliza una muestra de 98 países (proveniente de la base de datos de Summers y Heston (1988)) y concluye que el nivel de ingreso per-cápita en 1960 no está relacionado con el crecimiento de la misma variable durante el período 1960-1985. De hecho, la correlación entre ambas variables es de sólo 0.09. Los países ricos en 1960 han tenido tasas de crecimiento al menos iguales a las de los países pobres. Paul Romer (1989) y Mankiw, D. Romer y Weil (1992) realizan pruebas similares y rechazan, de manera unánime, las predicciones del modelo neoclásico. En éste último estudio, la regresión de la tasa promedio de crecimiento 1960-1985 contra el ingreso per-cápita inicial no es significativamente diferente de cero en una muestra de 75 países (aquellos cuya información es de mejor calidad en la base de datos de Summers y Heston). Más aún, para los 98 países no petroleros el coeficiente es ligeramente positivo. En ambos casos los R^2 ajustados son esencialmente cero.

Para ciertos grupos de países la convergencia parece más plausible. Por ejemplo, Dowrick y Nguyen (1989) encuentran una correlación negativa y significativa entre las dos variables para el conjunto de los países de la OECD (al igual que Mankiw *et al.*, cuando restringen el análisis a este grupo de países). En un estudio reciente, de Gregorio (1992) reproduce estos ejercicios utilizando una muestra de 12 países latinoamericanos durante el período 1950-1985. La conclusión es que no hay evidencia a favor de la convergencia (incondicional) en los ingresos per-cápita de estos países.

Para lograr la convergencia es necesario introducir otras variables en el análisis, tales como indicadores de capital humano, inversión, gasto público, grado de apertura, estabilidad política y macroeconómica, que mantienen constantes las diferencias en el estado estacionario del nivel del producto por trabajador efectivo y de la tasa de crecimiento de la tecnología. Desde el punto de vista teórico esto implica abandonar los postulados del modelo neoclásico tradicional. La falta de convergencia (incondicional) es consistente con los modelos de crecimiento endógeno donde no hay estado estacionario y las diferencias en los ingresos per-cápita pueden persistir indefinidamente. Es decir, la convergencia es condicional a que se controlen (o aíslen) todas aquellas variables que afectan el cambio tecnológico. En particular, cuando se añade en las regresiones algún indicador de capital humano (e.g. el número de estudiantes matriculados en la primaria o la secundaria) se obtienen resultados opuestos (i.e. países con menor ingreso per-cápita crecen más rápido).

En contraste, cuando se utilizan datos regionales, la convergencia (incondicional) es el resultado más común. Algunos estudios recientes de Robert Barro y Xavier Sala-i-Martin muestran que esto es cierto para los 50 estados de los Estados Unidos en el período 1880-1988, 74 regiones europeas du-

[2] No existen en el país estudios que analicen estos temas. La única excepción es el trabajo de Meisel (1992) para la Costa Atlántica.

rante el período 1950-1985 y 34 prefecturas en el Japón durante la posguerra[3]. El producto, así como el ingreso per-cápita, de las regiones más pobres tiende a crecer más rápido que en las regiones ricas.

Sorprendentemente, la tasa de convergencia estimada es del orden de 2% por año en los tres casos, lo que significa que la brecha entre una región dos veces más rica que otra se reduce a la mitad en 35 años. Esta situación corresponde, en términos generales, a lo que puede esperarse en el contexto de la unificación alemana. Aunque es interesante que la convergencia se dé incondicionalmente (es decir, sin corregir por diferencias en variables tales como el capital humano de cada región), la velocidad a la que ocurre es más lenta de lo que cabría esperar. De hecho, como veremos más adelante, en un modelo neoclásico tipo Solow la tasa de convergencia es por lo menos dos veces mayor.

Curiosamente, el análisis de la convergencia interdepartamental en Colombia muestra que la tasa a la que se acortan las distancias entre regiones ricas y pobres es aproximadamente 4% por año. En parte, este resultado es explicado por la importancia de las migraciones inter-departamentales en el país. Como veremos, aproximadamente 15% de la convergencia en los ingresos per-cápita es atribuible a los flujos migratorios de regiones pobres hacia área con mayores salarios y oportunidades económicas[4].

El presente trabajo esta dividido en seis secciones. Las siguientes dos secciones están dedicadas al análisis de la convergencia interdepartamental en Colombia. En la sección 2, que sigue de cerca a Barro y Sala-i-Martin (1991, 1992a), se presenta el marco analítico y se discuten los conceptos de convergencia. La sección 3 aplica esta metodología a los datos colombianos, disponibles (discontinuamente) desde 1950. Las dos siguientes secciones se concentran en los flujos migratorios inter-departamentales. En la sección 4 se muestran las principales tendencias a partir de los censos de población disponibles (1951, 1963, 1974 y 1985) y se realizan ejercicios econométricos que identifican los principales determinantes de dichos flujos. La sección 5 relaciona los resultados sobre la convergencia con las migraciones. En particular, se trata de cuantificar qué tanto de la convergencia es atribuible a los desplazamientos de la población entre departamentos. La sección 6 concluye el trabajo con una breve síntesis de los principales resultados.

II. MARCO ANALITICO

De acuerdo con los modelos de crecimiento neoclásicos desarrollados por Solow (1956), Cass (1965) y Koopmans (1965), la tasa de crecimiento per-cápita tiende a estar inversamente relacionada con el nivel inicial de ingreso. Una versión simple de este modelo para una economía cerrada en la cual hay dos factores productivos, capital (K) y trabajo (L), y la producción se realiza bajo rendimientos constantes a escala, se puede escribir como:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} (A(t) L(t))^{1-\alpha}, \qquad 0 < \alpha < 1 \qquad (1)$$

donde, Y es el producto y A el nivel de tecnología. Se supone que L y A crecen a unas tasas exógenas n y g, i.e.

$$L(t) = L(0) e^{nt}, \qquad (2)$$

$$A(t) = A(0) e^{gt}, \qquad (3)$$

De manera que la cantidad de unidades de trabajo efectivo, A(t)L(t), crece a una tasa n+g.

El supuesto de una tasa de ahorro constante (s) utilizado por Solow, simplifica sustancialmente el

[3] Véase Barro y Sala-i-Martin (1991a, 1991b y 1992).

[4] En un trabajo complementario, Cárdenas y Pontón (1992), se exploran los determinantes básicos del crecimiento interdepartamental.

análisis. Definiendo las variables en términos de unidades de trabajo efectivo (i.e. dividiendo por A(t)L(t)), se tiene que la evolución de **k**, el stock de capital por trabajador efectivo, esta dada por:

$$\dot{k}(t) = sy_e(t) - (n+g+\delta)k(t) \quad (4)$$

$$\dot{k}(t) = sk(t)^{\alpha} - (n+g+\delta)k(t), \quad (5)$$

donde, $\mathbf{y_e}$ es el nivel de producto por trabajador efectivo y δ es la tasa de depreciación. El valor de **k** en el estado estacionario ($\mathbf{k^*}$) está dado por la ecuación anterior cuando $\dot{\mathbf{k}}(\mathbf{t}) = 0$. Esto es,

$$k^* = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{1/1-\alpha} \quad (6)$$

Reemplazando la Ecuación (6) en la función de producción (en logaritmos) se obtiene el ingreso por trabajador efectivo en el estado estacionario ($\mathbf{y^*_e}$):

$$\ln y^*_e = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln\left[\frac{s}{n+g+\delta}\right] \quad (7)$$

Realizando una aproximación alrededor del estado estacionario, la velocidad de convergencia entre $\mathbf{y^*_e}$ y $\mathbf{y_e(t)}$, el nivel observado en el período t, se tiene que:

$$\frac{\partial \ln y_e(t)}{\partial t} = \beta\left[\ln y^*_e - \ln y_e(t)\right] \quad (8)$$

donde $\beta=(n+g+\delta)(1-\alpha)$. La convergencia es, entonces, una consecuencia directa de los supuestos y su velocidad puede cuantificarse de acuerdo a los valores de un número reducido de parámetros. Por ejemplo, si $\alpha=1/3$ y $n+g+\delta=0.06$, la tasa de convergencia es igual a 0.04, lo que implica que la economía se mueve de la mitad del estado estacionario al estado estacionario, en aproximadamente 17.5 (=70/4) años[5]. Si el concepto de capital es ampliado hasta incluir, por ejemplo, el capital humano, la tasa de convergencia disminuye proporcionalmente. En el caso extremo de los modelos de crecimiento endógeno, que suponen rendimientos constantes a una definición amplia del capital como en Romer (1986) y Rebelo (1990), la convergencia desaparece (cuando $\alpha=1$ entonces $\beta=0$). Como lo mencionan Mankiw *et al.* (1992), en estos modelos no hay estado estacionario; las diferencias en ingreso per-cápita entre países persisten indefinidamente. En otras palabras, las tasas de crecimiento no se ven afectadas por los niveles iniciales de ingreso.

Barro y Sala-i-Martin (1992a) desarrollan un modelo en el cual la tasa de convergencia se ve afectada por las preferencias, además de la tecnología (que es el énfasis del modelo de Solow). En particular, al introducir explícitamente una función de bienestar, la tasa de ahorro se convierte en el resultado de un proceso de optimización intertemporal y deja de ser una constante como en el modelo expuesto arriba[6]. Así, la tasa de convergencia, β, se puede expresar como una función de los siguientes parámetros estructurales del modelo,

$$\beta = \beta(\rho, n, g, \theta, \delta, \alpha), \quad (9)$$

donde ρ es la tasa constante de preferencia intertemporal, θ el coeficiente de aversión relativa al riesgo, δ la tasa de depreciación y α la participación del capital en la función de producción[7].

[5] Con $n+g+\delta=0.1$ y $\alpha=1/3$ la tasa de convergencia aumenta a 0.067.

[6] Esto puede entenderse como un esfuerzo por integrar los resultados de Ramsey con los modelos neoclásicos sobre el crecimiento.

[7] La expresión exacta para β es compleja, de manera que la relación entre estos parámetros y β se establece más fácilmente mediante ejercicios numéricos. Como antes, los aspectos relacionados con la tecnología de producción (i.e. la magnitud de los rendimientos decrecientes) determinan en buena parte el grado de convergencia. A menor participación del capital (α), mayor espacio para que operen los rendimientos decrecientes y, consecuentemente, mayor la rapidez de la convergencia (β). Cuando α es cercano a 1 (como ocurre cuando se utilizan definiciones amplias del capital), desaparecen los rendimientos decrecientes y β tiende a 0. Asimismo, un mayor θ (menor deseo de sustituir intertemporalmente)

La Ecuación 8 puede ser aproximada linealmente mediante la siguiente expresión logarítmica [véase King y Rebelo (1989)]:

$$\ln y_e(t) = (1 - e^{-\beta t}) \cdot \ln (y^*_e) + e^{-\beta t} \cdot \ln y_e(0) \qquad (10)$$

Finalmente, restando $\ln y_e(0)$ de ambos lados y dividiendo por t se obtiene la tasa de crecimiento promedio (a lo largo del intervalo (0,t)) del producto por trabajador efectivo. Esto es,

$$(1/t) \cdot \ln \left[y_e(t) / y_e(0) \right] = \left[\frac{(1-e^{-\beta t})}{t} \right] \ln \left[y^*_e / y_e(0) \right] \qquad (11)$$

Por supuesto, la tasa de crecimiento promedio en el ingreso (o producto) per-cápita (**y**) es igual a la tasa de crecimiento del producto por trabajador efectivo más la tasa de crecimiento (exógena) de la tecnología (g). Así,

$$(1/t) \cdot \ln \left[y(t) / y(0) \right] = g + \left[\frac{(1-e^{-\beta t})}{t} \right] \ln \left[y^*_e / y_e(0) \right] \qquad (12)$$

Por lo tanto, la tasa de crecimiento en el modelo de Solow es función de los determinantes del estado estacionario y del nivel inicial de ingreso. Para la estimación de la ecuación anterior es necesario introducir el subíndice i que representa la economía en cuestión (e.g. i=1,..,25 para los departamentos de Colombia). Además, se debe incluir un término aleatorio $\mathbf{u_{it}}$, con media cero, varianza σ_{ut}^2 y distribuido independientemente de $\ln \mathbf{y_i(0)}$, u_{jt} para i diferente de **j**, y de valores rezagados del error. Para hacer más general las estimaciones se define el subíndice t que denota el año final del intervalo y **t-T** que corresponde al año inicial (**T** es el tamaño del intervalo). Así la Ecuación 12 se puede reescribir como,

$$(1/T) \cdot \ln (y_{i,t}/y_{i,t-T}) = g_i + \ln(y^*_{e,i,t}/y_{e,i,t-T}) \cdot (1-e^{-\beta T})/T + u_{it'} \qquad (13)$$

donde, $y_{i,t}$ es el producto per-cápita en el departamento i durante el período t y g_i es la tasa de crecimiento en el estado estacionario que corresponde al progreso tecnológico exógeno y de carácter "labor-augmenting".

Nótese que cuando se supone que el cambio tecnológico es igual en todos los departamentos ($\mathbf{g_i=g}$), al igual que el (log del) producto por trabajador efectivo en el estado estacionario ($\mathbf{y^*_{e,i,t}}$), la ecuación anterior puede escribirse como:

$$(1/T) \cdot \ln (y_{i,t}/y_{i,t-T}) = a - \ln y_{e,i,t-T} \cdot (1-e^{-\beta T})/T + u_{it'} \qquad (14)$$

donde, a es una constante que depende de los parámetros tecnológicos del modelo. Utilizando la Ecuación 7 se tiene que:

$$a = g + \ln y^*_{e,t} \cdot (1-e^{-\beta t})/T$$

$$= g + \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot \frac{(1-e^{-\beta t})}{T} \cdot \ln \frac{s}{n+g+\delta} \qquad (15)$$

Mediante regresiones no-lineales basadas en la Ecuación 14 se obtienen estimadores del coeficiente de convergencia β (es decir, la tasa a la que $\mathbf{y_{e,i,t}}$ se acerca a $\mathbf{y^*_e}$).

Extensiones a una economía abierta

Es claro, que para el caso de una economía abierta se deben introducir en el modelo algunos aspectos que, sin ninguna ambigüedad, aceleran el proceso de convergencia. En particular, el alto grado de movilidad de factores productivos al interior de un país facilita la convergencia en el nivel de ingreso per-cápita. La mayor productividad marginal del capital en las regiones pobres (donde el capital es escaso) atrae el capital de las regiones ricas. Análogamente, el salario es mayor en las regiones con un mayor nivel de capital per-cápita (**k**), de

reduce la velocidad de convergencia, mientras que una mayor tasa de depreciación, δ, la aumenta. A mayor grado de impaciencia (mayor ρ), mayor velocidad de ajuste. Algo similar ocurre con n y g, aunque en estos casos la magnitud del efecto sobre β es menor.

manera que los trabajadores no calificados emigran de las regiones con bajo **k** hacia las regiones con alto **k**. Estas fuerzas reducen la brecha en los niveles de capital per-cápita entre regiones ricas y pobres. No obstante, la convergencia puede desacelerarse si los migrantes son los trabajadores con mayor nivel de capital humano.

Estas extensiones implican que en una economía abierta la tasa de crecimiento depende de la brecha existente entre su ingreso per-cápita y el de otras economías. Es decir, a diferencia del modelo de economía cerrada, además de la diferencia entre el nivel actual del ingreso per-cápita y el que corresponde al estado estacionario, hay otros factores que afectan la tasa de crecimiento.

Dos Conceptos de Convergencia

Hasta ahora hemos hecho referencia a un sólo concepto de convergencia, asociado con el mayor crecimiento relativo de las regiones pobres y representado por el coeficiente β en la ecuación 12. Barro y Sala-i-Martin (1991), introducen un segundo concepto denominado convergencia σ, asociado con la caída a través del tiempo en la dispersión en los ingresos per-cápita en una muestra de corte transversal. En este caso, la convergencia ocurre si la desviación estándar del logaritmo del ingreso per-cápita entre regiones disminuye a lo largo del tiempo[8]. La convergencia tipo β ayuda a la convergencia tipo σ, pero los choques representados por $\mathbf{u}_{it}$ en la ecuación 12 actúan en la dirección contraria. Puesto de una manera más precisa, la convergencia β es una condición necesaria, pero no suficiente, para la convergencia σ[9].

Para una distribución dada de $\mathbf{u}_{it}$, la desviación estándar en el corte transversal del $\log(y_{it})$, llamada σ_t, se aproxima a una constante σ. Choques específicos (agricultura, petróleo, cambios en la situación de orden público, etc.) tienden a aumentar la varianza de (corte transversal) $\mathbf{u}_{it}$ y, por lo tanto, σ_t aumenta con relación a σ. Si la distribución de $\mathbf{u}_{it}$ se mantiene constante, σ_t regresa gradualmente a su valor de largo plazo (σ).

Este trabajo se centra en el análisis de la convergencia *condicional* del tipo β. El término condicional se refiere a que en la estimación se supone que los valores en el estado estacionario de la tasa de crecimiento del producto per-cápita ($\mathbf{g}_i$) y en el nivel del producto por trabajador efectivo ($\mathbf{y}^*_{e,i}$), son comunes para todos los departamentos. Asimismo, como se mencionó atrás, la obtención de estimadores consistentes del coeficiente β exige que $\mathbf{u}_{it}$ tenga una distribución independiente. Sin embargo, muchos choques afectan grupos de departamentos de una manera similar. Por ello, introducimos dummies regionales, así como variables que miden la composición sectorial del producto por departamento. La esperanza es que una vez introducidas estas variables $\mathbf{u}_{it}$ sea independiente de $\mathbf{u}_{jt}$.

III. CONVERGENCIA INTER-DEPARTAMENTAL EN COLOMBIA

La escasa disponibilidad de información regional en el país limita el estudio de la convergencia inter-departamental al período de la posguerra. En efecto, las Cuentas Regionales de Colombia (anuales) están disponibles de una manera sistemática solo desde 1980 (DANE, 1991a,b). Existe, además, información anual para el período 1960-1975 elaborada por Inandes para Fonade y el Departamento Nacional de Planeación (DNP, 1977). Esta fuente contiene datos para los 22 departamentos, Bogotá y los Territorios Nacionales e incluye información parcial para el año de 1950 (cuya

[8] Este concepto de convergencia es utilizado, entre otros, por Easterlin (1960), Barro (1984, Ch.12), Baumol (1986), Dowrick y Nguyen (1989).

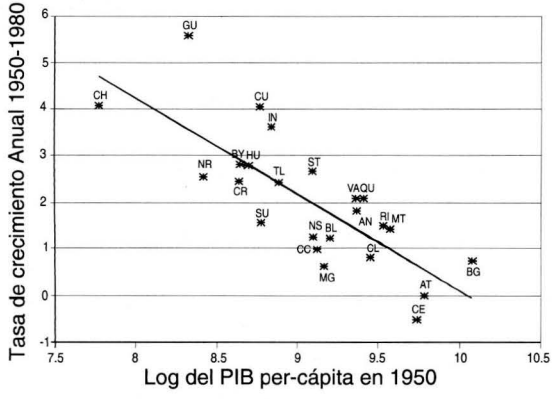
[9] Quah (1990) explica la diferencia entre convergencia β y σ recurriendo a la falacia de Galton: el que la altura de las personas en una familia converja a la media intergeneracional (convergencia β) no implica que la dispersión de la altura entre la población disminuya con el tiempo (convergencia σ).

fuente no se hace explícita)[10]. Los datos sobre población departamental y la composición sectorial del producto (disponibles desde 1960) provienen de las mismas fuentes.

El Gráfico 1 muestra en términos generales el patrón de convergencia entre las 24 entidades territoriales del país. Como se aprecia, existe una correlación negativa entre el logaritmo del PIB regional per-cápita en 1950 y la tasa de crecimiento anual promedio (en la misma variable) durante el período 1950-1989. Los dos departamentos más pobres en 1950 (Chocó y Guajira) tienen las tasas de crecimiento más altas para el período, mientras que las entidades más ricas (Atlántico y Bogotá, entre otros) tienen tasas de crecimiento menores. Es claro, no obstante, que también hay entidades con un producto per-cápita en 1950 bajo (e.g. Sucre) o incluso medio (e.g. Norte de Santander, Bolívar, Cauca, Magdalena), cuyo crecimiento es poco sobresaliente. Asimismo, existen casos para los cuales un alto nivel de ingreso inicial no está, en manera alguna, asociado a un lento crecimiento.

El carácter de la convergencia se hace más explícito cuando se agrupan las 24 entidades territoriales

Gráfico 1. CONVERGENCIA: PIB PER-CAPITA 24 Unidades Territoriales

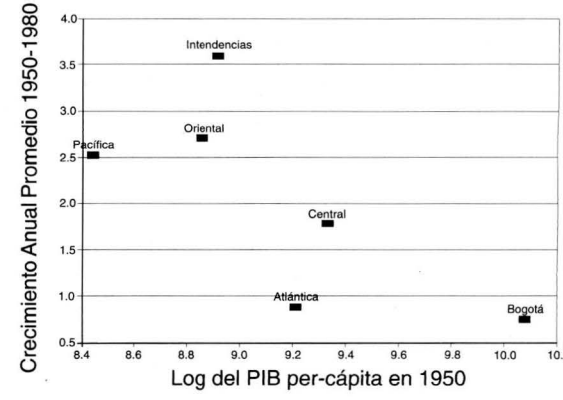


[10] El estudio completo consta de 25 volúmenes, uno para cada entidad territorial y uno metodológico (Véase Inandes (1977)).

del gráfico anterior en 5 regiones. La región Atlántica, reúne a los departamentos de la costa norte con excepción de la Guajira (Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, Magdalena y Sucre). La región Pacífica, reúne a Chocó, Cauca y Nariño. La región Central, reúne a los departamentos localizados entre las cordilleras Occidental y Central (Antioquia, Caldas, Quindío, Risaralda, Tolima y Valle). La región Oriental, abarca los departamentos de Boyacá, Cundinamarca, Huila, Norte de Santander, y Santander. Las Intendencias incluyen los Territorios Nacionales (Arauca, Caquetá, etc.), Meta y Guajira. Se prefirió incluir a la Guajira en esta categoría en virtud de su carácter de zona de frontera económica, cuyo desarrollo se basa primordialmente en la explotación de recursos naturales. Por último, la ciudad de Bogotá no se incluyó en ninguna de las regiones, dado que aproximadamente un 20% del PIB nacional es generado en el Distrito Capital.

Según el Gráfico 2, la convergencia en el país es también un proceso de homogenización inter-regional. En particular, existe una relación casi lineal entre el crecimiento en las regiones Oriental, Central y Bogotá y su nivel de ingreso per-cápita inicial en 1950. Algo excepcional ocurre en las demás regiones, pues crecen a tasas más altas (e.g. Intendencias) o más bajas (e.g. Pacífica y Atlántica) de lo que las fuerzas hacia la convergencia indica-

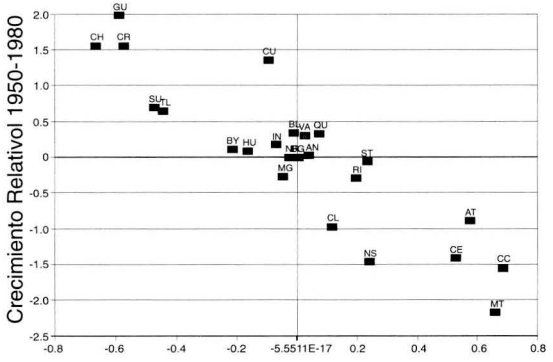
Gráfico 2. CONVERGENCIA REGIONAL PIB Regional Per-Capita



rían. Los aspectos específicos a cada región se retoman más adelante.

El Gráfico 3 muestra el patrón departamental cuando a las tasas de crecimiento y a los niveles iniciales se les substraen los promedios regionales respectivos. Como se observa, la convergencia aparece de nuevo como una hipótesis sólida. Sin embargo, vale la pena resaltar que, con excepción de un puñado de departamentos, la dispersión intra-regional es alta.

Gráfico 3. CONVERGENCIA REGIONAL PIB p.c. Relativo al Promedio Regional



Por su parte, el Cuadro 1 muestra como el proceso de convergencia ha representado una dramática reducción de la brecha entre departamentos ricos y pobres. En efecto, la relación entre el ingreso per-cápita de la entidad territorial más rica y el de la más pobre se redujo de 10.0 en 1950 a 6.1 en 1960, 6.7 en 1970, 4 en 1980 y 3.1 en 1989. Adicionalmente, resulta muy interesante observar que el proceso de convergencia ha tenido un carácter no lineal. Esto es evidente ya que la posición relativa de cada departamento frente al resto del país ha cambiado sustancialmente a través del tiempo. De hecho sólo Chocó ha mantenido su posición inalterada (es siempre el último). Las entidades territoriales más ricas han sido Bogotá (1950-70), Quindío (1980) y Guajira (1989), lo cual es sorprendente toda vez que este último departamento ocupó en 1950 el penúltimo lugar. Por razones similares, asociadas en buena parte al descubrimiento de recursos naturales de importancia, las intendencias han registrado un aumento espectacular en el escalafón de ingresos per-cápita en el país. De ocupar el puesto 16 han ascendido al número 4. Más vertiginosa aún (y mucho menos conocida) es la mejoría en la posición relativa de Cundinamarca, que ascendió gradualmente del lugar 17 en 1950, al 3 en 1989. Por supuesto, existen casos interesantes dónde ocurre exactamente lo contrario. Por ejemplo, el Cesar pasó de ser el tercer departamento más rico del país en 1950 a ser uno de los más pobres en 1989 (puesto número 20). Esto es también cierto para otros departamentos de la Costa Norte: Atlántico pasó (durante el mismo período) del puesto 2 al 12, Bolívar del 10 al 16, Magdalena del 11 al 23 y Sucre del 18 al 25. Esto refuerza nuestro argumento en favor del tratamiento de la Guajira como un departamento atípico desde el punto de vista del comportamiento de la región geográfica a la que pertenece y más afín con las intendencias y comisarías.

Análisis Econométrico

La presente sección reporta los resultados de la estimación de β a partir de la Ecuación 14. Como se mencionó anteriormente, las regresiones parten del supuesto de que los valores de las variables relevantes en el estado-estacionario son idénticos para todos los departamentos. Estos valores se captan a través de la constante en todas las regresiones. El Cuadro 2 reporta los valores estimados de β bajo diferentes especificaciones del modelo. Las regresiones se estiman para el período 1950-1989 como un todo (1960-1989 en algunos casos dada la limitación de información), así como para cada una de las cuatro décadas comprendidas en el intervalo. En el caso básico, β se estima mediante una regresión no lineal de la tasa de crecimiento del PIB per-cápita (en el subperíodo respectivo) frente a una constante menos el logaritmo del nivel de ingreso al comienzo del intervalo. Los resultados indican que para la totalidad de

subperíodos los coeficientes son positivos y significativos. Sin embargo, varían considerablemente e incluso se tornan negativos (aunque de manera no significativa) para dos períodos. En el período

Cuadro 1. PIB PER CAPITA DEPARTAMENTAL 1959-1989 ORDENAMIENTO DE MAYOR A MENOR DESDE 1950

	PIB Per Cápita (pesos de 1975)									
	1950		1960		1970		1980		1989	
	Valor ($)	Posición	Valor ($)	Posición	Valor ($)	Posición	Valor ($)	Posición	Valor ($)	Posición
Bogotá D.C.	23.814.5	1	21.355.8	1	25.062.6	1	30.542.3	2	31.877.7	2
Atlántico	17.775.6	2	14.560.1	5	17.071.0	4	19.600.3	9	17.739.7	12
Cesar	16.981.4	3	14.809.3	3	16.552.1	5	15.343.8	15	13.868.3	20
Meta	14.329.4	4	14.619.9	4	17.543.4	3	22.228.6	6	25.003.9	7
Risaralda	13.779.6	5	10.687.0	11	13.032.3	12	19.736.3	7	24.645.7	9
Caldas	12.717.4	6	11.141.1	9	12.278.0	13	14.301.3	16	17.458.4	14
Quindío	12.190.3	7	10.317.7	13	10.594.9	20	30.952.0	1	27.597.6	5
Antioquia	11.686.8	8	11.493.3	7	14.849.0	7	22.374.9	5	23.627.8	10
Valle	11.617.4	9	14.911.1	2	17.902.8	2	23.573.2	3	26.207.3	6
Bolívar	9.908.0	10	12.525.8	6	13.698.6	10	15.979.1	13	15.963.0	16
Magdalena	9.535.1	11	9.564.0	16	11.511.3	14	11.396.2	22	12.149.8	23
Cauca	9.173.8	12	6.843.6	22	7.208.0	23	12.056.6	21	13.439.3	21
N.Santander	8.953.6	13	10.806.1	10	10.630.2	18	13.568.1	18	14.608.6	17
Santander	8.880.3	14	11.185.3	8	14.483.5	8	19.723.3	8	24.952.1	8
Tolima	7.239.9	15	10.250.1	14	13.150.1	11	16.977.6	11	18.644.0	11
Intendencias	6.929.3	16	6.196.9	23	15.775.0	6	19.504.1	10	30.083.6	4
C/marca	6.408.5	17	10.642.6	12	13.760.5	9	22.939.0	4	31.185.6	3
Sucre	6.251.0	18	8.195.8	20	10.833.3	17	10.535.2	23	11.571.3	25
Huila	5.970.7	19	9.102.6	18	11.042.3	16	16.215.2	12	17.682.4	13
Boyacá	5.686.9	20	9.247.7	17	9.157.6	21	15.594.9	14	17.061.0	15
Córdoba	5.632.6	21	10.135.5	15	10.594.9	19	12.161.8	20	14.546.2	18
Nariño	4.533.3	22	6.980.1	21	7.631.8	22	9.800.5	24	12.152.0	22
Guajira	4.122.6	23	8.808.0	19	11.167.5	15	12.379.2	19	36.330.9	1
Chocó	2.378.6	24	3.494.5	24	3.715.6	24	7.755.9	25	11.659.6	24
Caquetá	N.D		N.D		N.D		13.578.9	17	13.938.8	19
Promedio	9.854.02		10.744.76		12.885.26		17.152.73		20.159.78	
Desviación Estd.	4.889.98		3.536.51		4.225.95		5.928.84		7.239.67	
Promedio/ Desviación Estd.	2.0151		3.0382		3.0491		2.8931		2.7846	
Mayor Ingreso/ Menor Ingreso	10.0121		6.1112		6.7452		3.9908		3.1397	

Fuente: Ver texto.

Cuadro 2. REGRESION PARA EL PIB PER CAPITA DEPARTAMENTAL DE COLOMBIA 1950-1989

Período	Ecuación básica β (t) signf.	R2 [*]	Con Dummies regionales β (t) signf.	R2 [*]	Con Dummies regionales y variable sectorial β (t) signf.	R2 [*]	Ecuación con Dummies regionales, variable sectorial y migración β (t) signf.	M (t)	R2 [*]
1950-1960	0.057	0.57	0.079	0.71	...	...	...	...	...
	(4.03)	(0.019)	(4.45)	(0.017)					
	99.80%		100.00%						
1960-1970	0.0084	0.02	0.022	0.43	0.036	0.50	0.019	0.0026	0.6
	(0.71)	(0.018)	(1.45)	(0.015)	(1.88)	(0.014)	(2.86)	(2.11)	(0.013)
	4.00%		67.80%		84.80%		97.80%	90.00%	
1970-1980	0.0344	0.18	0.0367	0.53	0.043	0.53	0.0436	-0.002	0.54
	(1.89)	(0.02)	(1.60)	(0.019)	(1.47)	(0.019)	(1.46)	(-0.61)	(0.019)
	85.60%		74.80%		68.60%		67.60%	0.00%	
1980-1989	0.0249	0.09	0.018	0.43	0.018	0.64	0.0387	0.005	0.71
	(1.31)	(0.02)	(1.91)	(0.02)	(0.97)	(0.017)	(1.65)	(2.02)	(0.16)
	59.80%		86.00%		32.00%		76.60%	88.40%	
1950-1989	0.0422	0.60	0.052	0.71	...	...	...	...	...
	(2.27)	(0.009)	(2.76)	(0.005)					
	93.40%		97.60%						
1960-1989	0.0324	0.31	0.041	0.77	0.0497	0.79	0.0484	-0.00008	0.80
	(1.87)	(0.011)	(2.19)	(0.007)	(2.052)	(0.007)	(1.59)	(-0.07)	(0.007)
	85.20%		91.80%		89.00%		74.20%	0.00%	
PANEL	0.0254	...	0.0278	...	0.02795	...	0.0354	...	...
	(4.17)		(3.01)		(2.80)		(3.2)		
	100.00%		98.60%		97.60%		99.00%		

Fuente: Cálculos propios. Las regresiones utilizan Mínimos Cuadrados no lineales para estimar ecuaciones de la siguiente forma:

$(1/T)*\log(y_{it}/y_{it-T}) = a - [\log(y_{it-T})](1-\exp(-BT))(1/T)$ + otras variables, en donde y_{it} es el PIB per cápita del departamento i al final del intervalo; y_{it-T} es el PIB per cápita del departamento i al comienzo del intervalo. Otras variables incluyen las dummies regionales, la variable sectorial y la migración.

M: Coeficiente de la variable Migración.

El panel combina los cuatro períodos anteriores:1950-60. 1960-70.1970-80.1980-89 e impone como resticción un β igual para todas las ecuaciones. A partir de la tercera columna se estima con tres períodos. El β restringido se obtiene utilizando un SUR iterativo.

* Errores estandard de la regresión

completo 1950-1989, la tasa de convergencia estimada es de 4.22% anual, más del doble de lo que ha sido estimado para los Estados Unidos, Europa y Japón. La convergencia fue particularmente rápi-

da (5.7%) durante los años cincuenta, de manera que cuando se mira exclusivamente el período 1960-1989 (cuya información es más confiable), la velocidad de convergencia cae a 3.2%. Cuando se estiman simultáneamente las regresiones (aparentemente no relacionadas) para cada una de las cuatro décadas, y se impone como restricción un β idéntico, los resultados indican una tasa de convergencia de 2.5%.

La segunda ecuación en el Cuadro 2 introduce las dummies regionales. No obstante, para no reducir excesivamente el número de grados de libertad, se unificaron las regiones Central, Oriental y Bogotá en una sola variable denominada región Andina. Estas variables sirven para captar diferencias en los valores en el estado estacionario de g_i y de $y^*_{e,i}$, además de recoger los efectos fijos regionales en el término aleatorio u_{it}. En general, la inclusión de las dummies regionales tiende a incrementar el coeficiente de convergencia (en todas las décadas con excepción de los ochenta), así como su significancia estadística. Para el período 1950-1989, como un todo, el coeficiente β estimado aumenta a 5.2%. Este coeficiente refleja la convergencia dentro de las regiones, mientras que el estimado mediante la ecuación básica combina convergencia entre regiones y convergencia dentro de las regiones. Como los coeficientes no cambian ostensiblemente es probable que los dos tipos de convergencia sean de una magnitud similar, aunque la de carácter intra-regional es probablemente mayor.

La tercera ecuación en el Cuadro 2 añade una nueva variable que recoge los efectos de choques sectoriales a nivel nacional. Esta variable, denominada $S_{i,t}$, hace relación a la estructura sectorial del producto departamental. Para su cálculo se dividió el PIB de cada departamento en 12 sectores (agropecuario, silvicultura, pesca y caza; minería; industria manufacturera; electricidad, gas y agua; construcción y obras públicas; comercio; transporte y almacenamiento; comunicaciones; banca, seguros y servicios a empresas; alquileres de vivienda; servicios personales[11]; y servicios del gobierno) y se obtuvo la participación de cada sector en el producto total del departamento al inicio de cada subperíodo. Luego, se calcularon las tasas promedio anuales de crecimiento de cada sector a nivel nacional para cada subperíodo. Finalmente, se construyó (para cada departamento) un índice que pondera las tasas de crecimiento a nivel nacional de acuerdo con la participación de cada sector al inicio del subperíodo en ese departamento. Matemáticamente, la fórmula utilizada fue:

$$S_{i,t} = \sum_{j=1}^{12} w_{i,j,t-T} * \log(Y_{j,t}/Y_{j,t-T}) * (1/T) \qquad (16)$$

donde, $w_{i,j,t-T}$ es la participación del sector j en el PIB del departamento i al inicio del subperíodo; $Y_{j,t}$ es el promedio nacional del PIB per cápita del sector j en el año t; y T es la longitud del subperíodo bajo análisis.

Independientemente del cambio en las participaciones sectoriales en un departamento a lo largo del subperíodo, la variable $S_{i,t}$ expresa la tasa de crecimiento del PIB del departamento i entre los años t-T y t, si cada uno de sus sectores hubiera crecido a la tasa promedio nacional para ese sector. Esta variable tiene la ventaja de reflejar los choques que sufren los diferentes sectores a nivel nacional, de tal forma que interactúan con la concentración sectorial de la producción de un departamento determinado.

La variable $S_{i,t}$ fue calculada a partir de 1960 debido a que no se dispone de información acerca de la composición sectorial del producto departamental para 1950. Las fuentes utilizadas fueron las cuentas regionales del DNP (1977), para el período comprendido entre los años 1960 y 1975, y las cuentas regionales del DANE para el período 1980-1989.

[11] A partir de 1980, los servicios clasificados como domésticos fueron imputados al rubro de servicios personales.

Los resultados en la tercera columna del Cuadro 2, indican que la inclusión de la variable S_{it} nuevamente aumenta la tasa de convergencia durante todos los períodos (aunque pierden significancia estadística). Esto indica que cuando se aíslan los efectos sectoriales, se intensifica el proceso de convergencia (i.e. los choques sectoriales son adversos para la convergencia). En particular, el coeficiente estimado para el período 1960-1989 asciende a 4.97%, mientras que en la regresión que combina las cuatro décadas se obtiene un coeficiente de convergencia de 2.8%. Una extensión interesante reproduciría estas regresiones para los promedios regionales (para medir el grado de convergencia inter-regional). Sin embargo, la escasez de información restringe sustancialmente los grados de libertad (quizás sólo sería posible estimar un modelo SUR con 6 sub-períodos y 6 regiones, es decir 36 observaciones)[12].

Convergencia σ

El Gráfico 4 muestra la desviación estándar del producto departamental per-cápita, año a año, durante el período 1950-1989. Como se observa allí, la dispersión en el producto per-cápita disminuyó sustancialmente entre 1950 y 1960. La magnitud de este cambio resulta, sin embargo, exagerada con relación a la evolución posterior en el grado de convergencia σ. Este resultado refuerza nuestras dudas acerca de la calidad de la información para 1950. Durante los años sesenta, la dispersión departamental parece mantenerse estable, con excepción de un aumento súbito en 1965. Después de 1972, cuando también aumentó la desviación estándar en el producto regional, se restablece una tendencia claramente negativa que dura hasta el año de 1983. Durante los años ochenta se ha presentado un aumento en el grado de dispersión regional que ha revertido por completo la mejoría de los años 70. En cualquier caso, la tendencia histórica apunta hacia una disminución en la dispersión regional en el país. Esto aparece con claridad en el Gráfico 5 que toma los datos quinquenales para el período 1950-1989.

Por último, el Gráfico 6 muestra la dispersión en el PIB per-cápita intra-regional. Como se observa, la

Gráfico 4. DISPERSION PIB PER-CAPITA 1950-1989 (Anual)

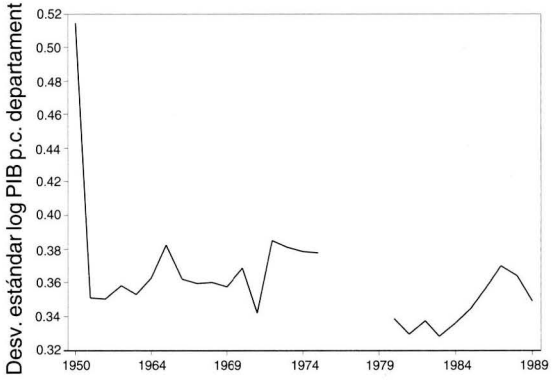
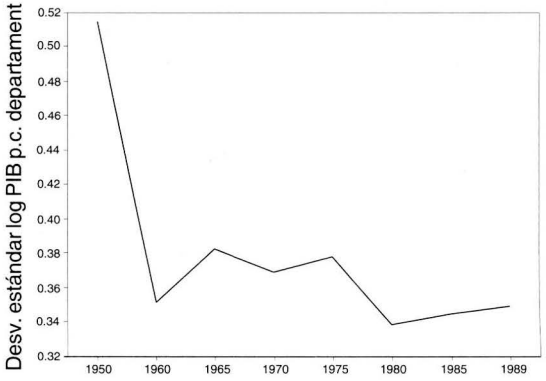


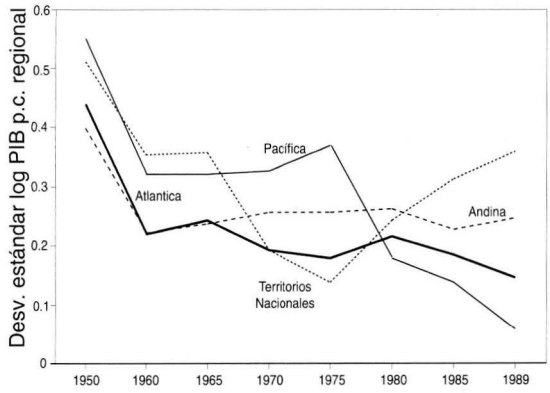
Gráfico 5. DISPERSION PIB PER-CAPITA 1950-1989 (Quinquenal)



[12] Estos resultados son sensibles a la especificación de las variables regionales. En particular, nótese lo que ocurre con el coeficiente β (y su significancia estadística) durante el período 1960-1989 bajo diferentes combinaciones:

	Eq.1	Eq.2	Eq.3	Eq.4
Guajira en T.T.N.N.	3.24	4.1	4.97	4.84
Valle en Z. Andina	(1.87)	(2.19)	(2.05)	(1.59)
Guajira en Z. Altánt.	3.24	3.72	4.72	4.1
Valle en Z. Pacífica	(1.87)	(1.82)	(1.64)	(1.38)
Guajira en Z. Atlánt.	3.24	6.07	7.92	10.99
Valle en Z. Andina	(1.87)	(1.32)	(0.98)	(0.49)

Gráfico 6. DISPERSION INTRAREGIONAL PIB p.c. 1950-1989



región Andina ha mantenido un nivel de dispersión (entre 20% y 30%) relativamente estable a lo largo del período 1960-1989. Igual cosa ocurre con la región Atlántica, cuya dispersión es aún menor. Esto implica que al interior de estas regiones no parece haber tenido lugar un proceso de convergencia tipo σ. La homogeneización de la región Pacífica ha sido creciente, contrario a lo que ocurre con los territorios nacionales a partir de 1975.

IV. DETERMINANTES DE LAS MIGRACIONES INTERDEPARTAMENTALES

Esta sección analiza los movimientos migratorios interdepartamentales de personas en Colombia. El propósito es ilustrar las principales tendencias, encontrar sus determinantes y relacionarlas con la magnitud de la convergencia reportada en la sección anterior. Como primera medida se hacen explícitas las fuentes y metodología utilizadas en la construcción de la tasa de inmigración neta (la variable sobre la cual se centra el análisis).

A pesar de que mucho se ha escrito sobre los flujos migratorios internos son muy pocos los datos existentes para su cálculo. Es imposible obtener una serie anualizada de las migraciones netas interdepartamentales para Colombia en las últimas cuatro décadas, ya que la única fuente de información disponible son los censos de población (1951, 1964, 1973 y 1985). Además, para 1985 no se dispone de la misma información que se tiene para los años anteriores, sólo siendo posible calcular los flujos inmigratorios, más no los emigratorios en el período intercensal. Sin embargo, Flórez et al. (1988) ha estimado el número de inmigrantes netos y la tasa de inmigración neta de los datos provenientes del censo de 1985 para el período 1980-1985[13]. Dado que la variable que nos interesa utilizar para medir los flujos migratorios es la tasa neta de inmigración, los cálculos y resultados que se presentan a continuación se refieren exclusivamente a los flujos en los períodos intercensales 1951-1964 y 1964-1973 y el período 1980-1985.

La información que arrojan los resultados de cada censo mide en un momento del tiempo la población por departamento discriminada entre aquella que ha nacido en el mismo departamento y aquella cuyo lugar de nacimiento es diferente del lugar de residencia. Reuniendo esta información es posible estimar el stock de inmigrantes y emigrantes de un determinado departamento en un momento dado en el tiempo. Si se toman estas mediciones puntuales y se encuentran los flujos correspondientes utilizando las diferencias entre un censo y otro, es posible calcular el promedio anual de la tasa neta de inmigración, de acuerdo a la siguiente fórmula:

$$m_{i,t,t-T} = \frac{1}{T}\left[\frac{(I_{i,t}-I_{i,t-T}) - (E_{i,t}-E_{i,t-T})}{Pob_{i,t-T}}\right] = i_{i,t,t-T} - e_{i,t,t-T} \qquad (17)$$

[13] Este estudio también tiene cálculos de la tasa de inmigración neta medida a través de los métodos de relaciones de sobrevivencia y de análisis de los componentes del cambio de la población. Sin embargo, aquí se utilizan los datos provenientes de la información de migraciones internas del censo de 1985, que de manera agregada muestra un comportamiento consistente con los movimientos migratorios en el período 1951-1973 y que de acuerdo al análisis de los errores de muestreo del mismo estudio, revelan un alto grado de confiabilidad (márgenes de error no superiores a un 5%).

donde,

i= departamento.

t= tiempo (1951, 1964, 1973 y 1985).

T= longitud del período bajo análisis.

$i_{i,t,t-T}$= tasa de inmigración del departamento i en el período comprendido entre los años t-T y t.

$e_{i,t,t-T}$= tasa de emigración del departamento i en el período comprendido entre los años t-T y t.

$m_{i,t,t-T}$= tasa de inmigración neta del departamento i en el período comprendido entre los años t-T y t.

$I_{i,t}$= stock de inmigrantes en el departamento i en el momento t.

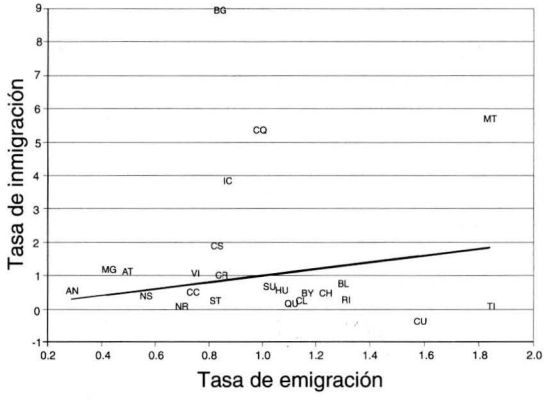
$E_{i,t}$= stock de emigrantes en el departamento i en el momento t.

$Pob_{i,t-T}$= Población del departamento i al inicio del período.

Las tasas de inmigración netas fueron calculadas para cada uno de los departamentos existentes en cada uno de los cuatro censos mencionados. Para los departamentos que no existían en los censos de 1951 ó 1964 (Quindío, Risaralda, Cesar, Sucre y Córdoba) se supuso coeficientes de inmigración y emigración ($I_{i,t}/Pob_{i,t}$ y $E_{i,t}/Pob_{i,t}$, respectivamente) iguales a los del departamento del cual hacían parte en dicho censo y se calculó, a partir de dichos coeficientes y los estimativos de población por departamento de las Cuentas Regionales del DNP (1977), el stock de inmigrantes y emigrantes. En el caso de las intendencias y comisarías[14] se dispone de información desagregada, aunque sólo para los datos de inmigrantes. El cálculo de los datos de emigrantes supone que los coeficientes de emigración para cada censo eran iguales para todas las intendencias y comisarías, y a partir de los estimativos de población del DNP (1977) se calcularon los stocks. Para el período 1980-1985, el cálculo partió de los datos de promedio anual de inmigrantes netos calculados por Flórez et al. (1988) y se estimó la tasa de inmigración neta con relación a la población departamental respectiva en 1980[15].

Las tasas de inmigración-emigración para los períodos intercensales 1951-1964 y 1964-1973 se observan en las Gráficas 7 y 8[16]. Para el período 1951-1964 se excluye a la Guajira, cuyas tasas de inmigración y (particularmente) emigración son tan altas que distorsionan la gráfica (6.5% y 13%, respectivamente). En la gráfica se observa que el grueso de la inmigración interdepartamental en Colombia durante los años cincuenta tuvo como destino la ciudad de Bogotá y las intendencias y comisarías (incluyendo a los departamentos de Meta y Caquetá). Aunque en menor proporción, Cesar, Atlántico y Magdalena también fueron receptores de población migrante. Entre los expulsores de importancia figuran, entre otros, la Guajira, Tolima y Cundinamarca. Bolívar, (viejo) Caldas,

Gráfico 7. INMIGRACION-EMIGRACION 1951-1964 (Sin Guajira)

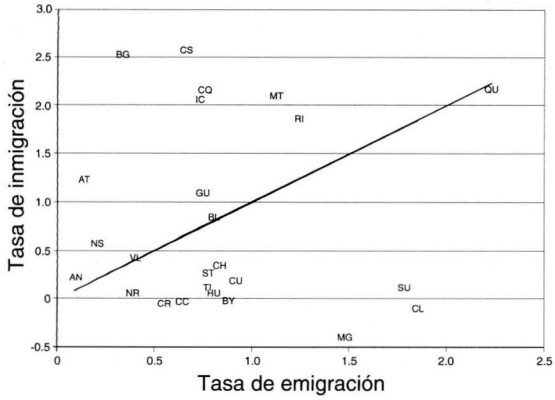


[14] Algunos departamentos, como Guajira y Meta, fueron anteriormente intendencias o comisarías.

[15] El estudio de Flórez et al. (1988) estima la tasa de inmigración neta con relación al medio de la suma de la población residente en 1980 y 1985.

[16] Como ya se mencionó, para el período 1980-1985 no se dispone de la información desagregada entre inmigrantes y emigrantes.

Gráfico 8. INMIGRACION-EMIGRACION 1964-1973



Chocó, Boyacá, Huila, Sucre y los Santanderes también figuran entre los departamentos cuya población decreció a causa de los movimientos migratorios. El patrón durante el período 1964-1973 es similar aunque la magnitud de la inmigración neta a los departamentos receptores es sustancialmente menor. Además de Bogotá y las intendencias y comisarías, los departamentos de Cesar, Atlántico y Risaralda se convirtieron en receptores de importancia. La Guajira pasó de ser un expulsor a recibir trabajadores de otras zonas del país. Caldas, Sucre, Magdalena reportaron las mayores tasas de emigración neta. Para resumir, el Gráfico 9A muestra la persistencia en las tasas netas de inmigración. La línea sólida describe la correlación parcial entre las tasas en los dos sub-períodos e indica que, en términos generales, los departamentos receptores (expulsores) en los cincuenta también lo fueron en los sesenta. Los mismo ocurre en la década del ochenta, como se ve en el Gráfico 9B, reafirmándose la persistencia de los movimientos migratorios interdeparatamentales en las últimas cuatro décadas.

Variables explicativas

A partir del trabajo de Barro y Sala-i-Martin (1991) la tasa de inmigración neta en el departamento i entre los años t-T y t puede ser explicada por una función del siguiente tipo:

Gráfico 9A. PERSISTENCIA MIGRACIONES 1951-1973

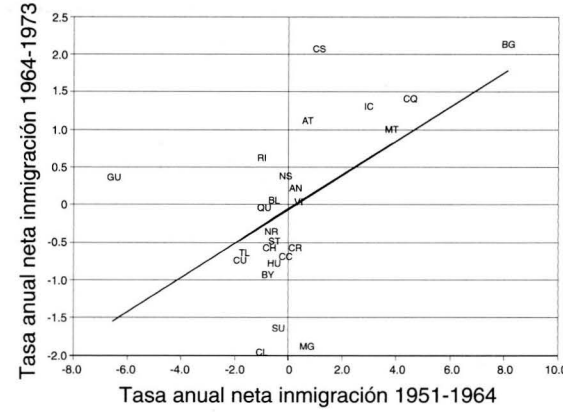
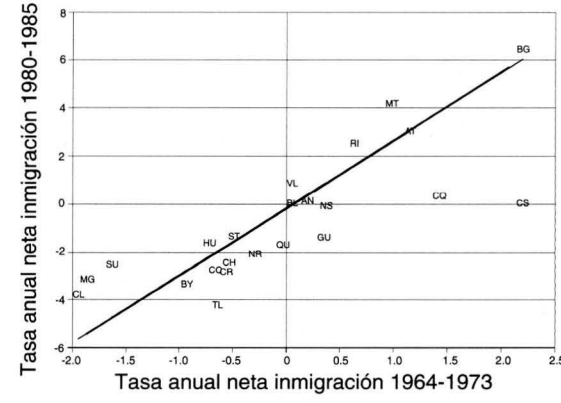


Gráfico 9B. PERSISTENCIA MIGRACIONES 1964-1985



$$m_{i,t,t-T} = f\ (Y_{i,t-T'}, \pi_{i,t-T'}, \theta_{i,t-T'}, \delta_t) \qquad (18)$$

donde,

$Y_{i,t-T}$= Ingreso per-cápita en el departamento i al inicio del período.

$\pi_{i,t-T}$= Densidad de la población en el departamento i al inicio del período, entendida como la relación de la población del departamento al área total (tierra y agua)[17].

[17] La densidad de la población se calculó a partir de los datos de superficie en kilómetros cuadrados y población departamental presentados en los censos de población.

$\theta_{i,t-T}$= características exógenas del departamento que por lo general no cambian con el tiempo, tales como el clima y su geografía. Otras variables como un índice de violencia, la inestabilidad política o la participación de la producción agrícola en el producto, no son exógenas en el mismo sentido que las dos anteriores, aunque se consideran dentro de este grupo de variables.

δ_t= Conjunto de variables que dependen de t pero no de i, tales como el cambio tecnológico y otras variables que influyen en el nivel nacional promedio del ingreso per-cápita o de las densidades de población, el clima y las demás características exógenas de un departamento.

En principio, si migrar no tuviera costos, los mayores salarios ofrecidos en las regiones más ricas serían una razón suficiente para motivar a una persona a migrar. De esta forma la convergencia en el crecimiento del PIB per-cápita departamental sería instantánea. Sin embargo, existen muchas variables que hacen que los diferenciales salariales no sean el único incentivo para que una persona migre. La decisión de migrar involucra costos de transporte, costos de asimilación de los nuevos trabajos, costos de dejar el lugar de origen y los parientes, y costos de acuerdo a la edad, estado civil y profesión del migrante.

Además, existen otros motivos que pueden hacer que las personas no migren hacia las zonas más ricas o atractivas. Es el caso de los costos de la vivienda en lugares densamente poblados. Una alta densidad puede implicar mayores costos de la vivienda y la tierra que contrarrestan los mayores salarios ofrecidos. Sin embargo, la teoría de la localización ha enfatizado, de tiempo atrás, las ventajas asociadas a la concentración espacial de la actividad económica que pueden contrarrestar los mayores costos habitacionales. Igualmente, cada departamento posee ciertas características exógenas que afectan el bienestar y la producción, tales como el clima, la disponibilidad de recursos naturales, las políticas gubernamentales, la tasa de criminalidad y la inestabilidad política.

Siempre que los diferenciales salariales sean compensados por diferencias en el precio de la tierra o de la vivienda u otras características exógenas del departamento, no existirá incentivo para migrar. De manera sencilla, si se tiene en cuenta que los niveles de salarios y de densidad de la población en el estado estacionario están determinados conjuntamente con los precios de la tierra por las características exógenas de cada departamento, una persona tendrá un mayor incentivo a migrar en la medida que mayor sea la diferencia entre el nivel de salario ofrecido y el nivel de salario de equilibrio en el estado estacionario ($w_i > w^*_i$). De igual forma, entre menor sea la densidad del departamento i con respecto a su nivel en el estado estacionario ($\pi_i < \pi^*_i$), mayores serán los incentivos para migrar. En el caso de departamentos con una alta disponibilidad de capital físico es de esperarse que los diferenciales de salarios y de densidad con respecto a su nivel de equilibrio sea positiva, dándose incentivos contradictorios para el migrante. Sin embargo, como afirman Barro y Sala-i-Martin (1991), entre mayor sea la brecha entre la densidad existente en un departamento y su nivel de equilibrio, menor será la expectativa de que los diferenciales salariales positivos persistan, llevando a menores incentivos para migrar.

Es así como el ingreso per-cápita inicial de un departamento (si se toma como una *proxy* de los salarios) muestra una efecto parcial positivo sobre los flujos migratorios, mientras que la densidad de la población tiene el efecto contrario. En cuanto a las variables que captan características exógenas de los departamentos, su efecto sobre los flujos migratorios dependerá de la definición de la variable y si esta genera una externalidad positiva o negativa para el departamento.

Para intentar medir los índices de violencia existentes en los departamentos se utilizaron dos tipos de

variables: la tasa de criminalidad (CRIM[t]=número de delitos cometidos por cada 10,000 habitantes en el año t) y las tasa de homicidios por departamento (ASS[t]=número de homicidios por cada 10,000 habitantes en el año t). Para los datos posteriores a 1960, se utilizaron los informes de Criminalidad de la Policía Nacional. La tasa de homicidios departamental para la década del cincuenta fue calculada a partir de los datos de número de muertes que tuvieron como causa el homicidio, contenidos en los Anuarios Generales de Estadística de la Contraloría[18/19]. Se esperaría que entre mayor sea la tasa de criminalidad u homicidios en un departamento, menor serán los incentivos para migrar hacia dicho lugar, por lo cual el efecto parcial de ambas variables es negativo[20]. Igual sucede con la variable que intenta medir la inestabilidad política en el departamento, definida como el número de cambios en el gobierno departamental en un período determinado (GOB[i,t-T,t]=número de gobernadores en el departamento i entre los años t-T y t). Los datos fueron calculados a partir de los listados de gobernadores, desde 1948, suministrados por el Ministerio de Gobierno. Entre mayor número de gobernadores en el período, mayor inestabilidad política y, por lo tanto, menores incentivos para migrar hacia dicho departamento.

La tasa de hurtos por departamento[21] (HU[i,t]= número de delitos de hurto en el departamento i y en el año t por cada 10,000 habitantes)[22], por su lado, intenta medir el grado de afincamiento de los derechos de propiedad en el departamento y su efecto parcial sobre las migraciones sigue el mismo comportamiento que las variables anteriores.

En las regresiones también se incluyeron variables como la participación agrícola del producto del departamento i en el año t (AG[i,t]= PIB Agrícola [i,t]/PIB [i,t]), para intentar medir si los departamentos principalmente agrícolas fueron básicamente expulsores de personas y si las migraciones se dieron fundamentalmente entre el campo y la ciudad; la participación de la población de la capital departamental sobre la población del departamento (CAP[i,t]), calculada a partir de los datos censales, para intentar captar si las capitales y no los departamentos, son las principales fuentes de atracción de migraciones; la variable de estructura sectorial definida en la sección anterior ($S_{i,t}$)[23], para captar posibles relaciones entre las migraciones y la composición del producto departamental; y las variables dummies regionales para la costa Atlántica, Pacífica, la región Andina, los Territorios Nacionales, Bogotá y Guajira (DATL, DPAC, DAND, DINT[24], DBOG y DGUA) para controlar los efectos de las demás variables por las características propias de cada región.

Resultados Econométricos

El Cuadro 3 muestra los resultados de la estimación de la Ecuación 19 donde la variable dependiente es la tasa neta de inmigración a lo largo del período 1951-1973. En su forma funcional la

[18] Lo mismo se puede hacer para la tasa de criminalidad con las estadísticas judiciales que contienen estos anuarios.

[19] Las tasas de criminalidad, homicidios y hurtos, para los departamentos no existentes en la década del cincuenta y gran parte de la década del sesenta (Quindío, Risaralda, Sucre y Cesar) y para los departamentos que eran anteriormente intendencias o comisarías (Meta, Guajira y Caquetá), corresponden al dato del departamento al cual pertenecían o por el agregado para las intendencias y comisarías, respectivamente.

[20] Además de las tasas puntuales de criminalidad y homicidios en un año determinado, también se utilizaron como variables explicativas las tasas de crecimiento de la criminalidad en el período bajo análisis (CRIM[i,t-T,t]=CRIM[t]/CRIM[t-T]-1).

[21] Los datos fueron obtenidos de los informes de Criminalidad de la Policía Nacional.

[22]. Desafortunadamente, en los Informes de la Policía Nacional no se dispone de los datos de hurtos a partir de 1950. Sólo se disponen de series quinquenales a partir de 1960. Sin embargo, podría construirse una serie alternativa con las estadísticas de justicia contenidas en los Anuarios Generales de Estadística y en los boletines del DANE.

[23] Los datos de las variables AG[i,t] y $S_{i,t}$ sólo se disponen desde 1960 y fueron calculados a partir de los datos de las cuentas regionales del DNP(1977) entre 1960 y 1975 y de las cuentas regionales del DANE entre 1980 y 1989.

[24] Incluye los Territorios Nacionales, Meta y Caquetá.

Cuadro 3. VARIABLE DEPENDIENTE: TASA ANUAL PROMEDIO DE INMIGRACION NETA EN EL PERIODO 1951-1973.
Media variable dependiente=0.20800

Variables explicativas	Reg.#1	Reg.#2	Reg.#3	Reg.#4	Reg.#5
OBSERV.	24	24	24	24	24
R2	0.8176	0.8644	0.8645	0.8989	0.9043
E.S.R.	1.22	1.05	1.08	0.69	0.69
C	-4.8950	-8.7634	-9.0880	-11.9232	-12.1776
	-0.70	-1.61	-1.42	-3.86	-3.93
Y50	1.1212	1.4719	1.5034	1.3309	1.3812
	1.67	2.83	2.45	3.77	3.87
DEN51	-0.0050		-0.0012	-0.0187	-0.0169
	-0.40		-0.10	-2.84	-2.46
$(DEN51)^2$	0.00004	0.00003	0.00004	0.00008	0.00008
	1.43	4.26	1.36	5.30	4.81
ASS50		-0.3022	-0.3004		-0.0748
		-2.54	-2.43		-1.00
GOB5074	-0.2643	-0.1923	-0.1892		
	-2.59	-2.18	-1.98		
DINT	3.5814	4.7059	4.6613	2.7820	3.0728
	3.57	5.40	4.69	4.94	4.85

Variables:
R2= R cuadrado.
E.S.R.= Error Estándar de la Regresión.
C=constante; Y50=logaritmo del PIB per cápita en 1950;
DEN51= densidad de la población en 1951;
ASS50= número de homicidios por cada 10.000 habitantes en 1950;
GOB5074= número de gobernadores entre 1950 y 1974.
DINT= dummy para los Territorios Nacionales. Meta y Caquetá.

Ecuación se expresa linealmente de la siguiente manera:

$$m_{i,\,t\text{-}T,\,t} = a + b \cdot \log(Y_{i,\,t\text{-}T}) + c \cdot \pi_{i,\,t\text{-}T} + d \cdot (\pi_{i,\,t\text{-}T})^2 + e \cdot \theta_{i,\,t\text{-}T} + \mu_{i,\,t} \qquad (19)$$

donde, $u_{i,t}$ es el término de error, b se presume positivo y el efecto marginal de $\pi_{i,t\text{-}T}$ sobre $m_{i,t}$ es negativo si c + 2d es negativo.

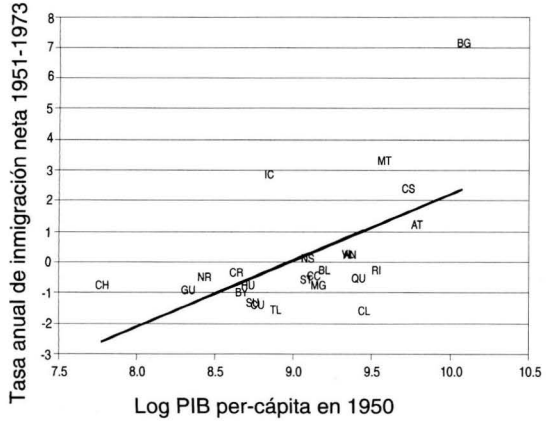
Con relación al término $\theta_{i,t\text{-}T}$ se ignora la temperatura departamental promedio [variable preferida por Barro y Sala-i-Martin (1991)] y se utilizan las variables de $AG_{i,t\text{-}T}$, $S_{i,t\text{-}T}$ y las dummies regionales. También se incluyen los índices de violencia, la

inestabilidad política y la participación de la población de las capitales sobre la población total del departamento.

Como se aprecia en el Cuadro 3, las variables mencionadas resultan significativas y con los signos esperados. Más aún, las regresiones como un todo tienen un alto poder explicativo: más del 81% en la varianza de la tasa neta de inmigración se puede explicar a partir de las variables escogidas. El coeficiente correspondiente al log $Y_{i,t-T}$ indica que, todo lo demás constante, un aumento de un punto en el logaritmo del ingreso per-cápita al inicio del período (equivalente a un aumento del 171% en el ingreso per-cápita departamental medido en pesos constantes) está asociado con un aumento entre 1.12 y 1.50 puntos porcentuales en la tasa neta de inmigración. El Gráfico 10 reitera la fuerte correlación (parcial) positiva entre ambas variables.

Con relación a la densidad de la población, $\pi_{i,t-T}$, el coeficiente es significativamente negativo (entre -0.017 y -0.019), y varias veces menor que el correspondiente $\pi_{i,t-T}^2$ (cuyo valor es positivo y significativo, 0.00003-0.00008). Sin embargo, cuando se introduce la variable de inestabilidad política el coeficiente y la significancia de $\pi_{i,t-T}$ y $\pi_{i,t-T}^2$ disminuyen considerablemente, mostrando una alta correlación entre ambas variables[25]. Esto indica (sin incluir la variable de inestabilidad política) que el efecto marginal de la densidad de la población sobre la tasa de inmigración neta es negativo (aunque pequeño). Por su parte, la dummy regional para las Intendencias y Comisarías (DINT: Meta, Caquetá y las Intendencias y Comisarías existentes hasta 1991) da altamente significativa y positiva (entre 2.9 y 4.7). En consecuencia, por razones diferentes a las variables que se han introducido en la regresión, la tasa de inmigración neta en la región de Intendencias y Comisarías (o de "frontera agrícola") es entre 2.7 y 4.7 puntos superior a la tasa promedio nacional.

Gráfico 10. MIGRACION-PIB PER-CAPITA 1951-1973



Por último, las variables de inestabilidad política y violencia resultan con coeficientes significativamente negativos. Un aumento unitario en el número de homicidios por cada 10,000 habitantes reduce en 0.3 puntos la tasa neta de inmigración por año. De igual forma, un cambio adicional de gobierno departamental disminuye en 0.19 puntos porcentuales la tasa neta de inmigración por año[26].

La Ecuación 19 también fue estimada para cada período individualmente. El Cuadro 4 muestra los resultados cuando la variable dependiente es la tasa neta de inmigración durante el período 1951-1964. Como se observa las variables escogidas resultan significativas, con los signos esperados y, en conjunto, tienen un alto poder explicativo de la varianza de la variable dependiente (96% en las regresiones 7 y 8). La variable de log $Y_{i,50}$ resulta positiva y altamente significativa. Además, los coeficientes son relativamente estables entre las diferentes especificaciones escogidas (la semi-elasticidad se ubica en el rango 1.2-2.4). Por su parte, la densidad muestra efectos significativamente nega-

[25] Esto indica que la variable de inestabilidad política capta parte de los efectos de la variable densidad. La correlación entre ambas variables es negativa. Los departamentos más densos son menos inestables políticamente.

[26] El coeficiente es menor (-0.26) si no se incluye la tasa de homicidios.

Cuadro 4. VARIABLE DEPENDIENTE: TASA ANUAL PROMEDIO DE INMIGRACION NETA EN EL PERIODO 1951-1964
Media variable dependiente=0.037511

Variable Explicativas	Reg.#1	Reg.#2	Reg.#3	Reg.#4	Reg.#5	Reg.#6	Reg.#7	Reg.#8
OBSERV.	24	24	24	24	24	24	24	24
R2	0.6402	0.7490	0.7826	0.7936	0.8333	0.8509	0.9616	0.9646
E.S.R.	1.6205	1.3868	1.29	1.29	1.16	1.13	0.56	0.55
C	-20.9051	-16.0460	-8.0110	-10.9573	-17.3372	-13.8083	-9.8300	-10.5705
	-2.98	-2.57	-1.43	-1.72	-3.31	-2.43	-3.81	-4.03
Y50	2.3737	1.7550	1.2426	1.5679	2.0103	1.8520	1.1180	1.2214
	2.99	2.46	2.13	2.33	3.34	3.10	3.82	4.04
DEN51	-0.0334	-0.0170		-0.0124	-0.0084	-0.0061	-0.0245	-0.0220
	-2.35	-1.34		-0.97	-0.72	-0.53	-4.56	-3.82
$(DEN51)^2$	0.00011	0.00008	0.00003	0.00006	0.00006	0.00005	0.00010	0.00009
	3.37	2.71	3.32	2.03	2.26	1.83	8.12	7.07
GOB5064			-0.3340	-0.3012		-0.1984		
			-2.28	-1.95		-1.41		
DINT		3.2700	3.6388	3.2323	4.7467	4.5196	2.9205	3.2719
		2.88	3.74	3.05	4.44	4.29	6.38	6.05
ASS50					-0.3795	0.3276		-0.0837
					-3.01	-2.55		-1.19
DGUA							-6.0381	-5.5950
							-9.98	-7.94

Variables:
R2= R cuadrado.
E.S.R.= Error Estándar de la Regresión.
C=constante; Y50=logaritmo del PIB per cápita en 1950;
DEN51= densidad de la población en 1951;
GOB5064=número de gobernadores entre 1950 y 1964;
DINT= dummy para los Territorios Nacionales, Meta y Caquetá;
ASS50= número de homicidios por cada 10.000 habitantes en 1950.
DGUA= dummy para la Guajira.

tivos, aunque no para todas las regresiones. La variable DINT muestra un coeficiente positivo y significativo, con valores cercanos al coeficiente estimado para el período 1951-1973 (Cuadro 2). La inestabilidad política desestimula la inmigración neta. Un cambio adicional de gobierno (de-

partamental) implica una caída en la tasa de inmigración neta entre 0.2 y 0.3 puntos porcentuales. Igualmente, los mayores índices de violencia tienen un efecto negativo e incluso mayor que para el período 1951-1973 (entre -0.32 y -0.37). La inclusión de la dummy para la Guajira aumenta considerablemente el poder explicativo de la varianza de la variable dependiente (el R^2 pasa de 0.85 a 0.96), indicando que por razones diferentes a las variables incluidas en la regresión, la tasa de inmigración neta en el departamento de la Guajira es entre 5.6 y 6.0 puntos porcentuales inferior a la tasa promedio nacional.

Las variables que incluyen los datos de participación del sector agrícola en el producto departamental (AG[i,t]), la variable estructural $S_{i,t}$ y la tasa de hurtos (HU[i,t]), por el contrario, no explican correctamente los flujos migratorios en este período. La variable CAP51 tampoco resulta significativa, indicando que las migraciones interdepartamentales no son explicadas fundamentalmente por los movimientos a las capitales de departamento.

El Cuadro 5 muestra los resultados para el período 1964-1973. A diferencia del anterior, las variables escogidas no muestran un alto poder explicativo de la varianza de la variable dependiente. La relación entre el logaritmo del PIB per-cápita y la tasa neta de inmigración es también positiva, aunque con coeficientes menores que para los períodos 1951-1964 y 1951-1973 (entre 1.1 y 1.3). La dummy regional (DINT) sugiere, de nuevo, que las intendencias y comisarías han experimentado tasas de inmigración neta que superan el promedio nacional en 1.4-1.7 puntos porcentuales (rango menor que durante el sub-período 1951-64). La densidad de la población, no es significativa. Otras variables como el número de gobernadores, la tasa de homicidios y la participación agrícola en el producto departamental muestran los signos esperados, aunque sus niveles de significancia son bajos. Si se tiene en cuenta que al incluir la variable DINT se está controlando por aquellas zonas

Cuadro 5. VARIABLE DEPENDIENTE: TASA ANUAL PROMEDIO DE INMIGRACION EN EL PERIODO 1964-1973.
Media variable dependiente=-0.067586

Variable	Reg.#1	Reg.#2	Reg.#3	Reg.#4
OBSERV.	24	24	25	24
R2	0.3381	0.4162	0.4854	0.4864
E.S.R.	0.9323	0.9204	0.8333	0.8416
C	-12.9248	-9.0438	-1.1969	-6.9642
	-2.65	-1.61	-3.58	-1.38
Y64	1.3740	1.05227		0.64325
	2.61	1.80		1.14
CAP64			3.1234	2.5123
			3.60	2.40
ASS65		-0.0566		
		-0.70		
AG65		-0.01726		
		-1.45		
DINT	1.3504	1.6941	1.3444	1.2035
	1.96	2.35	2.62	1.93

Variables:
R2= R cuadrado.
E.S.R.= Error Estándar de la Regresión.
C=constante; Y64=logaritmo del PIB per cápita en 1964;
CAP64= Participación de la población de la capital en la población total del departamento en 1964.
ASS65= tasa de homicidios por cada 10.000 habitantes en 1965;
AG65= participación agrícola en el PIB departamental en 1965;
DINT= dummy para los Territorios Nacionales. Meta y Caquetá.

de frontera agrícola, el coeficiente negativo de la variable AG65 indicaría que si todo lo demás permaneciera constante, las personas preferirían migrar hacia departamentos menos agrícolas. Sin embargo, el efecto no es muy grande y significativo (-0.017). Por último, la variable CAP64 resulta

significativamente positiva, aunque muestra una estrecha correlación con el logaritmo del ingreso per-cápita departamental. Esto indicaría un fuerte flujo migratorio hacia las ciudades capitales del departamento durante el período, especialmente las cuatro principales ciudades (Bogotá, Medellin, Cali y Barranquilla)[27].

En el Cuadro 6 se presentan los resultados para el período 1980-1985. De manera consistente con los anteriores períodos, la relación entre el logaritmo del ingreso per-cápita y la tasa de inmigración neta continua siendo significativamente positiva, aunque los coeficientes son muy superiores (entre 2.99 y 3.78). La densidad de la población[28] resulta significativa, aunque con el signo contrario al esperado. Nuevamente, la dummy regional (DINT) sugiere que las intendencias y comisarías han experimentado tasas de inmigración neta que superan el promedio nacional en 6.4-7.4 puntos porcentuales (rango superior al de los períodos anteriores). Sorprendentemente, las variables de violencia e inestabilidad política adquieren, de nuevo, relevancia en la explicación de los flujos migratorios interdepartamentales en la década del ochenta. Un aumento porcentual unitario en el número de homicidios por cada 10,000 habitantes reduce en 0.6-0.9 puntos porcentuales la tasa de inmigración neta por año (rango superior al observado en los períodos 1951-1964 y 1951-1973). Como es de esperarse, el efecto es menor (-0.017) si se consideran todos los delitos cometidos además de los homicidios (CRIM80). De la misma forma, la inestabilidad política desincentiva la inmigración neta y con efectos mayores que en los períodos anteriores (-0.92). Por último, la variable AG80 (participación agrícola en el producto departamental en 1980) resulta significativamente negativa, aunque con un efecto pequeño (-0.064). Controlar por las zonas de frontera agrícola y si permanece todo lo demás constante, un aumento en un punto

Cuadro 6. VARIABLE DEPENDIENTE: TASA ANUAL PROMEDIO DE INMIGRACIÓN NETA EN EL PERÍODO 1980-1985.
Media variable dependiente=-0.599492

Variable	Reg.#1	Reg.#2	Reg.#3	Reg.#4
OBSERV.	23	23	23	23
R2	0.6610	0.6692	0.6994	0.7216
E.S.R.	1.768	1.746	1.664	1.602
C	-26.4225	-30.4533	-34.3060	-28.6087
	-1.76	-2.31	-2.51	-2.48
Y80	2.9956	3.7570	3.5545	2.9505
	2.07	3.03	2.42	2.41
DEN80			0.0028	0.0025
			3.03	2.84
DINT	7.4081	6.4198	6.7028	6.5623
	3.38	3.10	3.19	3.46
ASS80	-0.6938138	-0.9321		-0.6416
	-2.02	-2.84		-2.07
CRIM80			-0.01723	
			-1.64	
GOB8084		-0.9183		
		-2.03		
AG80	-0.06402			
	-1.90			

Variables:
R2= R cuadrado.
E.S.R.= Error Estándar de la Regresión.
C=constante; Y80=logaritmo del PIB per cápita en 1980;
DEN80=densidad de la población en 1980;
DINT=dummy para los Territorios Nacionales. Meta y Caquetá;
ASS80=número de homicidios por cada 10.000 habitantes en 1980.
CRIM80=número de delitos por cada 10.000 habitantes en 1980.
GOB8084=número de gobernadores entre 1980 y 1984.
AG80=participación agrícola en el producto departamental en 1980.

[27] Para un análisis más detallado ver Torales (1979).
[28] $\pi_{i,t-T}^2$ no resulta significativa en las regresiones.

porcentual de la participación del producción agrícola en el producto departamental reduce la tasa de inmigración neta en 0.064.

Finalmente, para aumentar el número de grados de libertad en las regresiones, se estimaron simultáneamente los tres períodos mediante el procedimiento SUR (regresiones aparentemente no relacionadas)[29]. El Cuadro 7 muestra los resultados de las mejores especificaciones en las que se restringen los coeficientes de las variables ingreso per-cápita inicial, densidad, número de gobernadores, tasa de homicidios y participación agrícola en el producto departamental a ser iguales en los tres períodos. Para las demás variables, constante y dummy regional, no siempre se impone esta condición.

Los resultados de este ejercicio son concluyentes. Todo lo demás constante, un aumento de un punto en el logaritmo del PIB per-cápita inicial (equivalente a un aumento de 171% en el nivel del ingreso per-cápita) induce aumentos en la tasa neta de inmigración del orden de 0.83-1.38 puntos porcentuales. La magnitud de este efecto es tal que una diferencia del 200% en el ingreso per-cápita de dos departamentos (por ejemplo la diferencia entre Huila y Atlántico en 1950, $5,971 y $17,776 pesos constantes de 1975, respectivamente) se debería reflejar (según el modelo) en una diferencia entre 0.97 y 1.61 puntos porcentuales en la tasa neta de inmigración, cuyo promedio nacional (en el período 1951-64) fue sólo de 0.0375.

Entre tanto, resulta interesante que la densidad de población en la estimación conjunta muestra un signo positivo. Aunque el efecto marginal es pequeño, esto sugiere la gente prefiere migrar a zonas de mayor concentración (lo cual sugiere que las economías de escala asociadas a la concentración compensan los mayores costos habitacionales). La dummy para las intendencias y comisarías aparece de nuevo positiva y significativa. Este grupo de entidades territoriales atrajo población de otras áreas del país por razones diferentes a las que hemos explorado en este trabajo. Este proceso fue, sin embargo, mayor en los ochenta y en los cincuenta que en los sesenta. El número de gobernadores afecta adversamente la migración (entre -0.20 y -0.24 por cada cambio de gobierno adicional). La variable de homicidios reduce la tasa de inmigración neta en 0.12-0.19 puntos porcentuales. Finalmente, restringir el coeficiente de la participación agrícola en el producto departamental a ser igual en los tres períodos (regresión 5), éste resulta significativo (t=-1.85) y con efectos negativos sobre la tasa de inmigración neta (-0.042).

V. MIGRACIONES Y CONVERGENCIA INTER-DEPARTAMENTALES

Esta sección intenta averiguar si los flujos migratorios constituyen una fuerza determinante de la convergencia entre los departamentos colombianos. Como ya se mencionó, la migración laboral de departamentos pobres hacia departamentos ricos podría en teoría, ayudar al proceso de homogenización del ingreso per-cápita en el país. Este resultado puede ser desvirtuado en la práctica si los trabajadores que emigran poseen un stock de capital humano mayor que el promedio en el lugar de origen. En este caso, la migración puede acentuar las disparidades regionales.

Para lograr un estimativo del efecto (positivo o negativo) de la migración sobre la convergencia se añadió la tasa neta de inmigración en la lista de regresores de la Ecuación 14. Por supuesto, la tasa de crecimiento (del PIB per-cápita) y la tasa de inmigración se determinan simultáneamente, lo que implica que estos resultados deben ser interpretados con cautela.

[29] Este es un procedimiento en dos etapas para un modelo lineal en que en una sola ecuación estima los parámetros del modelo, utiliza estos para calcular la matriz de covarianza de los residuos, y luego minimiza la función de distancia.

Cuadro 7. REGRESIONES TASA INMIGRACION NETA INTERDEPARTAMENTAL, 1951-1985
Estimación Simultánea (SUR) de los tres períodos

	VARIABLES EXPLICATIVAS (Coeficiente y Estadistico t)							
	C	Y(t)	DEN(t)	(DEN[t])2	DINT	GOB(t)	ASS(t)	AG(T)
REGRESION # 1								
Coeficientes Constantes		1.1478	0.0041	-0.0000004				
		2.69	2.47	-0.49				
Coeficientes Variables								
1951-64	-10.8779				3.6616			
	-2.83				2.97			
1964-73	-11.2062				1.5628			
	-2.86				2.08			
1980-85	-12.6177				3.8655			
	-3.09				3.45			
REGRESION # 2								
Coeficientes Constantes		0.8333	0.0046	-0.0000007		-0.23847		
		2.10	2.86	-0.89		-2.84		
Coeficientes Variables								
1951-64	-5.3061				3.6269			
	-1.354				3.35			
1964-73	-5.9306				1.6173			
	-1.51053				1.97			
1980-85	-8.3203				3.7000			
	-2.1192				3.28			
REGRESION # 3								
Coeficientes Constantes		1.3870	0.0053	-0.0000010			-0.1854	
		3.47	3.33	-1.30			-2.85	
Coeficientes Variables								
1951-64	-12.4699				4.3169			
	-3.51				3.88			
1964-73	-12.7976				2.2715			
	-3.55				2.65			
1980-85	-14.6475				6.2256			
	-3.87				4.24			
REGRESION # 4								
Coeficientes Constantes		1.11	0.0054	-0.0000010		-0.20587	-0.1505	
		2.84	3.41	-1.41		-2.41	-2.3006	
Coeficientes Variables								
1951-64	-7.7290				4.1456			
	-2.00				4.08			
1964-73	-8.3161				2.2222			
	-2.15				2.49			
1980-85	-10.9439				5.9907			
	-2.83				4.06			
REGRESION # 5								
Coeficientes Constantes		0.9287	0.0056	-0.000001		-0.1965	-0.1239	-0.0417
		2.36	3.29	-1.77		-2.38	-1.96	-1.85
Coeficientes Variables								
1951-64	-5.3767				4.4280			
	-1.33				4.28			
1964-73	-7.5170				1.9723			
	-1.88				2.39			
1980-85	-7.8961				6.7754			
	-1.92				4.89			

Variables:
R2= R cuadrado.
E.S.R.= Error Estándar de la Regresión.
C=constante;
Y[t]= logaritmo del ingreso per cápita;
DEN[t]= densidad de la población;"
(DEN[t])2=densidad de la población elevada al cuadrado;
DINT= dummy para los Territorios Nacionales. Meta y Caquetá;
GOB[t]=número de gobernadores;
ASS[t]=número de homicidios por cada 10.000 habitantes;
AG[t]= participación agrícola en el producto departamental.

En principio, si la migración ayuda a la convergencia se debería esperar que la inmigración exógena tenga un efecto negativo sobre el crecimiento del PIB per-cápita y que el coeficiente β se reduzca después de añadir este regresor. Tal y como se observa en la última columna del Cuadro 2, esto es exactamente lo contrario a lo que ocurre durante los años sesenta y los ochenta: la inmigración tiene un pequeño efecto positivo y significativo sobre el crecimiento. Durante los años setenta no se obtiene un efecto significativo de las migraciones sobre el crecimiento, lo cual también es cierto para el período 1960-1989 visto en conjunto.

En cualquier caso, el efecto de la migración sobre el crecimiento es marginal ya que la velocidad de convergencia disminuye apenas levemente. Con todo, la reducción en el coeficiente β sugiere que los movimientos interdepartamentales de población contribuyen a la convergencia. Durante el período 1960-1989 la tasa de convergencia estimada es de 4.97%, de los cuales sólo 0.13 puntos porcentuales pueden atribuirse a la migraciones. Esta magnitud es ciertamente baja e indica que el papel de las migraciones no es tan importante como tradicionalmente se ha afirmado en el país. Sin embargo, resulta interesante observar que durante los años sesenta la migraciones explican buena parte (1.5 puntos porcentuales) de la convergencia (3.6%).

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo constituye el primer intento de evaluar rigurosamente la hipótesis de la convergencia regional en Colombia. Los resultados que arroja la investigación no sólo son concluyentes, sino que cuestionan la "sabiduría popular" acerca de la dinámica de las disparidades en los niveles de ingreso de 25 entidades territoriales en el país.

Colombia es, sin duda, un caso exitoso de convergencia regional. En efecto, con una tasa de convergencia tipo β de 4% por año, el país acorta los diferenciales en el ingreso per-cápita entre departamentos a una velocidad que duplica la estimada para los Estados Unidos, Europa y Japón. A manera de ilustración, en 1950 Bogotá (la entidad más rica) tenía un ingreso per-cápita 10 veces superior al del Chocó (la entidad más pobre). En 1989 esa disparidad era sólo 270% (2.7 veces). En ese año la diferencia entre el primero (Guajira) y el último (Sucre) en la lista de ingreso per-cápita fue 314%. Por su parte, también existe una tendencia definida hacia la convergencia tipo σ (aunque con algunas oscilaciones) entre departamentos.

Con relación a las migraciones el estudio encuentra una fuerte relación positiva entre el ingreso per-cápita y la inmigración hacia un departamento, lo que verifica que las oportunidades económicas son el principal determinante de los flujos migratorios. Como novedad, se corrobora lo que los historiadores han considerado un factor crucial en la explicación de los patrones migratorios: a mayor violencia (medida a través de número de asesinatos, crímenes y hurtos), mayor expulsión de población hacia otras aéreas del país. Los migrantes también procuran evitar departamentos con mayor inestabilidad política, medida a través del número de cambios en los gobiernos seccionales. El supuesto es que la inestabilidad política esta estrechamente relacionada con la inestabilidad económica.

Por último, contrario a lo que es de esperarse en un modelo de crecimiento para economías abiertas, los flujos migratorios no contribuyen significativamente al proceso de convergencia. Esto indicaría que los inmigrantes no son menos productivos que los residentes. Asimismo, como la emigración de trabajadores no eleva el crecimiento del ingreso per-cápita en los departamentos expulsores, es probable que la productividad de los emigrantes sea mayor que la de los que permanecen en su lugar de nacimiento.

BIBLIOGRAFIA

Alesina, A. y Dani Rodrik (1991), "Distributive Politics and Economic Growth", Draft of NBER paper.

__, Sule Ozler, Nouriel Roubini y Philip Swagel (1991), "Political Instability and Economic Growth", *Mimeo.*

Barro, Robert (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, May.

__, y H.C. Wolf (1989), "Data Appendix for Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Mimeo*, Harvard University and MIT.

—— y —— (1991), "Convergence Across States and Regions," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-177.

__, y —— (1992a), "Convergence," *Journal of Political Economy*, April, 100, 223-51.

—— y —— (1992b), "Convergence in Japan and the United States," NBER Working Paper.

Blomstrom, Magnus y Patricio Meller (1990), *Trayectorias Divergentes*, CIEPLAN-HACHETTE, Capítulo 8, Chile

Cárdenas, Mauricio y A. Pontón, 1992, "Características y Determinantes del crecimiento del PIB Departamental en Colombia", *Mimeo*, Fedesarrollo.

Cass, David (1965), "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation," *Review of Economic Studies*, 32:233-40.

Contraloría General de la Nación, (varios años), *Anuarios Generales de Estadística*, Bogotá.

De Gregorio José (1992), "Economic Growth in Latin America", *Journal of Development Economics*, Forthcoming.

DANE (1991a), "Cuentas Regionales de Colombia 1980-1985", *Boletín de Estadística*, No.457, abril.

DANE (1991b), "Cuentas Nacionales de Colombia 1985-1989: Estimación Preliminar del BID a 1990", *Boletín de Estadística*, No.458, mayo.

D.N.P. (1977), *Cuentas Regionales de Colombia 1960-1975*, Bogotá.

Dowrick, Steve, y Duc-Tho Nguyen (1989), "OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence," *American Economic Review*, 79: 1010-30.Easterly, William (1990), "Endogeneous Growth in Developing Countries with Government Induced Distortions," Paper presented at NBER Workshop on Economic Growth, Cambridge, MA, November.

Easterlin, Richard A. (1960a), "Regional Growth of Income: Long Run Tendencies," In *Popultion Redistribution and Economic Growth, United States, 1870-1950. II: Analyses of Economic Change*, edited by Simon Kuznets, Ann Ratner Miller, and Richard A. Easterlin, Philadelphia: The American Philosophical Society.

__(1960b), "Interregional Differences in Per Capita Income, Population, and Total Income, 1840-1950," In *Trends in the American Economy in the Nineteenth Century, A Report of the National Bureau of Economic Research*, New York, Princeton: Princeton University Press.

Fischer, Stanley (1991), "Growth, Macroeconomics and Development," *NBER Macroeconomics Annual 1992*, Cambridge, MA.

Florez, Carmen Elisa, *et al.* (1988), *"Estimación de la tasa de Inmigración Neta 1980-85"*, Vol 2, mimeo, CEDE, Bogotá.

Greenwood, Jeremy y Boyan Jovanovic (1990), "Financial Development, Growth and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, 98, 1076-1107.

Grossman, Gene y Elahan Helpman (1991), *Innovation and Growth: Technological Competition in the World Economy*, MIT Press, Boston, Massachusetts.

INANDES (1977), *El Desarrollo Económico Departamental 1960-1975*, Bogotá.

Jones, Larry y Rodolfo Manuelli (1990), "A Convex Model of Equilibrium Growth," *Journal of Political Economy*, 98 (5):pp. 1008-38.

Jovanovic B. y S. Lach (1990), "The diffusion of technology and inequality among nations," Paper presented at a NBER conference on economic growth, November.

King, Robert y Sergio Rebelo (1990), "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications," *Journal of Political Economy* 98: pp. S126-150.

Koopmans, Tjalling C. (1965), "On the Concept of Optimal Economic Growth," In *Study Week on the Econometric Approach to Development Planning*, Pontificiae Academiae Scientiarum Scripta Varia, No.28, Chicago: Rand McNally.

Krugman (1991), *Geography and Trade*, Cambridge, Mass.: MIT Press.

Levine, R. (1990), "Financial structure and economic development," *IFDP* No.381, Washington, DC: Federal Reserve Board.

Lucas, Robert E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22 (July) p.3-42.

__ (1990), "Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries," *American Economic Review* 80 (May): pp.92-96.

Mankiw, N. Gregory, David Romer, y David Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Forthcoming.

Meisel Roca, Adolfo (1992), *Economía regional y pobreza: El caso del Caribe colombiano 1950-1990*, CERES, Universidad del Norte, Barranquilla.

North, Douglas (1989), "Institutions and Economic Growth: A historical introduction," *World Development*, 17, 9.

Persson, T. y G. Tabellini (1991), "Income distribution and growth," paper presented at NBER Conference on Economic Growth, April.

Policía Nacional, (varios años), *Criminalidad*, Bogotá.

Quah, Danny (1990), "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis," Unpublished paper, Massachusetts Institute of Techonology (May).

Rebelo, Sergio T. (1990), "Long Run Policy Analysis and Long Run Growth," Working Paper 3325. Cambridge, Mass: National Bureau of Economic Research (April).

Romer, Paul (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94 p.1002-1037.

____ (1989), "What Determines the Rate of Growth of Technological Change?" *PPR Working Paper* No.279, Washington, D.C. World Bank.

__ (1990a), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy* 98: pp. s71-S102.

Sapoznikow, Jorge, Martha Baquero y Gabriel Mendoza (1979), "Colombia: Un caso particular de concentración urbana en América Latina", *Desarrollo y Sociedad*, No.1, CEDE, Universidad de Los Andes, Bogotá.

Solow, Robert (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 70 (Feb.): pp.65-94.

Torales, Ponciano (1979), "La Dinámica Interna de los movimientos migratorios en Colombia", *Migraciones Laborales*, No. 5, Bogotá.