

¿CONVERGEN LOS SALARIOS REGIONALES EN CHILE? UNA NUEVA MIRADA: 1989-2001¹

MARÍA LORETO TRAMÓN², JORGE DRESDNER CID³.

RESUMEN

En este artículo se realizan pruebas de convergencia de salarios regionales basadas en series de tiempo. Las investigaciones acerca de convergencia de ingresos para las regiones chilenas se han centrado fundamentalmente en mediciones del Producto Interno Bruto (PIB) regionalizado e ingreso laboral con datos de corte transversal, pero no existe mucha evidencia respecto de la convergencia de salarios con series temporales. Utilizamos el modelo neoclásico de crecimiento como marco para estudiar la convergencia de salario entre las 13 regiones de nuestro país, para el período comprendido entre los años 1989 y 2001. Para calcular las series de salarios regionales utilizamos la información disponible de la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones de Chile. Una de las limitaciones que tiene esta información es que el salario promedio calculado por ésta está censurado por arriba. Para enfrentar este problema calculamos el promedio sin censura usando resultados de Johnson y Kotz para variables censuradas, y probamos la convergencia de salarios con los datos corregidos. El test de convergencia conocido como “beta convergencia”, utilizado en gran parte de los estudios acerca del tema, ha sido criticado por ser un ejemplo de la Falacia de Galton. Por lo tanto, un test alternativo que decidimos aplicar es uno que carece de este problema. Este test, planteado por Drennan y Lobo (1999), tampoco ha sido aplicado previamente a este problema en Chile. Los resultados obtenidos proporcionan evidencia de existencia de convergencia de salarios entre regiones, conclusión que se ve reforzada por la disminución en la dispersión de los mismos durante el período.

Palabras claves: convergencia, salarios regionales, pruebas empíricas.

DO REGIONAL SALARIES CONVERGE IN CHILE? A NEW LOOK: 1989-2001.

ABSTRACT

This study analyzes regional wage convergence in Chile, based on time series data. Prior research in the area has relied on cross sectional data to study income(wage) convergence, with little evidence coming from time series data. We used the framework of neoclassical growth theory to study average wage convergence across Chile's 13 administrative regions between 1989 and 2001; the Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (Superintendence of Retirement Fund Administrators,

¹ Se reconocen los comentarios de un árbitro anónimo. La responsabilidad de las opiniones vertidas son de los autores.

² Departamento de Economía, Universidad de Concepcion, E-mail: loretotp@vtr.net.

³ Departamento de Economía, Universidad de Concepcion, E-mail: jdresdne@udec.cl

S.A.F.P.), provided the data used for this study. However, this wage measure is censored from above. Therefore, we first corrected the censored average, using the Johnson and Kotz results for censored variables, and then tested for wage convergence. The beta convergence test is commonly used in convergence studies within spatial economics, but has been criticized as being a case of Galton's fallacy, of regression to the mean. Thus, we selected an alternative test, based on Drennan and Lobo (1999), that does not suffer from this criticism; it has not been previously applied to the Chilean case. Our results provide evidence for beta convergence of average wage per worker, and we strengthen this conclusion by testing for diminishing dispersion in wages over time.

Keywords: Convergence, regional wages, empirical tests.

I. INTRODUCCIÓN

La hipótesis sobre una tendencia a la "convergencia" –esto es, a la disminución de la brecha entre los estándares de vida y en el comportamiento de las variables macroeconómicas que definen dichos estándares,– tanto entre países como al interior de ellos, ha estado presente desde hace mucho tiempo en el pensamiento económico, formando parte incluso de las ideas de Adam Smith [1776] sobre la "mano invisible". Respecto al tema han existido opiniones encontradas, y ellas han provenido de las principales corrientes del pensamiento económico, correspondiendo en buena medida a las posturas de aceptación plena, de crítica parcial o de rechazo. Desde que en 1986 William Baumol (1986), con datos para 16 países, iniciara la tarea de comprobar si efectivamente existía convergencia de tasas de crecimiento entre los países, que los análisis de este tipo han sido motivo de discusión económica.

Utilizando la misma base teórica y metodológica, este tipo de estudio también se ha utilizado para verificar la existencia de convergencia entre regiones de un mismo país. Este último tema tiene implicaciones relevantes para la explicación de las disparidades entre regiones, las oportunidades económicas y su relación con las variables geográficas, y el rol que le competiría a la política económica dentro de este marco. Algunas preguntas se relacionan a si el crecimiento económico se distribuye en forma equitativa entre las distintas regiones, y de qué forma esto afecta al bienestar. Otro tipo de pregunta se relaciona a si el Gobierno debería intervenir sobre estas disparidades, y en caso afirmativo, qué tipo de políticas redistributivas deberían diseñarse.

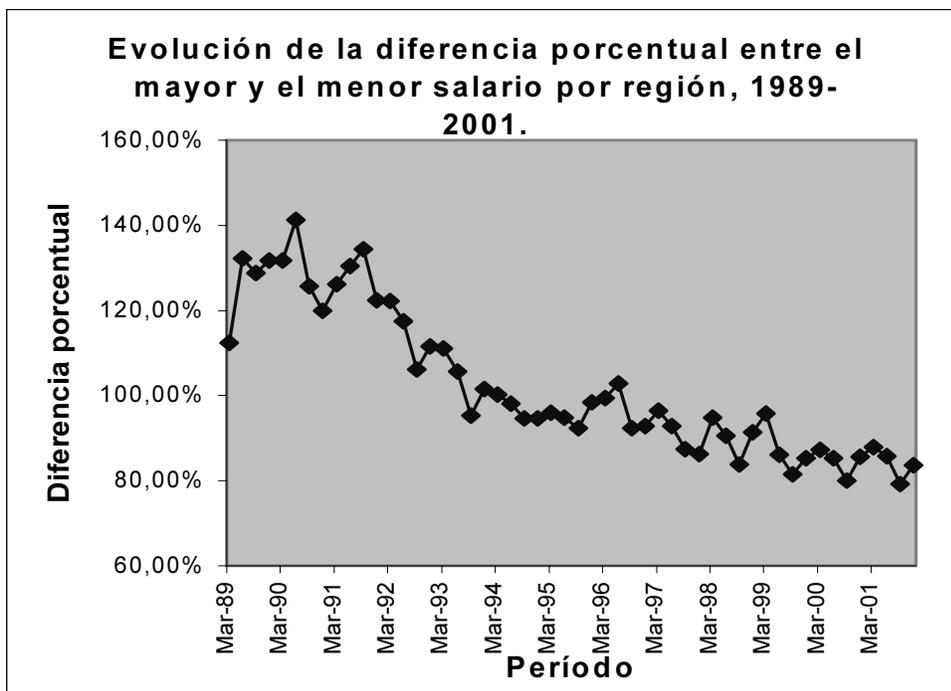
De manera general, de acuerdo con la Teoría Neoclásica, bajo condiciones de flexibilidad en precios y salarios, movilidad de factores y posibilidades técnicas de sustitución de capital por trabajo, los ajustes del mercado deberían conducir a la convergencia del ingreso per cápita entre regiones de un mismo país; sin embargo, aún si aquel proceso se presentara, cabe la interrogante si se llevará a cabo en forma rápida o lenta. Barro y Sala-i.Martin (1992) fueron los primeros en analizar la convergencia de distintos estados dentro de EE.UU., marcando el inicio del desarrollo de una amplia literatura acerca del tema. Una revisión somera de esta literatura entrega como resultado general que existen diversos tipos de fuentes de información que se han utilizado para testear convergencia, como Producto Interno Bruto (PIB) per cápita,

salarios nominales y reales, y otro tipo de medidas de ingreso, y que, en muchos casos, la evidencia ha sido a favor de la hipótesis de convergencia.

Desde el año 1974, Chile está subdividido en 13 regiones. Estas regiones se diferencian en forma significativa en aspectos económicos como son el PIB, y el nivel de remuneración promedio por habitante. Por ello, parece interesante verificar si para nuestro país existe una tendencia hacia la convergencia. Éste constituye el objetivo central del estudio.

Para una observación preliminar elaboramos el Gráfico N° 1, a partir de la información sobre remuneraciones que puede extraerse de los datos de la base de datos de la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (S.A.F.P.). Esta información sufre de censuramiento, como se discute posteriormente. Por ello, fue necesario corregir esta información. En el gráfico se muestra la evolución de la diferencia porcentual entre el mayor y menor salario promedio regional para el período 1989-2001, con los datos ya corregidos por censuramiento.

GRÁFICO N° 1

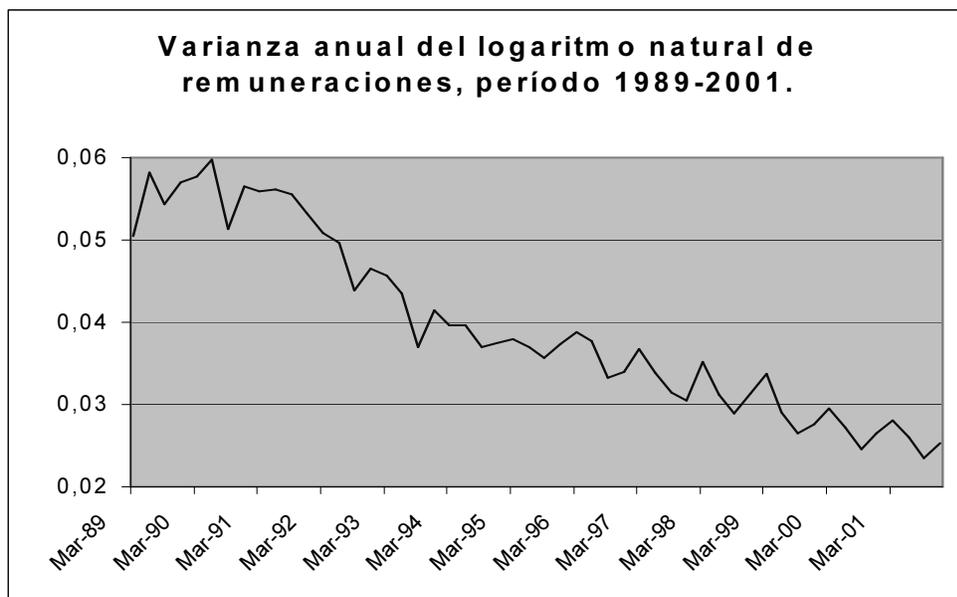


Fuente: Elaboración propia, en base a datos de la S.A.F.P.

Como es posible verificar, dicha diferencia tiende a reducirse en el tiempo, lo cual podría evidenciar una tendencia a la convergencia. Otro indicador adicional para describir la evolución

de los salarios regionales promedio, que se presenta en el Gráfico N° 2, es la evolución del logaritmo de la varianza temporal de estos salarios.

GRÁFICO N° 2



Fuente: Elaboración propia, en base a datos de la S.A.F.P.

En este gráfico se observa una clara trayectoria descendente de la varianza de las remuneraciones de las regiones en el período 1989-2001, lo cual refuerza la idea de que hay una tendencia a la convergencia, ya que la dispersión disminuye con el tiempo.

Por cierto, la simple observación es insuficiente para poder sacar una conclusión definitiva sobre la convergencia, por lo cual plantearemos de manera formal la hipótesis, y realizaremos las pruebas correspondientes para la comprobación de la misma.

Una revisión a la literatura existente en nuestro país encuentra claras referencias al tema en Aroca y Claps (1997), Fuentes (1997), Morandé, Soto y Pincheira (1997), Calisto y Riffo (1998), Aroca y Bosch (2000) y Díaz y Meller (2004)⁴. Todos estos estudios utilizan los datos de PIB. regionalizado para realizar un análisis de convergencia absoluta y relativa. Se encuentra evidencia de convergencia en todos los casos, excepto el de Aroca y Bosch (op.cit). En Aroca y Bosch no se encuentra convergencia, pero sí correlación espacial, puesto que hay

⁴ También debe mencionarse el trabajo de Araya y Oyarzún (2001) que estudian la convergencia mediante un análisis de cointegración. La metodología de este estudio es distinta a la de los estudios anteriores y a la del presente estudio, y por ende los resultados no son comparables. Por ello se ha elegido no discutir estos resultados.

ciertos componentes de crecimiento que se comparten por regiones próximas entre sí. Adicionalmente, en los estudios de Fuentes (1997) y Anríquez (1996) se utiliza la información transversal de ingresos laborales per cápita obtenida de la Encuesta CASEN para probar convergencia a nivel de ingresos. En ambos casos se encuentra una tendencia a la convergencia, a una velocidad mayor que la que se obtiene de los estudios que utilizan el PIB regionalizado. Pese a que esta evidencia es importante, y constituye una buena referencia para aproximarse al tema, el primer conjunto de estudios se refiere a medidas del producto total indirectas⁵, mientras que el segundo conjunto de estudios está basado en un análisis de datos de corte transversal. Ninguno de estos estudios ha abordado el tema de la convergencia de ingresos o salarios regionales obtenidas de una fuente directa de series temporales. La única excepción reciente lo constituye el estudio de Díaz y Meller (2004). En este estudio se utiliza información de salarios proporcionado por la Asociación Chilena de Seguridad entre 1985 y 1999 para estimar convergencia salarial. Los resultados indican la existencia de convergencia entre regiones. Además, la magnitud de la convergencia encontrada es mayor a la obtenida para las estimaciones con producto per cápita regional mostradas en el mismo estudio. Sin embargo, la base de datos utilizada sufre de dos limitaciones: Primero, que existen dificultades para asignar correctamente los salarios a las regiones correspondientes, porque la información se basa en la ubicación de la casa matriz de la empresa, y segundo por la baja representatividad de la muestra, especialmente para los primeros años. Adicionalmente, todos estos estudios sufren de la llamada “Falacia de Galton”, criticada por Friedman (1992) y Quah (1993)⁶. Por tanto, pensamos que este estudio que utiliza información de remuneraciones basada en series temporales corregidas, con un alto grado de representatividad, y que utiliza un método libre de la “Falacia de Galton”, constituye un aporte al desarrollo de evidencia empírica para nuestro país.

En lo que sigue, en la Sección II presentaremos el marco teórico para discutir la Teoría de la Convergencia de salarios. Luego, en la Sección III discutiremos los métodos empleados para probar la hipótesis de convergencia. Posteriormente, en la Sección IV describiremos la información utilizada y la forma como esta información fue corregida para tomar en cuenta el sesgo de censuramiento. A continuación en la Sección V presentamos los resultados de las estimaciones. Finalmente, resumimos las conclusiones del estudio.

II. TEORÍA DE CONVERGENCIA.

En esta sección se presenta el fundamento teórico de la Teoría de la Convergencia. Para esto, primero, se presenta el modelo neoclásico de crecimiento económico, que constituye el marco de referencia básico. Luego, se deriva de este modelo la hipótesis de convergencia, y se discuten distintos tipos de convergencia. Finalmente, se hace referencia a los argumentos para convergencia de ingresos laborales en vez de ingresos o producto per cápita.

⁵ La serie de PIB regionalizado se basa en una distribución del producto nacional entre las regiones. Por lo tanto no se basa en una medición directa del producto o ingreso regional. Ver Banco Central de Chile (1992).

⁶ Como se discute más adelante, la Falacia de Galton consiste en inferir de los resultados de una regresión a la media que la dispersión de salarios disminuye.

II.1. EL MODELO NEOCLÁSICO DE CRECIMIENTO.

Los modelos neoclásicos de crecimiento utilizados para el análisis de convergencia corresponden a los trabajos de Ramsey (1928), Solow (1956), Cass (1965) y Koopmans (1965)⁷. Este conjunto de modelos predicen que, dado un stock de capital inicial por trabajador, una economía converge a un equilibrio de largo plazo, caracterizado por un estado estacionario, en que el producto por trabajador crece a una tasa constante igual a la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo exógena. En la dinámica transicional generada por este modelo, la economía puede crecer a una tasa distinta a la de largo plazo, pero se acerca asintóticamente a esta última.

Asuma que existe una función de producción agregada de la economía ($F(.,.)$) con dos factores productivos, capital (K) y trabajo (L), que producen un bien a la tasa Y .

$$Y = F(K, L) \quad (1)$$

Se asume que esta función presenta retornos a escala constantes. Además, se asume que esta función cumple con las condiciones de Inada (Jones, 1988). Esta función se puede expresar en términos per cápita (o intensivos) como

$$y = f(k) \quad (2)$$

donde $y \equiv Y/L$, es el nivel de producción / ingreso per cápita, y $k \equiv K/L$ es el nivel de intensidad de capital o capital per cápita.

En una economía cerrada de un sector, en equilibrio el ahorro es igual a la inversión. Se asume que el capital se acumula de acuerdo a una proporción fija que se ahorra del producto (s), menos la tasa de depreciación (δ). Luego, si la función de producción es homogénea de grado uno y la fuerza de trabajo crece a la tasa de crecimiento exógeno de la población (n), entonces la tasa de acumulación del capital puede expresarse en términos de intensidad por trabajador.

$$\dot{k} = sf(k) - (n + \delta)k \quad (3)$$

donde un punto sobre una variable denota su tasa de cambio en el tiempo. Esta ecuación es la ecuación dinámica fundamental de la intensidad de capital, e indica como ésta evoluciona en el tiempo. Un estado estacionario se alcanza cuando las variables de la función de producción (ec.1) crecen a la misma tasa. La condición del estado estacionario se puede escribir.

$$sf(k^*) = (n + \delta)k^* \quad (4)$$

⁷ El modelo presentado es una versión básica del modelo neoclásico. Se asume conocimiento previo de este modelo, por lo que la exposición es breve. Para referencias ver Jones (1988), Barro & Sala-I-Martin (1995).

donde k^* es el nivel de intensidad de capital en el estado estacionario.

Las condiciones de Inada significan que el modelo neoclásico de crecimiento es estable. Es decir, si la economía se encuentra con un stock de capital por trabajador por debajo de su nivel de estado estacionario crecerá hasta alcanzar k^* , y si se halla por sobre este nivel, decrecerá hasta llegar a su estado estacionario. Es decir, la economía converge hacia su estado estacionario. Es más, es posible demostrar que la distancia de su estado estacionario determinará la tasa a la cual la economía crece⁸.

La tasa de crecimiento del producto en estado estacionario depende del crecimiento de la fuerza de trabajo, que en el largo plazo se asume exógeno⁹. Sin embargo, el modelo presenta un comportamiento dinámico transicional (fuera del estado estacionario) interesante. La tasa de crecimiento proporcional del producto per cápita transicional es.

$$\frac{\dot{y}}{y} = sf'(k) - (n + \delta) \frac{kf'(k)}{f(k)} \quad (5)$$

El diferencial de esta tasa de crecimiento respecto al nivel del producto puede demostrarse que es igual a:

$$\frac{\partial(\dot{y}/y)}{\partial y} = \frac{1}{f(k)} \left\{ \frac{f''(k)}{f'(k)} \dot{k} - (n + \delta) \left[\frac{f(k) - kf'(k)}{f(k)} \right] \right\} \quad (6)$$

El segundo término de esta expresión es negativo, dado que $0 < \frac{f(k) - kf'(k)}{f(k)} < 1$, es la participación del factor trabajo en el ingreso. Si en la dinámica transicional $\dot{k} > 0$, es decir la intensidad de capital crece, entonces toda la expresión será negativa. Dicho de otra forma, a mayor nivel de ingreso, menor será la tasa de crecimiento per cápita. Por otra parte, si $\dot{k} < 0$, es decir si la intensidad de capital decrece, la expresión tendrá un signo ambiguo. Sin embargo, para niveles suficiente bajos de crecimiento de la intensidad del capital, el signo de la diferencial se mantendrá negativo.

II.2. Implicancias sobre la convergencia del ingreso per-cápita.

La ecuación (4) nos permite inferir que, si las funciones de producción y los parámetros exógenos son iguales para diferentes regiones (o países), éstas debieran converger al mismo nivel de capital per-cápita en el estado estacionario. Por la ecuación (2) esto debería ser válido también para el nivel de ingreso per cápita. Esto es lo que se conoce como convergencia absoluta. Vale decir, de acuerdo al modelo neoclásico de crecimiento, el nivel de ingresos per

⁸ Cass (1965) y Koopmans (1965) presentan una transformación al modelo tradicional de Solow que incluye la optimización del consumo intertemporal por un agente representativo.

⁹ El modelo tiene una versión con crecimiento tecnológico exógeno. En este caso, el crecimiento del producto es la suma de las tasas exógenas de crecimiento de la fuerza de trabajo y el avance tecnológico.

cápita tiende a ser igual entre distintas localidades. Es más, la ecuación (6) nos indica que, bajo ciertas condiciones, la tasa de crecimiento observada para una región (o país) estará inversamente relacionada con el nivel de ingresos per cápita de esta región (o país). Dicho de otra forma, si observamos un conjunto de regiones en un momento en el tiempo, bajo los supuestos realizados en el análisis, deberíamos observar que las regiones con más alto ingreso crecen a un ritmo menor que las con menor ingreso. En otras palabras existiría una tendencia a que los ingresos per cápita converjan.

De ser diferentes los parámetros exógenos, las regiones debieran converger, pero cada una a su propio estado estacionario. Esto se conoce como convergencia relativa o condicional. Es más, mientras más lejos se encuentre una economía de su estado estacionario, más rápido debería crecer. Esto significa que si observamos un corte transversal de países, no necesariamente los países más ricos deberían crecer menos y los más pobres crecer más. Por ello, el concepto de convergencia absoluta probablemente tiene más sentido para un grupo de unidades homogéneo, por ejemplo regiones dentro de un mismo país, donde los parámetros básicos de tecnología y preferencias deben ser relativamente similares entre las distintas unidades.

Una distinción importante en la literatura es entre el concepto de convergencia que establece que las economías con más alto nivel de ingresos per cápita tenderán a crecer más lento (en forma absoluta o condicional), del concepto que la dispersión en los ingresos per cápita en un grupo de países debería tender a reducirse en el tiempo. El primer concepto se conoce como beta – convergencia, mientras que el segundo como sigma – convergencia. Beta – convergencia es una condición necesaria pero no suficiente para sigma - convergencia. Para ver esto considere el siguiente modelo empírico para testear convergencia. Asuma que para un grupo N de economías, $i = 1, \dots, N$, tenemos la siguiente aproximación discreta para el proceso de determinación del ingreso per cápita.

$$\ln y_{it} = \alpha + (1 - \beta) \ln y_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde α y β son parámetros, ε es un término de error, y el subíndice t denota tiempo. El término α permite captar diferencias permanentes en los niveles absolutos de ingreso, mientras que ε incluye las perturbaciones aleatorias. Asumimos que $\varepsilon \sim (0, \sigma_u^2)$.

Si $0 < \beta < 1$, existe beta -convergencia (de aquí el nombre). Esto porque la tasa de crecimiento del producto per cápita en el tiempo, $\ln y_{it} - \ln y_{i,t-1}$, está inversamente relacionada con el nivel del producto per cápita, $\ln y_{i,t-1}$.

La varianza del logaritmo del ingreso, $Var(\ln y_t)$, será.

$$Var(\ln y_t) = (1 - \beta)^2 Var(\ln y_{t-1}) + \sigma_\mu^2 \quad (8)$$

En el estado estacionario esta varianza será.

$$Var(\ln y^*) = \frac{\sigma_\mu^2}{[1 - (1 - \beta)^2]} \quad (9)$$

Es posible mostrar a través de la ecuación (9) que, en el estado estacionario, la varianza del ingreso estará relacionada en forma negativa con el parámetro β . Es decir, mientras mayor sea la convergencia β , menor será la dispersión de los ingresos entre distintas localidades. En este sentido, esto implica que en el estado estacionario a mayor beta-convergencia, menor será dispersión (sigma). Sin embargo, si consideramos la ecuación de movimiento de la varianza de los ingresos, ésta puede escribirse como.

$$Var(\ln y_t) = Var(\ln y^*) + (1 - \beta)^{2t} (Var(\ln y_0) - Var(\ln y^*)) \quad (10)$$

donde $Var(\ln y_0)$ es la varianza en el período inicial. Esta ecuación indica como la dispersión de ingresos se mueve en el tiempo. Es claro que dado el supuesto sobre el valor de β , la varianza se aproxima asintóticamente a la del estado estacionario. Sin embargo, la trayectoria ascendente o descendente en el tiempo va a depender si inicialmente la varianza es mayor o menor a la del estado estacionario. Si ésta es inicialmente menor a la del estado estacionario, entonces la varianza aumentará en el tiempo, aunque $0 < \beta < 1$. Es decir, puede existir beta-convergencia, pero sin convergencia sigma. En este sentido la beta-convergencia no es una condición suficiente para que exista sigma-convergencia.

Ambos tipos de convergencia son interesantes de estudiar, sin embargo. Específicamente, si el interés radica en la tasa y el tiempo que demora una unidad particular (una región en este caso) en alcanzar al promedio de las unidades (regiones), entonces la beta-convergencia es la metodología relevante.

II.3. Convergencia de salarios: Teoría Neoclásica.

Hasta el momento nos hemos referido a la convergencia de ingresos o producto per cápita. Sin embargo, el argumento debería extenderse para abarcar la convergencia de salarios (ingresos laborales). Existen argumentos en la literatura, tanto desde el punto de vista de la teoría de los salarios relativos, como desde la perspectiva de la teoría del crecimiento, para postular convergencia en salarios. El primer argumento formal de por qué los ingresos laborales entre regiones dentro de un mismo país debieran converger se encuentran en ‘La Teoría de los Salarios’ de Hicks (1932), que contiene los elementos básicos del modelo neoclásico bajo los cuales tanto los salarios como los retornos del capital convergen entre las regiones a través del tiempo. Este resultado se obtiene de un modelo del mercado del trabajo basado en condiciones competitivas, donde la demanda de trabajo que realizan idénticas empresas maximizadoras de beneficios, corresponde a la función de productividad marginal del trabajo, que es una función decreciente con respecto al nivel de trabajo. En el óptimo, dicha productividad marginal debiera ser igual al salario real de dicho factor. Por otra parte, la oferta de trabajo se deriva del proceso de optimización de la utilidad de los individuos y es una función creciente del salario real. Bajo condiciones competitivas, el salario real corresponde al equilibrio entre la oferta y la demanda de trabajo e iguala la productividad marginal del trabajo (ver por ejemplo Fallon & Verry, 1988).

La igualdad de salarios se obtiene bajo un conjunto de condiciones restrictivas que garan-

tizan la competencia perfecta. Suponiendo que la fuerza laboral es homogénea, sustituible por capital, existe libre movilidad de trabajadores entre regiones de un país, o libre movilidad de empresas dentro del mismo, inexistencia de costos de ajuste, ausencia de pagos no pecuniarios de remuneraciones, y diferencias mínimas en las características de los puestos de trabajo, el salario real tenderá a ser igual. La movilidad laboral entre ocupaciones y trabajadores con iguales características será el mecanismo a través del cual se equiparán los salarios reales. Sin embargo, nótese que esta igualación de salarios se produce en un modelo estático, que es un contexto teórico distinto al discutido en las secciones previas.

La teoría de crecimiento neoclásica descrita previamente también entrega argumentos para la igualación de salarios en el estado estacionario. Establecidas las características idénticas de la tecnología, si existe convergencia (absoluta) en los ingresos, también existirá convergencia en la productividad marginal del trabajo. En condiciones de competencia perfecta, ello debería significar la igualdad de los salarios reales. Esto se ve porque la productividad marginal del trabajo en el modelo neoclásico es.

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = f'(k) - f''(k)k \quad (11)$$

Si las distintas unidades convergen al mismo capital per cápita en el *steady state* (k^*), entonces las productividades marginales y los salarios también convergerán en forma absoluta.

III. MÉTODOS PARA TESTEAR LA HIPÓTESIS DE CONVERGENCIA.

Como mencionamos anteriormente, fue Baumol (1986) quien primero intentó medir convergencia no-condicional, basándose en las conclusiones de los modelos teóricos anteriormente expuestos, corriendo el siguiente tipo de regresión lineal, con el método de mínimos cuadrados:

$$\hat{y}_i = \alpha + \beta y_{0i} + \varepsilon_i \quad (12)$$

donde y_{0i} es el producto per-cápita en algún período base (inicial) de la localidad 'i', e \hat{y}_i es la tasa de crecimiento promedio del producto per cápita en el lapso de tiempo evaluado para la localidad 'i'. Si existiera convergencia no-condicional, el coeficiente β sería negativo¹⁰. Es decir, en este contexto, el test de convergencia se convierte en un test sobre el signo del parámetro β .

Por su parte, Barro y Sala-I-Martin (1992) trabajaron con una transformación logarítmica del modelo de Cass (1965) y Koopmans (1965). En este estudio se regresionó el crecimiento promedio contra el producto per cápita inicial, pero por método de mínimos cuadrados no lineales.

¹⁰ Cabe señalar que en términos estrictos este test no es de convergencia no condicional. La regresión controla por diferencias en factores fijos en el período de análisis (distintos α 's) y por diferencias en factores aleatorios (distintos ε 's).

Durlauf y Johnson (1995), por otro lado, profundizaron en la importancia de las condiciones iniciales para la determinación de la convergencia al crecimiento. Ellos propusieron una especificación de la siguiente forma:

$$\hat{y}_i = \alpha_1 + \beta_1 y_{i,0} + \varepsilon_i \quad \text{si } y_{i,0} < x \quad (13a)$$

$$\hat{y}_i = \alpha_2 + \beta_2 y_{i,0} + \varepsilon_i \quad \text{si } y_{i,0} > x \quad (13b)$$

donde x es un valor límite que determina si la localidad i pertenece o no a una determinada condición inicial. En este caso, la convergencia no se verificará si se toma la muestra completa, pero sí entre quienes pertenecen a uno de los dos grupos.

Otros estudios (ver Barro y Sala-I-Martin, 1995, para referencias), adicionalmente, han propuesto la incorporación de variables que representan perturbaciones que afectan a la economía en forma global, puesto que determinadas regiones se ven afectadas de manera muy distinta por *shocks* externos, lo que podría generar correlación entre grupos de errores.

Sin embargo, en general los estudios que utilizan el método de la regresión de la tasa de crecimiento sobre el nivel de la variable de ingreso para determinar beta convergencia, han sido criticados por Friedman (1992) y Quah (1993), por corresponder a un ejemplo de la llamada “Falacia de Galton”. Sir Francis Galton observó que los padres altos tenían hijos más bajos, y que los padres bajos tenían hijos más altos, un fenómeno que él describió como una regresión a la media. La Falacia de Galton fue inferir del hecho que la dispersión de la altura de las familias disminuía entre generaciones, cuando, de hecho, no ha sido así. En el caso de convergencia de salarios, que una localidad con salarios bajo el promedio aumente su salario a un ritmo superior al promedio (y la situación opuesta para una localidad con salarios sobre el promedio) no implica que la dispersión de salarios entre localidades necesariamente va a disminuir. En otras palabras, la crítica indica que la existencia de convergencia *beta* no garantiza que la dispersión de los salarios disminuya, es decir convergencia *sigma*. Como Friedman (1992) aduce, realizar una regresión del crecimiento del ingreso con respecto al valor inicial no serviría, puesto que nada puede ser inferido de una regresión a la media. Para él, el único test válido sería el de convergencia *sigma*¹¹.

Drennan y Lobo (1999) desarrollan un modelo de convergencia *beta* simple, que tiene la característica de no incorporar la Falacia de Galton. Su metodología para probar la convergencia de ingreso es la siguiente: ellos definen dos razones: la razón A (razón entre el ingreso de una región y el ingreso promedio nacional, para el período de tiempo inicial) y la razón B (razón entre el crecimiento del ingreso de esta región y el crecimiento del ingreso promedio nacional, sobre el período de tiempo completo), con la siguiente definición de eventos:

¹¹ Este planteamiento es controversial. Ver Sala-I-Martin (1994) para una opinión distinta.

- Evento A1 : razón 'A' < 1
- Evento A2 : razón 'A' > 1
- Evento B1 : razón 'B' < 1
- Evento B2 : razón 'B' > 1

Se utilizan probabilidades condicionales entre el evento A y el evento B, donde la hipótesis nula es que A y B son independientes, y la hipótesis alterna es que no lo son. De manera más formal:

$$H_0 = P(B|A) = P(B)$$
$$H_a = P(B|A) \neq P(B)$$

Es decir, esta hipótesis nula nos dice que la probabilidad de que una región tenga una determinada proporción de crecimiento de su ingreso con respecto al promedio nacional, es independiente de la razón inicial entre el ingreso regional y el ingreso nacional. Esto constituye en términos estrictos una hipótesis de independencia. Sin embargo, la hipótesis de no convergencia es más estricta que ésta. Para plantear ésta es necesario desarrollar la matriz de probabilidad conjunta de los cuatro eventos, A1, A2, B1 y B2, compuesta por las siguientes cuatro posibilidades, respectivamente:

- Que el ingreso de una región crezca menos que el promedio nacional, y el ingreso regional inicial esté por debajo del nacional. ($P(B1|A1)$)
- Que el ingreso de una región crezca menos que el promedio nacional, y el ingreso regional inicial esté por sobre el nacional. ($P(B1|A2)$)
- Que el ingreso de una región crezca más que el promedio nacional, y el ingreso regional inicial esté por debajo del nacional. ($P(B2|A1)$)
- Que el ingreso de una región crezca más que el promedio nacional, y el ingreso regional inicial esté por sobre el nacional. ($P(B2|A2)$)

Ordenando en la matriz, se ve como se muestra en el Cuadro N° 1.

CUADRO N° 1
MATRIZ DE PROBABILIDAD CONDICIONADA ORIGINAL.

	<i>B1</i>	<i>B2</i>
<i>A1</i>	$P(B1 A1)$	$P(B2 A1)$
<i>A2</i>	$P(B1 A2)$	$P(B2 A2)$

Fuente: Elaboración propia en base a desarrollos anteriores.

En este contexto la hipótesis nula de no convergencia puede tomar distintas formas:

$$H_0^1 = P(B1|A2) \leq P(B1)$$

$$H_a^1 = P(B1|A2) > P(B1)$$

ó

$$H_0^2 = P(B2|A1) \leq P(B2)$$

$$H_a^2 = P(B2|A1) > P(B2)$$

ó

$$H_0^3 = P(B1|A1) \geq P(B1)$$

$$H_a^3 = P(B1|A1) < P(B1)$$

ó

$$H_0^4 = P(B2|A2) \geq P(B2)$$

$$H_a^4 = P(B2|A2) < P(B2)$$

Las hipótesis nulas 1 y 2 dicen que la probabilidad que una región teniendo un nivel inicial de ingresos mayor que el país tenga una tasa de crecimiento menor que el país, o teniendo un nivel inicial de ingresos menor que el país tenga una tasa de crecimiento mayor que el país, es menor o igual a la probabilidad incondicional respectiva. Las hipótesis nulas 3 y 4, en cambio dicen que la probabilidad que una región teniendo un nivel inicial de ingresos menor que el país tenga una tasa de crecimiento menor que el país, o teniendo un nivel inicial de ingresos mayor que el país tenga una tasa de crecimiento mayor que el país, es mayor o igual a la probabilidad incondicional respectiva. Naturalmente, estas hipótesis no son completamente

independientes entre sí. Si la H_0^1 no se rechaza, entonces tampoco se rechazará la H_0^3 ¹². De igual forma, si la H_0^2 no puede ser rechazada, entonces tampoco lo será la H_0^4 . Es decir, sólo dos de estas hipótesis entregan nueva información. A continuación elegiremos probar las hipótesis H_0^1 y H_0^2 .

El valor de la variable Z para cada una de estas dos combinaciones se calcula de la siguiente forma:

$$Z_{ji} = \frac{P(B_j|A_i) - P(B_j)}{\sigma_{ji}}, \quad i, j, = 1, 2; i \neq j \quad (14)$$

donde el error estándar, σ_{ji} , se calcula como sigue:

$$\sigma_{ji} = \sqrt{\frac{p_{ji}(1-p_{ji})}{n}} \quad (15)$$

En este caso, $p_{ji} = P(B_j|A_i)$ y n es el número de observaciones.

Entonces, si el valor calculado de Z_{ji} está fuera del intervalo crítico para el nivel de confianza elegido, se rechaza H_0 . Este resultado indica la no independencia de los eventos. Sin embargo, para concluir que existe convergencia se requiere considerar el signo del estadístico Z_{ji} . Si Z_{ji} es positivo para las hipótesis H_0^1 y H_0^2 , entonces existe evidencia de convergencia. En el caso que Z_{ji} sea negativo, entonces ello indica más bien divergencia en los salarios.

IV. DATOS.

IV.1. Fuentes de información acerca de ingresos y salarios.

Existen en Chile distintos indicadores de ingresos a nivel regional. Sin embargo, en general, los indicadores disponibles no son adecuados para analizar la convergencia de salarios por diversos motivos. Uno de estos indicadores es el Promedio de Remuneraciones Imponibles, calculado por la Asociación Chilena de Seguridad (ACHS). Este indicador se calcula con base a la información de las aproximadamente 35.000 empresas asociadas a la ACHS, considerando, actualmente, una cifra cercana a los 1.350.000 trabajadores. La periodicidad de cálculo es mensual y, adicionalmente, se encuentra información desagregada por rama de actividad económica. La representatividad es de, aproximadamente, un 25% de la fuerza laboral (inferior al indicador SAFP, como se detallará más adelante.). La otra desventaja de utilizar

¹² Esto es porque la suma de las dos probabilidades condicionales de estas hipótesis es igual a la probabilidad incondicional $P(B1)$.

dicho indicador, para el propósito del presente estudio, es que la región a la cual se asigna la información de salarios es muchas veces la Región Metropolitana, por tener muchas empresas su casa matriz ubicada en esta región. Ello distorsiona la visión sobre la distribución regional de los salarios¹³.

Por otra parte, el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), presenta el indicador ‘Ingreso Medio de los Ocupados’, cuya fuente es una encuesta suplementaria a la de Empleo que esta institución desarrolla una vez al año. Dicha cifra está desagregada a nivel regional. La frecuencia de cálculo es anual, y sólo se encuentra disponible en forma homogénea desde el año 1995. Ello constituye una serie muy corta para análisis de convergencia.

Finalmente, existe la información recogida por las encuestas de Caracterización Socio Económica Nacional (CASEN) que realiza el Ministerio de Planificación y Coordinación (MIDEPLAN). Estas encuestas recogen una gran cantidad de información socioeconómica con un nivel de desagregación importante y con representatividad a nivel de cada región. También recogen información de ingresos laborales. Esta encuesta se realiza cada dos años y está disponible para el período 1987-2000. Sin embargo, la información es de corte transversal, lo que dificulta las comparaciones temporales.

La serie escogida para analizar convergencia en este estudio se basa en la información de ingreso promedio de los cotizantes del sistema de fondos de pensiones, recolectados por la Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones (SAFP). Los datos de ingreso promedio de la SAFP se encuentran disponibles, con periodicidad trimestral, y de manera significativa, desde el año 1989, puesto que cuando recién se creó el sistema de Administradoras de Fondos de Pensiones (año 1981) sólo una parte de la fuerza laboral se incorporó a él, permaneciendo un porcentaje en el sistema antiguo (un 20% de la fuerza laboral se afilió originalmente al sistema). Sin embargo, como la reforma al sistema de pensiones fue de tipo sustitutivo, es decir, se cambió el sistema público de reparto por el de capitalización privado, los ingresantes de la fuerza laboral, a partir del año de creación del nuevo sistema, tienen la obligatoriedad de incorporarse a las A.F.P., por lo cual el porcentaje de afiliación se ha incrementado hasta un 73% en el año 2001 (6.400.000 personas, aproximadamente), de manera que, actualmente, la información del sistema nuevo es significativa, dada la alta representatividad con respecto a la realidad de la fuerza laboral. Sin embargo, dicho promedio debiera ser corregido para ser representativo del promedio poblacional, puesto que corresponde a la media de una muestra censurada para ingresos superiores a 60 U.F.. Efectivamente, esta cifra representa el tope de imponibilidad, por lo tanto, los ingresos superiores a este tope se contabilizan como de 60 U.F. Debe señalarse, sin embargo, que la corrección de los datos debiera incorporar también el problema de sesgo de selección, puesto que la representatividad de las A.F.P. no es la misma durante todo el período, ya que un porcentaje de la fuerza laboral aún permanece en el sistema antiguo.

¹³ Díaz y Meller (2004) tratan de corregir la asignación regional de salarios, redistribuyendo los salarios entre regiones de acuerdo a información sobre exportaciones regionales de las empresas. Este procedimiento sufre al menos de dos limitaciones. Uno, que no todas las empresas exportan, y dos que probablemente se mezclan salarios que corresponden a la Región Metropolitana (casa matriz) con salarios que corresponden a trabajadores de otras regiones.

La serie incluye entonces un total de 52 datos (hasta año 2001 inclusive), lo cual parece suficiente para nuestros propósitos. Cabe señalar que en dicho promedio están incluidos tanto los trabajadores dependientes como los independientes, siendo los primeros, en cada región, a lo menos el 96% del total de cotizantes en el sistema. Por lo tanto, el riesgo de sesgo a la subestimación que introducen los trabajadores independientes no parece ser demasiado importante.

IV.2. Método para series censuradas.

Como se indicó anteriormente, la serie de ingresos laborales escogida para ser utilizado en el análisis de la convergencia salarial tiene la característica de ser una variable censurada en la parte superior. Se denomina censurada a una variable cuando los valores desde un cierto rango son reconocidos con un valor único. La distribución que corresponde a los datos muestrales de una variable de estas características es una mezcla de distribución continua y discreta. La existencia de este tipo de variables puede generar sesgos en la inferencia que de esta serie se pueda realizar sobre el comportamiento de los ingresos de la población total, cuando se utilizan procedimientos estándar. Luego, antes de que la serie de ingresos de la SAFP pueda ser usada para el análisis de convergencia debe ser corregida, de tal forma que sea un indicador representativo del promedio poblacional. (ver por ejemplo Greene (1997) y Maddala (1995)).

De acuerdo a Johnson y Kotz (1970), un teorema fundamental que relaciona la esperanza de un variable censurada, con la esperanza y la desviación estándar poblacional es el siguiente:

Sea, x^* una variable que tiene distribución normal, con media μ y varianza σ^2 , y además, $x = a$ si $x^* \geq a$, y en cualquier otro caso, $x = x^*$, la esperanza de la variable censurada es¹⁴:

$$E\langle x | \text{censurada} \rangle = (1 - \Phi) a + \Phi (\mu + \sigma \lambda (\alpha)) \quad (16)$$

donde $\alpha = (a - \mu)/\sigma$, y además:

$$\lambda(\alpha) = \phi(\alpha)/[1 - \Phi(\alpha)], \quad (17)$$

donde la ecuación (16) nos muestra la función de esperanza de x ; función del punto de censuramiento a ; ϕ , la función de densidad de la distribución normal estándar, y Φ , la función de distribución acumulada de la misma. La función $\lambda(\alpha)$ se conoce como el inverso de la razón de Mills. Dado que conocemos la esperanza de x censurada (el promedio de las serie de ingresos SAFP), y el punto de censuramiento a , si conociéramos el valor de $\lambda(\alpha)$, podríamos

¹⁴ Si el censuramiento es por abajo, las ecuaciones quedan

$$E\langle x | \text{censurada} \rangle = \Phi a + (1 - \Phi)(\mu + \sigma \lambda(\alpha))$$

y

$$\lambda(\alpha) = -\phi(\alpha)/\Phi(\alpha),$$

respectivamente.

obtener los valores deseados de μ y σ , de las ecuaciones (17) y (16). Dado que $\lambda(\alpha)$ depende de la función de distribución normal estándar acumulada, necesitaríamos conocer una estimación de α para calcular la función $\lambda(\alpha)$.

Combinando las ecuaciones (16) y (17), obtenemos:

$$\begin{aligned}\mu^* &= \frac{E(x|censurada)\alpha - a[\alpha(1 - \Phi) - \phi]}{\alpha\Phi + \phi} \\ \sigma^* &= \frac{1}{\alpha} \left[a - \frac{E(x|censurada)\alpha - a[\alpha(1 - \Phi) - \phi]}{\alpha\Phi + \phi} \right]\end{aligned}\quad (18)$$

Trabajando con el supuesto de distribución normal del logaritmo de los ingresos, es posible obtener la esperanza poblacional y la desviación estándar, a partir del promedio censurado dado por el ingreso SAFP utilizando el sistema de ecuaciones (18). Para la determinación de dichas variables, es necesario conocer la función de distribución poblacional de los ingresos, la cual se obtuvo de las estadísticas de ingresos provenientes del trabajo, de la Encuesta Suplementaria de Empleo, del INE, en la publicación Ingresos de Hogares y Personas. Invertiendo la distribución normal estándar se puede obtener una estimación de α , lo cual permite resolver el sistema.

A modo de ejemplo, para clarificar el procedimiento se utiliza el cálculo realizado para la VIII región en el mes de marzo del año 1989. Para marzo de este año, el tope de impondibilidad previsional de 60 U.F. equivalía a un valor en pesos de \$277.680 (valor de a). Por otro lado, un 4,6% de la población recibía una remuneración superior al tope de impondibilidad (valor de $1 - \Phi^*$); luego $\Phi(\alpha) = 95,4\%$, por lo que el valor de α equivale a 1,684938, teniendo un valor, entonces de $\phi(1,684938)$ de 0,096477. La remuneración promedio (valor censurado) de la región era, en ese período, de \$48.637 miles (en logaritmo natural, 3,88439). Con esto, se obtiene.

$$\begin{aligned}\mu^* &= 3,909344 \\ \sigma^* &= 0,01481293\end{aligned}$$

Para obtener la remuneración promedio en valor monetario, usamos la propiedad de que si $z \sim N[\mu, \sigma^2]$, entonces:

$$E[e^z] = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \quad (19)$$

Insertando los valores obtenidos en esta función, se tiene que la remuneración promedio corregida sería, para ese mes, de \$49,872 miles.

V. RESULTADOS.

En la Cuadro N° 2 se presentan los principales valores para el cálculo del test de convergencia beta, para la serie corregida. Al analizar la serie corregida, al inicio del período (primer trimestre de 1989), hay un total de 6 regiones con un ingreso mayor al promedio nacional

(\$55.220) y 7 con promedio inferior, donde el valor más bajo corresponde a la séptima región, promedio regional que alcanza un valor de \$38.934, y el más alto es el de la segunda región, con ingreso promedio de \$81.997, teniendo una desviación estándar de \$11.799,9. Esto no es sorprendente, si se piensa que la segunda región concentra un porcentaje alto de la actividad cuprífera, donde los ingresos son superiores a otros sectores productivos.

En el total del período muestral, el crecimiento del ingreso bruto nominal fue de 413,7% para el país, con un crecimiento promedio anual de 3,5%. Siete regiones crecieron más y seis menos que el promedio nacional, donde la que más creció fue la novena región (518,2%) y la de menor crecimiento fue la segunda región, con un crecimiento total de 358,7%. Expresado en tasas de crecimiento promedio anuales, que para el país fue de 3,5%, hay siete regiones con crecimiento promedio más alto y seis con promedio inferior, siendo la de mayor crecimiento en promedio la novena región, que crece un promedio de 3,9% por período.

CUADRO N° 2
NIVELES DE INGRESO INICIAL Y TASA DE CRECIMIENTO
POR REGIÓN PARA LA SERIE CORREGIDA.

Región	Mar-89 serie corregida	Crec. % serie corregida	Crec. % año serie correg.
I	57.620	387,568	3,356
II	81.997	354,321	3,203
III	68.013	356,915	3,215
IV	49.394	429,547	3,533
V	48.796	436,725	3,562
VI	56.420	355,423	3,208
VII	38.934	441,704	3,582
VIII	49.872	413,205	3,466
IX	39.395	509,987	3,839
X	40.708	490,226	3,767
X1	49.942	435,753	3,558
XII	65.077	374,483	3,297
R.M.	59.886	414,824	3,472
PAÍS	55.220	413,674	3,467

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la SAFP.

A partir de este Cuadro, elaboramos el Cuadro N° 3, donde se presenta una matriz de 2x2, en la cual se distribuyeron las 13 regiones, donde las filas muestran las dos posibilidades para la razón 'A', mientras que las columnas muestran las dos posibilidades para la razón 'B'. Cabe señalar que las dos regiones que presentan un comportamiento distinto al esperado son la VIII región, la cual tiene un nivel de ingreso menor al inicial, y además crece menos; y la región Metropolitana, que presenta el caso opuesto (nivel de ingreso mayor al del país, y tasa de crecimiento mayor al país).

CUADRO N° 3
MATRIZ BÁSICA DE DATOS.

	<i>B1</i>	<i>B2</i>
<i>A1</i>	<i>1</i>	<i>6</i>
<i>A2</i>	<i>5</i>	<i>1</i>

Fuente: Elaboración propia, en base los datos SAFP corregidos.

El Cuadro N° 4 muestra la matriz de probabilidad conjunta calculada con los datos del Cuadro N° 3.

CUADRO N° 4
MATRIZ DE PROBABILIDAD CONJUNTA.

	<i>B1</i>	<i>B2</i>
<i>A1</i>	0,077	0,461
<i>A2</i>	0,385	0,077

Fuente: Elaboración propia, en base los datos S.A.F.P.corregidos.

Los datos del Cuadro N° 4 fueron utilizados para calcular cada probabilidad condicional, (valor p). Estas probabilidades condicionales se presentan en la Cuadro N° 5, y su cálculo sirve, entonces, para comprobar la convergencia β . Por ejemplo, para el evento B2A1 la probabilidad condicional sería:

$$p = \frac{P(B2 \cap A1)}{P(A1)}$$

CUADRO N° 5
MATRIZ DE PROBABILIDAD CONDICIONADA (P(B|A)).

	<i>B1</i>	<i>B2</i>
<i>A1</i>	0,143	0,857
<i>A2</i>	0,830	0,170

Fuente: Elaboración propia, en base los datos SAFP corregidos.

Como 3,28 es mayor que el valor crítico de Z (aproximadamente 2,58, considerando un grado de confianza de 99% y 12 grados de libertad), aceptamos la hipótesis de convergencia, rechazando la independencia o divergencia.

El Cuadro N° 6 muestra los valores calculados de p , σ y Z , calculados a partir de la utilización los valores de la probabilidad condicional del Cuadro N° 5.

CUADRO N° 6
RESULTADOS TEST ESTADÍSTICO PARA TODOS LOS EVENTOS DEFINIDOS.

	<i>P</i>	σ	<i>Z</i>	Z crítico (99% c/ 12 grados de libertad)
P(B1 A2)	0,83	0,103362	3,60	2.58
P(B2 A1)	0,86	0,097052	3,28	2.58

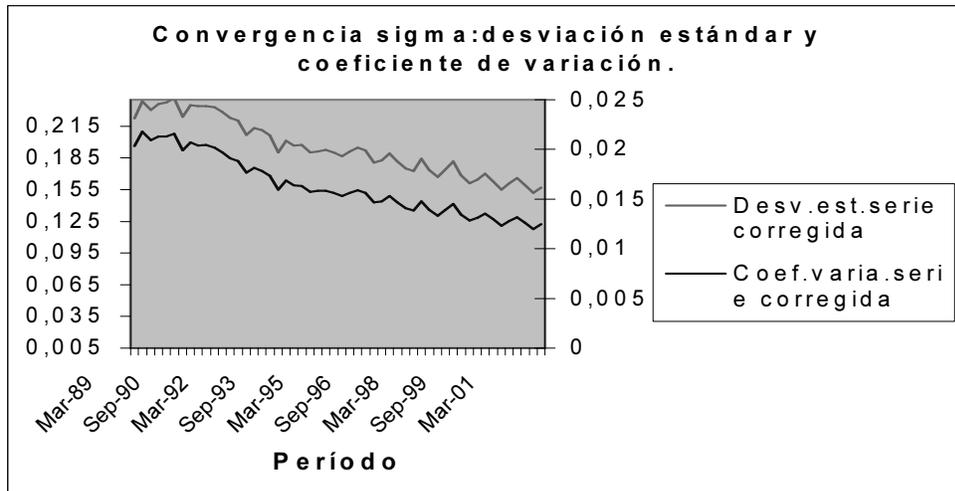
Fuente: Elaboración propia, en base los datos SAFP corregidos.

Como podemos ver, por los valores calculados de Z , en los dos casos podemos rechazar la hipótesis de independencia entre la razón 'A' y la razón 'B', o lo que es lo mismo, la relación existente entre tasa de crecimiento regional y nacional durante el período, depende de la relación existente entre ingreso regional e ingreso nacional al inicio del período. Dado que el valor de Z es positivo para $P(B1|A2)$ y $P(B2|A1)$, entonces además podemos decir que la prueba no puede rechazar la existencia de convergencia β^{15} .

¹⁵ También hicimos una regresión de mínimos cuadrados no lineales incondicional para la tasa de crecimiento de

Como se dijo anteriormente, la existencia de convergencia β es condición necesaria, pero no suficiente para la existencia de convergencia σ . Para avalar los resultados anteriores, en el Gráfico N° 3 se muestra la evolución de dos medidas de dispersión: la desviación estándar y el coeficiente de variación, para el período analizado. Ambas medidas muestran una clara tendencia a disminuir a través del tiempo. Es decir, la dispersión de los salarios regionales tiende a disminuir a través del tiempo, concordando con los resultados del análisis de convergencia β .

GRÁFICO N° 3



Fuente: Elaboración propia, en base a datos SAFP corregidos.

Sin embargo, la tendencia decreciente en la dispersión no constituye evidencia de una diferencia estadísticamente significativa a través del tiempo. Para probar esto aplicamos un test F de igualdad de varianzas de dos poblaciones con distribución normal.

$$H_0 : \sigma_t^2 = \sigma_{t+i}^2$$

$$H_1 : \sigma_t^2 > \sigma_{t+i}^2$$

donde se prueba la hipótesis nula (H_0) de igualdad de varianzas en dos momentos en el tiempo, contra la hipótesis alterna (H_1) que la varianza es mayor en el período inicial t que en el período posterior $t + i$, donde $i = 1, \dots, 12$. Este test tiene 12 grados de libertad en el numerador y denominador. Los resultados no permiten rechazar la H_0 al 5% de significancia

los salarios regionales sobre el nivel de salarios para el período completo. Los resultados para el coeficiente beta estimado son no significativos, aunque con el signo esperado.

para todo el período. Sin embargo, sí rechazan la hipótesis nula al 10% para valores de i de 11 y 12. Por ejemplo, para el test de igualdad de varianzas entre 1989 y 2001, el valor estadístico estimado es 2,42. Los valores críticos al 5% y 10% respectivamente son 2,69 y 2,15. Por ello concluimos que la evidencia sobre convergencia sigma existe, aunque no es demasiado fuerte¹⁶.

VI. CONCLUSIONES Y COMENTARIOS FINALES.

En este estudio hemos analizado la convergencia regional de los salarios en Chile para el período 1989-2001. Básicamente el estudio se concentra en la aplicación de un test novedoso de convergencia β , que no sufra del problema de la Falacia de Galton, aunque también presenta resultados para convergencia σ . Adicionalmente, elegimos trabajar con una serie de tiempo de salarios regionales, para lo cual utilizamos la base de datos de la Asociación de Fondo de Pensiones, fuente que no había sido previamente usada para este tipo de estudios en Chile. Sin embargo, como consecuencia de la censura que se incurre al calcular esta serie, tuvimos que corregir esta información por el sesgo de censura.

Los resultados de este trabajo demuestran que las regiones de Chile han convergido en crecimiento de los salarios, medidos a través del ingreso imponible del trabajo, durante el período 1989-2001. Estos resultados son válidos tanto para la convergencia β como la σ , aunque en el último caso la evidencia no es demasiado fuerte. En relación con la convergencia β los resultados del estudio son concordantes con el grueso de la evidencia existente. En particular, son concordantes con los resultados obtenidos por el único estudio previo sobre convergencia basado en datos de salarios regionales (ver Díaz y Meller, 2004). Sin embargo, la diferencia de los resultados de este estudio con otros anteriores es que nuestros resultados estarían libres de lo que se denomina la Falacia de Galton. Por otra parte, no conocemos a la fecha evidencia basada en test formales sobre convergencia σ .

Estimamos también un modelo de convergencia β tradicional, y los resultados no muestran que exista convergencia con la serie de datos corregidos, al menos para la muestra completa de trece regiones. Los datos indican que existen dos regiones que se comportan en forma atípica a lo que la hipótesis de convergencia mantiene. La primera, porque en el período crece menos que el promedio nacional, a pesar de encontrarse a comienzos del período con un nivel de salarios inferior al promedio. La segunda, porque al contrario, creció más que el promedio en el período y mostraba inicialmente un nivel de salario mayor al promedio. Este comportamiento indudablemente requiere mayor estudio para poder entender las especificidades que gobiernan la evolución salarial de estas regiones.

Los resultados presentados están basados en una concepción de convergencia incondicional. Naturalmente que el análisis de convergencia condicional, aplicando el mismo tipo de pruebas que se utilizan en este estudio, es un área abierta para futuro trabajo. El enfoque condicional, además, puede ser fructífero para la discusión de opciones de política económica regional.

¹⁶ Naturalmente, los pocos grados de libertad de la prueba atentan contra una mayor precisión del test.

VII. REFERENCIAS.

- ANRÍQUEZ, G. 1996. (mimeo). Convergencia de Producto e Ingreso: Una Interpretación de la Evidencia Chilena.
- ARAYA, I. y C. Oyarzún. 2001. Long Run Dynamics of Regional Growth in Chile. Estudios de Economía. Vol. 28(1): 69-78.
- AROCA, P. y BOSCH, M. 2000. Crecimiento, Convergencia y Espacio en las Regiones Chilenas: 1960-1998. Estudios de Economía, Vol. 27:199-224.
- AROCA, P. y CLAPS, D. 1997. Regional Convergence Analysis of Chilean Economy between 1960 and 1996. Instituto Nacional de Estadísticas (INE).
- ACHS. Asociación Chilena de Seguridad. Página Web: <http://www.achs.cl>
- BARRO, R.J y X. SALA-I-MARTIN. 1992. Convergence. Journal of Political Economy, Vol. 100(2): 223-251.
- BARRO, R.J. y X. SALA-I-Martin. 1995. Economic Growth. McGraw-Hill, Nueva York.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. 1992. Regionalización del Producto Interno Bruto. Santiago
- BAUMOL, W. 1986. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show. American Economic Review, Vol. 76(5): 1072-1085.
- CALISTO, N. Y RIFFO, L. 1998. Crecimiento Económico Regional en Chile 1985-1998. Estadística y Economía, Vol. 2ºsem: 51-74.
- CASS, D. 1965. Optimum Growth in an Aggregative model of Capital Accumulation. Review of Economic Studies, Vol. (32): 233-240.
- DÍAZ, R. y P. MELLER. 2004. Crecimiento Económico Regional en Chile: ¿Convergencia?. Documentos de Trabajo N° 180, Serie Economía, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile, pp. 1-54.
- DRENNAN, P. y LOBO, J. 1999. A Simple Test for Convergence of Metropolitan Income in the U.S. Journal of Urban Economics, Vol. 46: 350-359.
- DURLAUF, S. and JOHNSON, P. 1995. Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior. Journal of Applied Econometrics. n10: 365-394.
- FALLON y VERRY. 1988. The Economics of Labour Markets. Philip Allan. Oxford y New

Jersey.

- FLATAU, P. 2002. Hicks' The Theory of Wages: Its Place in the History of Neo-Classical Distribution Theory. *Journal of Economic Literature*. Vol. 187: 120-135.
- FRIEDMAN, M. 1992. Do Old Fallacies Ever Die?. *Journal of Economic Literature*, Vol. 30: 2129-2132.
- FUENTES, R. 1997. ¿Convergen las Regiones en Chile? Una Interpretación. Análisis Empírico de Crecimiento en Chile, Análisis Empírico del Crecimiento Económico Chileno. CEP e Ilades-Georgetown, págs.179-196.
- GREENE, W. 1997. *Econometric Analysis*. Cambridge University Press. Cap.20, págs.948-980.
- HICKS, J.R. 1932. *The Theory of Wages*. MacMillan, London.
- Instituto Nacional de Estadísticas (INE). 2000. *Panorama Económico y Social: Las Regiones de Chile 1990-1999*. Santiago. Chile.
- Jones, H. 1998. *Introducción a las Teorías Modernas del Crecimiento Económico*. Segunda Edición. Antoni Bosch. Barcelona. España.
- JOHNSON y KOTZ. 1970. *Distribution in Statistics: Discrete Distributions*. John Wiley and Sons. Nueva York. USA.
- KOOPMANS, T. 1965. On the Concept of Optimal Economic Growth. *The Econometric Approach to Economic Planning*, Amsterdam, Holland., págs.225-287.
- MADDALA. 1995. *Limited-Dependent and Qualitative Variable in Econometrics*. Cambridge University Press, Cap.6, págs.149-180.
- MORANDÉ, F., PINCHEIRA, P., y SOTO, R. 1997. *Achilles, the Tortoise and Regional Growth in Chile*. Centro de Estudios Públicos.
- QUAH, D. 1993. Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 93: 427-438.
- RAMSEY, F. 1928. A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, Vol. 38: 543-559.
- SALA-I-MARTIN, X. 1994. *Apuntes de Crecimiento Económico*. Antoni Bosch, Barcelona.
- SOLOW, R. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of*

¿Convergen los salarios regionales en Chile? /Tramón M., Dresdner J.

Economics, Vol. 70: 65-94.

SUPERINTENDENCIA DE ADMINISTRADORAS DE FONDOS DE PENSIONES (SAFP).
1990-2003. Boletines Estadísticos.