

DIFERENCIAS EN EL MERCADO DE TRABAJO ENTRE LAS PROVINCIAS ESPAÑOLAS

M^a Esther Lopez Vizcaíno¹, M^a Esther Calvo Ocampo¹, M^a Pilar Romero Martínez¹, Estefanía Villar Cheda¹

¹ Instituto Galego de Estatística

RESUMEN

En los últimos años, el mercado de trabajo en las provincias españolas ha sufrido profundas transformaciones.

El objetivo de este trabajo es evaluar las diferencias del empleo y desempleo entre las provincias, poniendo especial hincapié en la dinámica temporal de las tasas de paro. Para llevar a cabo este objetivo se utilizarán indicadores, así como técnicas de series temporales, que ayuden a identificar la presencia o ausencia de la convergencia de determinadas variables relacionadas con el empleo y desempleo en las provincias españolas, incidiendo de manera especial en las provincias gallegas.

1. ÍNDICE DE GINI

El índice de Gini es una medida de desigualdad basada en la curva de Lorenz. Aunque esta curva fue desarrollada en el ámbito de la economía para representar gráficamente la desigualdad en la concentración de la renta en los distintos individuos de una población en la actualidad se está extendiendo a otros ámbitos bien diferentes.

En nuestro caso estamos interesados en saber cómo se concentra el número de parados en las diferentes provincias españolas y cómo evoluciona esta concentración desde el año 1977 hasta la actualidad. Así, para cada año, procedimos a ordenar las distintas provincias españolas de mayor a menor tasa de paro y hacer los correspondientes porcentajes de parados y de activos. Si representamos gráficamente en el eje de abscisas el porcentaje acumulado de activos y en el eje de ordenadas el porcentaje de parados tenemos para los años 1977 y 2001 las siguientes curvas:

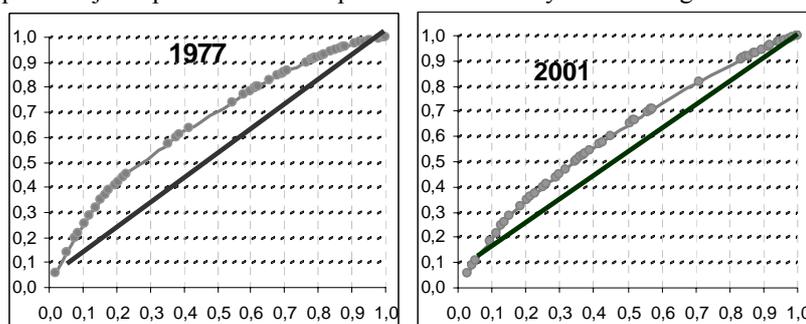


Gráfico 1. Curva de Lorenz para los años 1977 y 2001.

En el año 1977 puede comprobarse como las 17 provincias españolas con mayor tasa de paro conforman el 54% de la población activa y el 74 % de la población parada, mientras que en el año 2001 las 17 provincias con mayor tasa de paro constituyen el 32 % de la población activa y el 47% de la población parada.

El índice de Gini pretende sintetizar la información contenida en la curva de Lorenz y esto nos permitirá tener un único valor con el cual poder comparar la concentración del paro en las diferentes provincias españolas a lo largo del tiempo. El índice de Gini corresponde con la área contenida entre la curva de Lorenz y la diagonal de forma que cuanto más alejada se encuentre la

curva de la diagonal mayor será este índice y mayor desigualdad presentará la concentración de la variable en estudio. Existen varias fórmulas que nos permiten aproximar el área entre ambas curvas, en nuestro caso utilizamos la fórmula de Brown (1994). Si representamos este índice a lo largo del tiempo tendremos:

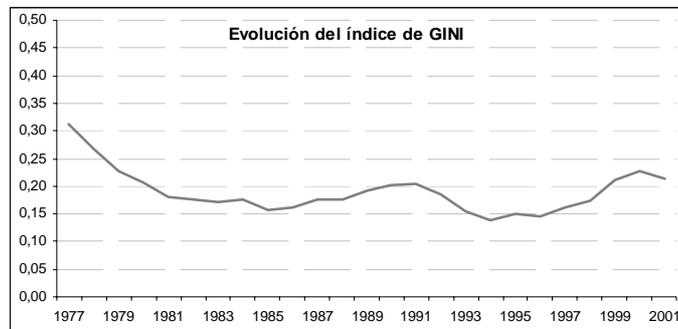


Gráfico 2. Evolución del índice de Gini 1977-2001

Según el gráfico anterior vemos como el índice de Gini parte de un valor no demasiado alto y disminuye a lo largo del período, si bien de una forma bastante marcada hasta el año 1983, dejando patente una ligera mejora en la actualidad con respecto al año 1977.

En cuanto a las tasas de actividad y ocupación, en el gráfico 3 se observan los índices de Gini para el período considerado en este estudio. No se detectan desigualdades importantes, tanto en la tasa de ocupación como en la de actividad, sin embargo, mientras que la tasa de actividad presenta un grado de concentración bastante constante en todo el periodo, la tasa de ocupación apunta una tendencia muy ligera hacia una mayor concentración entre provincias.

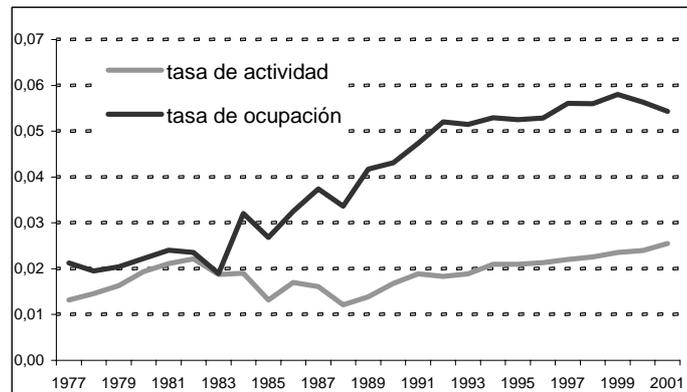


Gráfico 3. Índice de Gini de las tasas de actividad y ocupación.

2. ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN

La aplicación directa de la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini al análisis de desigualdades en el empleo y desempleo tiene como limitación que estos indicadores no incluyen la dimensión socioeconómica, pues sólo se procesa y ordena la población en función de la variable de empleo o desempleo. Esta desventaja se supera ordenando las unidades geográficas de menor a mayor nivel socioeconómico

Si se ordena la población o las unidades geográficas de acuerdo al status socioeconómico y no de acuerdo a una variable de empleo o desempleo, se consigue incluir la dimensión socioeconómica en el análisis. Si el ordenamiento de acuerdo a la variable socioeconómica coincide con el ordenamiento de acuerdo a la variable el empleo el índice de concentración y el coeficiente de Gini toman el mismo valor absoluto. Ello sugeriría que la variable socioeconómica utilizada explica la forma de distribución de la variable de empleo o desempleo de la población.

El Índice de Concentración se calcula siguiendo el mismo método de cálculo que para la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini, pero se realiza a partir de de tres variables medidas en un conjunto de N unidades geográficas, teniendo como elementos esenciales una población P, un indicador de empleo o desempleo y un indicador socioeconómico.

La curva de concentración se obtiene del mismo modo que la de Lorenz, con proporciones acumuladas, pero contando con datos ordenados por medio de la variable socioeconómica, desde el nivel económico menos favorecido hasta el más favorecido

El propósito de este estudio es analizar la existencia de desigualdades en las tasas de paro en las 50 provincias españolas en el período 1977-2001. Así mismo, se desea considerar el efecto de una variable socioeconómica en el análisis de dichas desigualdades, el PIB per cápita. Para ello es necesario calcular el índice de concentración a lo largo del período considerado y representar la curva de concentración para determinar como se distribuyen los parados según la población activa.

Si se observan los valores del índice de Gini a lo largo del período y se comparan con los del índice de concentración, se observa como a partir del año 1986 las diferencias entre ambos (en valor absoluto) son mínimas, lo que indica que a partir de ese momento el PIB per cápita tiene un efecto importante en las desigualdades en la tasa de paro entre provincias (gráfico 4)

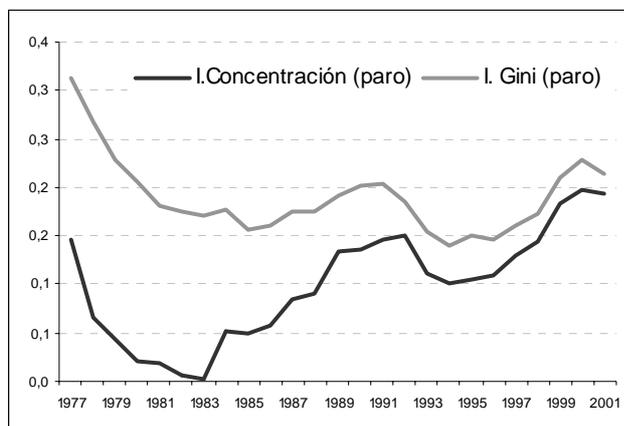


Gráfico 4. Evolución del índice de Gini y del índice de concentración 1977-2001

3. ÍNDICE DE THEIL E ÍNDICE DE ATKINSON

Para completar el análisis realizado con el índice de Gini se optó por utilizar otras medidas de desigualdad que verifiquen más propiedades normativas que este último y que permitan extraer conclusiones más sólidas.

En primer lugar se utilizó la denominada familia de índices de Theil, modificada para poder ser aplicada al ámbito de las desigualdades provinciales. Para ello se introdujeron ponderaciones en términos de población activa.

Para esta familia, en función del parámetro c que se elija se estará ante índices con propiedades normativas gradualmente diferentes, lo que permitirá comparar resultados y extraer conclusiones sobre sus posibles discrepancias en situaciones empíricas.

El índice de Theil se expresa en función del parámetro como sigue:

$$T(c)_t = \frac{1}{c(c-1)} \sum_{i=1}^n p_i^t \left[\left(\frac{x_i^t}{\mu^t} \right)^c - 1 \right] \quad c \neq 0,1$$

$$T(c)_t = \sum_{i=1}^n p_i^t \left(\frac{x_i^t}{\mu^t} \right) \ln \left(\frac{x_i^t}{\mu^t} \right) \quad c = 1$$

$$T(c)_t = \sum_{i=1}^n p_i^t \ln \left(\frac{\mu^t}{x_i^t} \right)^c = 0$$

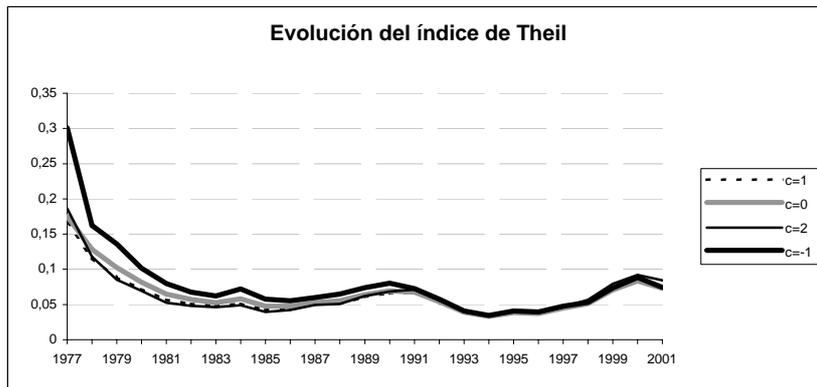
con:

p_i^t : proporción de población activa en la provincia i en el año t

x_i^t : tasa de paro en la provincia i en el año t

μ^t : tasa de paro nacional

En el siguiente gráfico se muestran los resultados del índice de Theil para los parámetros $c = -1, 0, 1, 2$:



A la vista del gráfico podemos observar un descenso más pronunciado hasta el año 1983 y que además esta caída es más intensa cuanto más sensible es el índice a las transferencias en la cola baja de la distribución, es decir cuanto más pequeño elegimos el parámetro de aversión a la desigualdad en la familia de índices de Theil.

Otra familia de índices de especial interés debido al gran número de propiedades normativas que satisface para cualquier valor del parámetro, es la familia de índices de Atkinson.

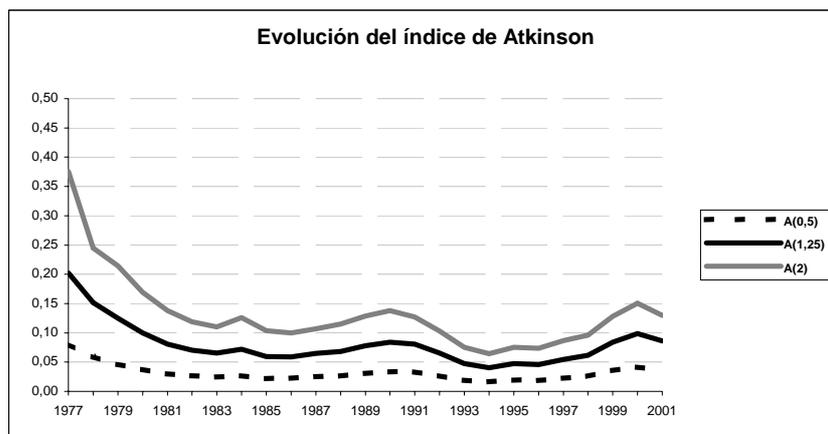
Para este estudio se han introducido, al igual que en el índice de Theil, las correcciones oportunas para adaptar el índice de Atkinson al análisis de las desigualdades provinciales en la tasa de paro, aplicándose la siguiente expresión:

$$A(\alpha)_t = 1 - \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t \left(\frac{x_i^t}{\mu^t} \right)^{1-\alpha} \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

con $\alpha > 0$, parámetro de aversión a la desigualdad.

Este parámetro se debe interpretar de modo que a medida que α aumenta se concede más peso a las transferencias en el extremo inferior de la distribución y menos a las transferencias en el extremo superior.

Se calculó el índice de Atkinson para los valores del parámetro $\alpha = 0,5; 1,25; 2$, obteniéndose los resultados que se muestran en el siguiente gráfico:



A la vista de los resultados se puede observar, al igual que en el índice de Theil, una caída hasta el año 1983 siendo esta más intensa cuanto mayor es el parámetro de aversión a la desigualdad.

No obstante, se puede observar a partir de los gráficos obtenidos para ambos índices que la evolución que presentan estos a lo largo del tiempo es similar.

Sin embargo, no podemos concluir a partir de los resultados obtenidos con cualquiera de los índices, que se haya producido algún aumento o reducción significativa de la desigualdad desde el año 1983 hasta el 2001.

4. MOVILIDAD

No existe de momento un criterio uniforme acerca de cómo definir y medir el concepto de movilidad.

Una primera aproximación al mismo sería definir la movilidad como el conjunto de movimientos que experimentan los individuos de una distribución cuando esta cambia a lo largo del tiempo.

Medidas de movilidad basadas en el coeficiente de correlación

Con estas medidas estadísticas se trató de estimar la relación existente entre la tasa de paro de las distintas provincias españolas en distintos momentos del tiempo.

Este análisis de la movilidad de la distribución provincial de la tasa de paro por habitante en España se llevó a cabo utilizando el coeficiente de correlación.

En concreto, las medidas utilizadas fueron:

$$Mr(x,y) = 1 - r(x, y)$$

$$MH(x,y) = 1 - r(\log(x), \log(y)) \quad (\text{índice de Hart})$$

Estas presentan no obstante un inconveniente en algunos casos y es que no capturan aquellos aspectos de la movilidad relacionados con la “independencia respecto al origen”, debido al signo del coeficiente de correlación, que no siempre toma valores positivos.

Esta desventaja se puede resolver tomando el valor absoluto del coeficiente de correlación en el ya mencionado índice de Hart.

Dado que, en este análisis, se obtuvieron para el coeficiente de correlación valores positivos, no fue necesario introducir esta última modificación.

Sin embargo, las medidas utilizadas se modificaron para introducir la dimensión poblacional, ponderando la tasa de paro por la población activa relativa media de la correspondiente provincia a lo largo del período temporal considerado, obteniéndose los siguientes resultados:

| Medida | Intervalo temporal de referencia | | | | |
|---------|----------------------------------|--------|---------|---------|---------|
| | 1 año | 6 años | 12 años | 18 años | 24 años |
| Mr(x,y) | 0,0546 | 0,3642 | 0,1670 | 0,1524 | 0,2502 |
| MH(x,y) | 0,0896 | 0,2762 | 0,2407 | 0,3384 | 0,3025 |

A la vista de los resultados obtenidos no podemos descartar que el nivel de movilidad intradistribucional sea bajo.

Por otra parte, es de destacar el hecho del notable incremento en la movilidad que se observa al considerar un periodo temporal de seis años frente al intervalo anual, multiplicándose los valores de Mr(x,y) y de MH(x,y) por 6,67 y 3,08 respectivamente.

Este incremento podría relacionarse además con el descenso experimentado en el período comprendido entre 1977 y 1983 por los índices de desigualdad calculados anteriormente (Gini, Theil y Atkinson).

No obstante, la sencillez de las medidas anteriores y los resultados obtenidos no nos permiten extraer conclusiones definitivas.

La movilidad como compensación de la desigualdad

El hecho de considerar la movilidad como la capacidad de las provincias españolas para modificar su posición relativa en términos de desempleo, exige centrar el análisis en las variaciones de la tasa de paro, excluyendo la influencia de los cambios en la distribución de la población activa.

Para esto se utilizó el enfoque propuesto por Esteban (1994), en el que se modifica el índice de rigidez de Shorrocks (1978) para adaptarlo a las características específicas de la movilidad regional.

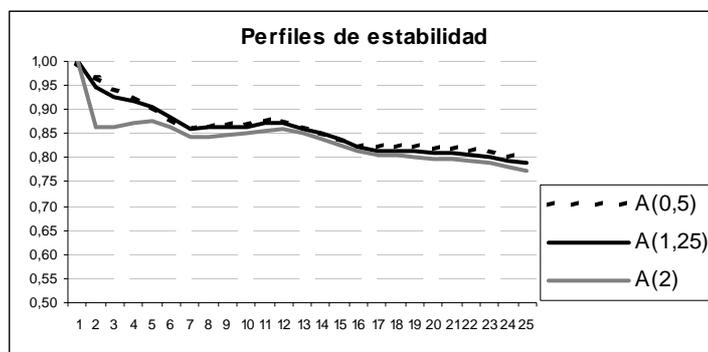
Este índice de rigidez modificado (R) se calculó para la tasa de paro en las provincias españolas entre 1977-2001, considerando intervalos temporales de distinta amplitud ($t = 1, 2, \dots, 25$).

Este indicador puede obtenerse a partir de cualquier medida de desigualdad que sea función convexa de la tasa de paro. En este estudio, los resultados se obtuvieron a partir del índice normativo de Atkinson, considerando diferentes grados de aversión a la desigualdad (0,5; 1,25; 2).

Al representar en el plano los valores del índice de rigidez en ordenadas frente a los distintos periodos temporales considerados, se obtienen los denominados perfiles de estabilidad (Shorrocks, 1981).

La recta paralela al eje de abscisas en la ordenada $R = 1$ corresponde al caso de inmovilidad. Por tanto, a medida que las curvas se alejen de dicha recta, aumenta la movilidad de la distribución.

En el gráfico siguiente se muestran los perfiles de estabilidad obtenidos:



Los resultados muestran que los índices de rigidez disminuyen a medida que se aumenta el periodo temporal.

La desigualdad provincial en la tasa de paro no puede considerarse como un fenómeno permanente. De hecho, a lo largo de los veinticinco años considerados esta se sitúa, en el cálculo de R, entre el 78 y el 80% de la desigualdad media correspondiente a cada período individual.

Estos resultados no permiten asegurar que la distribución de la tasa de paro en las provincias españolas sea inmóvil, teniendo además la movilidad cierta relevancia.

Además, debido al índice de rigidez modificado utilizado, esta movilidad se puede atribuir únicamente a cambios en el fenómeno del paro y no en la composición de la población activa.

5. COINTEGRACIÓN DE LA TASA DE PARO DE LAS PROVINCIAS GALLEGAS CON LA TASA DE PARO NACIONAL

Para ver si las diferentes tasas de paro de las distintas provincias van convegiendo a la tasa de paro nacional se pueden utilizar las técnicas de cointegración de series temporales.

Así si dos series son integradas del mismo orden y la teoría sugiere una relación lineal a largo plazo entre las mismas, podemos llevar a cabo su regresión estática,

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$$

denominada regresión de cointegración. Si los residuos de esta regresión son estacionarios entonces hay evidencia de que las variables cointegran y, si además de estar cointegradas, el vector de cointegración es (1 -1) significará que ambas series tienden a converger, es decir coinciden en el largo plazo. En un primer paso se analiza el orden de integración de las series utilizando el contraste de raíces unitarias de Dickey-Fuller. Así una vez comprobado el orden del retardo de las series a partir de la regla de Perron obtenemos que A Coruña, Lugo e Ourense tienen el retardo $p=0$ y Pontevedra y España tienen el retado $p=1$ por lo que para realizar el contraste de raíces unitarias utilizaremos los siguientes modelos:

$$\begin{aligned} (p=0) X_t &= \alpha + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \\ (p=1) X_t &= \alpha + \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

La forma práctica de llevar a cabo el test de raíces unitarias es realizar las regresiones

$$\begin{aligned} (p=0) \Delta X_t &= \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t \\ (p=1) \Delta X_t &= \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + \beta \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

y contrastar la hipótesis nula de que el coeficiente que acompaña a X_{t-1} es cero frente a que sea menor que cero. Sabemos que no se puede utilizar la tabla de la t de Student pues el estimador mínimo cuadrático de $\rho - 1$ es sesgado por defecto con lo que utilizaremos las tablas que realizó Fuller (1976:373). Así obtendremos los resultados presentados en la tabla 1

| | Raíces unitarias | | |
|------------|------------------|----------------------|----|
| | valor t | valor crítico (n=25) | |
| A Coruña | -2,09 | -3,00 | NR |
| Lugo | -1,81 | -3,00 | NR |
| Ourense | -1,65 | -3,00 | NR |
| Pontevedra | -2,40 | -3,00 | NR |
| Nacional | -2,97 | -3,00 | NR |

Tabla 1. Test de raíces unitarias

| | análisis de los residuos | | |
|------------|--------------------------|----------------------|----------------------|
| | valor t | valor crítico (n=25) | orden de integración |
| A Coruña | -3,61 | -3,00 | R 1 |
| Lugo | -3,94 | -3,00 | R 1 |
| Ourense | -3,73 | -3,00 | R 1 |
| Pontevedra | -4,51 | -3,00 | R 1 |
| Nacional | -3,93 | -3,00 | R 1 |

Tabla 2. Test de raíces unitarias sobre los residuos

Como se ve en la tabla 1 el valor del estadístico t es superior al valor crítico dado por las tablas en todas las series por los que no se rechazaría la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Para determinar que el orden de integración es uno tendremos que analizar los residuos y ver que estos no tiene raíces unitarias. Realizamos las regresiones correspondientes aplicando el modelo con $p=0$ de forma completamente análoga. Los resultados del estadístico se pueden ver en la tabla

2, así puede observarse como se rechaza en todos los casos la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias por lo que se concluye que las series de la tasa de paro de las provincias gallegas y del total nacional son integradas de orden 1. Una vez analizada la integración también se examina la existencia de tendencia que en todos los casos nos dió la no existencia de esta.

Para ver si están cointegradas compararemos cada serie provincial X_t con la serie nacional Y_t y realizaremos la regresión de cointegración ya mencionada. A los residuos de estas regresiones les habrá que aplicar un test que nos permita determinar su estacionariedad, por ello se realiza el test de raíces unitarias ya aplicado a las series de las tasas de paro con los siguientes resultados:

Cointegración

| | valor t para los residuos | valor crítico (n=25) | |
|------------|---------------------------------|----------------------------|----|
| A Coruña | -1,09 | -3,0 | NR |
| Lugo | -1,15 | -3,0 | NR |
| Ourense | -1,50 | -3,0 | NR |
| Pontevedra | -0,45 | -3,0 | NR |

con lo tendremos que aceptar la existencia de por lo menos una raíz unitaria con lo que los residuos no son estacionarios y no existe cointegración.