

"Las migraciones internas, salarios y desempleo:
Contratación empírica en la economía española e
implicaciones para la política de empleo regional".

José Manuel González Pérez (U.L.L.)
Depto. Economía y Dirección de Empresas.
(Versión preliminar). Septiembre 1988.

INTRODUCCION

El trabajo realizado trata de responder de manera formalizada a la cuestión de cómo se toma la decisión de emigrar. Los individuos para decidirse consideran una función objetivo cuyos argumentos son fundamentalmente económicos; de manera que al proceder racionalmente, el individuo toma la decisión de emigrar, positiva o negativa, como resultado de la optimización de tal función objetivo.

El marco teórico económico en que se apoya este análisis es el modelo de Todaro (1969); en el que, entre otras cuestiones, se trata de explicar la existencia de racionalidad en el comportamiento, aparentemente paradójico, de individuos que deciden emigrar hacia núcleos urbanos conscientes del alto desempleo que exista en los mismos.

La existencia de flujos migratorios permanentes hacia núcleos urbanos es una señal relevante para los gestores de políticas económicas, especialmente medidas dirigidas a la creación de empleo, porque, según el planteamiento de Todaro, pudiera darse el caso de que una política de empleo cuyo objetivo sea reducir el desempleo, mediante la creación de empleo neto, en última instancia esté, de hecho, fomentando el crecimiento del desempleo, debido a que por cada nuevo empleo neto fluyen a la ciudad más de un emigrante, dado que estos revisan al alza, cada uno por separado, sus probabilidades de conseguir un empleo en los mercados de trabajo urbanos. De alguna manera

TITULO: "LAS MIGRACIONES INTERNAS, SALARIOS Y DESEMPLEO: CONTRASTACION EMPIRICA EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA E IMPLICACIONES PARA LA POLITICA DE EMPLEO REGIONAL." (*)

AUTOR: JOSE MANUEL GONZALEZ PEREZ.

CENTROS: Facultades de CC.EE. de las Universidades de La Laguna, Valladolid y Autónoma de Barcelona.

TEXTO: (Resumen).

En este trabajo estimamos (1) la respuesta de las tasas de migración neta interregional a las diferencias salariales y de desempleo y (2) el proceso de ajuste de los salarios, tanto reales como nominales, de las regiones en el tiempo. Hemos usado datos anuales para las regiones españolas entre 1960-1984.

Los resultados nos indican un comportamiento distinto entre regiones ganadoras de población y perdedoras, en cuanto a la primera estimación. Así, en las ganadoras se aprecia una respuesta positiva a los cambios en los salarios relativos y negativa a los cambios en el desempleo relativo. En las regiones perdedoras se detecta una escasa significación de las variables exógenas utilizadas. Respecto a la segunda estimación se da un proceso de ajuste salarial convergente, que señala la existencia de un debilitamiento de las desviaciones salariales entre regiones. Ahora bien, tal debilitamiento no conducirá hacia la cancelación de las diferencias de salarios interregionales, sino que se producirá un ajuste hacia una situación de "equilibrio" a L.P. en niveles para cada región. Este ajuste es lento y la relación a L.P. refleja que aquellas regiones con mayor desviación de salarios sobre la media nacional serán las que tendrán más desviación de empleo sobre la media.

METODO: Regresiones M.C.O., utilizando datos de panel.

(*) En este trabajo han colaborado los profesores D. José M. Sánchez Molinero (U.V), D. Jaime García Villar (U.A.B.) y D. Víctor Cano (U.L.L.). Deseo destacar la colaboración de D. Juan Acosta Ballesteros, en las tareas informáticas. Por último agradecer las sugerencias y el apoyo de los compañeros del departamento y de la facultad, así como la financiación recibida por el Gobierno de Canarias y La Universidad de La Laguna.

pensamos que el mercado de trabajo español pudiera haber estado sujeto a las implicaciones de este marco teórico.

Los objetivos del presente trabajo son tres, sin duda condicionados a las limitaciones estadísticas sobre las distintas variables económicas relevantes y ligados a las tres cuestiones siguientes:

a) ¿ Las tasas de migración neta interprovincial responden a las desviaciones de salarios y de las tasas de desempleo de las provincias respecto del salario y tasa de desempleo medio nacional ?.

b) ¿ Los flujos migratorios juegan algún papel relevante en el debilitamiento de las desviaciones salariales y de desempleo provincial en el tiempo ?.

c) ¿ Cuáles son las implicaciones del ajuste en el tiempo de las diferencias salariales y de desempleo para la política económica provincial y regional, especialmente para la política de empleo ?.

El resto de secciones del trabajo se ordenan como sigue. En la Sección 2, se presenta modelo teórico sobre la conducta migratoria. En la Sección 3, nos referiremos a los datos y a las variables. Las características más relevantes del modelo econométrico especificado se descubren en la Sección 4. Los resultados empíricos están comentados en la Sección 5. Y por último, en la Sección 6 daremos las conclusiones y extensiones.

2. UN MODELO SOBRE LA CONDUCTA DE LA MIGRACION RURAL-URBANA:

La tesis del modelo sobre la conducta de la migración rural-urbana de M.J.Todaro (1969), puede quedar plasmada en el siguiente texto de su trabajo: "El objetivo de este análisis es formular un modelo económico de conducta de la migración rural-urbana que, en nuestra opinión, representa una modificación más real y extensa que el enfoque comúnmente encontrado en la literatura basado en el estudio de las diferencias salariales ... Por tanto, cuando se analizan los determinantes de las ofertas de trabajos urbanas no deberían prevalecer las diferencias reales de ingresos como tales sino más bien las diferencias de ingresos esperadas entre zonas rurales y urbanas, esto es la diferencia de ingresos ajustados por la probabilidad de encontrar un empleo urbano. Se argumentará que esta probabilidad actúa como una fuerza equilibradora de las tasas de desempleo urbano ... Adicionalmente, el modelo proporciona una estructura conveniente para analizar las implicaciones de políticas alternativas dirigidas a aliviar el desempleo ...". (M.J.Todaro, 1969).

Así, la asunción de tal modelo es que la tasa de migración rural-urbana neta está gobernada por la diferencia de los flujos descontados de los ingresos reales esperados urbanos y rurales expresados como un porcentaje de los flujos descontados del ingreso rural real esperado.

planeamiento del migrante potencial, $Y_u(t)$ e $Y_r(t)$ son los ingresos medios reales de los individuos empleados en los núcleos urbanos y rurales, n el número de periodos del horizonte de planeamiento del migrante potencial, r es la tasa de descuento que refleja el grado de preferencia temporal del migrante, $C(0)$ representa el coste fijo inicial de migrar y de reasignación en el área urbana y $p(t)$ es la probabilidad que tendrá un migrante de conseguir un empleo urbano al nivel de ingreso medio en el periodo t .

Entonces la decisión de emigrar o no dependerá de si es positiva o negativa la siguiente expresión:

$$V(0) = \int_{t=0}^n (p(t) Y_u(t) - Y_r(t)) e^{-rt} dt - C(0) \quad (4)$$

En definitiva, el valor añadido de este marco teórico, respecto a los estudios previos de la literatura preocupados por la naturaleza de la conducta migratoria, es que se desmarca del mero análisis basado en diferencias salariales. Este modelo opta por un enfoque más ambicioso, al tomar en cuenta las diferencias salariales esperadas. concepto, este último, mucho más rico porque además de ver la incidencia sobre la migración de los distintos ingresos reales de contextos económicos diferentes, incorpora la información que surge de la existencia de posibles núcleos poblacionales con niveles de desempleo considerables, hecho que introduce incertidumbre en la obtención de un puesto de trabajo afectando a los ingresos reales esperados. Esta incertidumbre es recogida por el término probabilístico, de

Expresado formalmente:

$$S \frac{V_u(t) - V_r(t)}{V_r(t)} = f \quad (1)$$

en donde:

- S es la migración rural urbana neta.
- S es el tamaño de la fuerza de trabajo urbana.
- $V_u(t)$ es valor presente descontado de los flujos de ingresos reales urbanos esperados, de un trabajador no especializado sobre un horizonte de planeamiento.
- $V_r(t)$ se define como $V_u(t)$ pero referido a los ingresos reales rurales esperados.

A partir de los siguientes supuestos: a) El horizonte de planeamiento para cada trabajador es idéntico, b) los costes fijos de la migración son idénticos para todos los trabajadores, y c) el factor de descuento es constante sobre el horizonte de planeamiento e idéntico para cualquier migrante potencial. El modelo sobre la conducta de la migración y su influencia sobre la oferta de trabajo urbana puede ser formulado de la siguiente manera:

$$V_r(0) = \int_{t=0}^n Y_r(t) e^{-rt} dt \quad (2)$$

$$V_u(0) = \int_{t=0}^n p(t) Y_u(t) e^{-rt} dt - C(0) \quad (3)$$

Donde, $V(0)$ el valor presente descontado de los flujos de ingresos esperados urbanos rurales en el horizonte de

tal manera que los individuos que desean tomar una decisión observarán las posibilidades de mejorar su nivel de ingreso real tomando en cuenta que se mueven en un contexto con incertidumbre.

3) DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS.

La variable endógena de la ecuación de migración se define como la tasa de migración neta de personas de cualquier edad, expresada como porcentaje de la población de hecho de la región. Las tasas de migración neta las hallamos vaciando las matrices de migraciones interiores ofrecidas en los anuarios estadísticos del I.N.E.; restando a las entradas las salidas de población de las provincias obtuvimos las migraciones netas por provincia y año (descontados los flujos de Ceuta y Melilla), posteriormente fueron agregadas a nivel regional. Obviamente las sumas de todas las migraciones netas anuales son cero, gracias a la fuente que hemos usado.

El rango mayoritario de las tasas de migración neta para todas las regiones está entre -0.7% y 0.7% de la población de la provincia o de la comunidad. Realmente la intensidad del flujo migratorio es débil, si bien cabe considerar que pueda estar infravalorado, debido a que si las personas en edad de trabajar tienen una mayor probabilidad de moverse que otras personas, entonces la migración neta como porcentaje de la población en edad de trabajar tendría un rango más amplio que el que hemos estimado. Desafortunadamente no hay información disponible

de la edad de los migrantes para poder contrastar al efectivamente la disposición a la movilidad está muy ligada a la edad de trabajar.

Las otras dos series utilizadas en el análisis son series para las desviaciones salariales y del desempleo. Respecto a la serie de salarios, ha sido necesario corregirlas en un intento de hacer homogéneas en términos de la estructura de empleo, la corrección se hizo teniendo información de las rentas salariales provinciales por sectores económicos (1982-1983), y del empleo asalariado por sectores económicos (1960-1983), información ofrecida en las publicaciones Renta Nacional del Banco de Bilbao. En los apéndices se encuentran detallados los cálculos referidos a estas correcciones.

Otra posible corrección a introducir en la serie de salarios, sería transformar esta variable en términos reales. La justificación radica en que la función objetivo a optimizar, en el planteamiento teórico, por los migrantes potenciales debe tomar en cuenta los ingresos reales esperados; y en esta esperanza o expectativa, además de las posibilidades de empleo en las áreas de destino, se debe también considerar las diferentes carestías de la vida.

Para abordar esta corrección tenemos información del índice de precios al consumo a nivel provincial. El problema que se plantea radica en que disponemos de una serie de índices de precios provinciales con base 100 en 1976 para cada provincia, pero lo que necesitamos es el salario real en plus. del año base, comparables en cualquier provincia, cosa que desconocemos por ignorar el vector del

de Bilbao. Estas series fueron completadas haciendo uso de la información de la Encuesta de Población Activa (EPA).

Sobre las series de empleo tenemos dos fuentes, la del Banco de Bilbao (bimuestral para todo el periodo) y la de la EPA del I.N.E. (anual para los años 1976 y siguientes).

Se trataría de escalar las dos series para los años 1976 en adelante, a fin de cubrir los huecos de la serie del Banco de Bilbao, utilizando como fórmula de interpolación la siguiente:

Sean las series: año 0=1976.

B.B. $x_0, x_1, x_2, \dots, x_t, \dots, x_{1976}, \dots$
 I.N.E. $y_0, y_1, y_2, \dots, y_t, \dots, y_{1976}, \dots$

$$x_{t+1} = x_t + \left(\frac{y_{t+1} - y_t}{y_{1976} - y_t} \right) (x_{1976} - x_t)$$

En cuanto a la interpolación realizada para los años anteriores (1960-1976), hemos considerado pertinente interpolar utilizando la media aritmética. La razón de esta decisión es que durante el periodo, las series de empleo tenían una tendencia prácticamente nula y los valores de las variables fluctúan alrededor de esta tendencia.

Como medida de las desviaciones de salarios usamos el logaritmo del cociente de las ganancias anuales por persona de una región corregida por la estructura de empleo sectorial de la nación y la ganancia media nacional; es decir, aproximadamente el porcentaje por el que las ganancias anuales por persona de una región exceden de la ganancia anual tomando a España como conjunto.

valor relativo de la peseta entre provincias en el año base o en cualquier otro año. Pensando en esta corrección advertimos una posibilidad de no descartar la iniciativa de medir las desviaciones salariales en términos reales. Pasa las diferencias de partida en el poder adquisitivo de la peseta en el año base de cada provincia quedarían reougidas por el término constante.

Formalmente expresado, queremos utilizar como variable de salarios $\ln(W_t/P_t)/(W/P) = \ln(W_t/W) - \ln(P_t/P)$, pero disponemos de una serie P_t tal que W_t/P_t son los salarios reales en pesetas de año base para la provincia i base 100 en 1976 para todas las provincias. Mientras que con la serie P_t , W_t/P_t serían los salarios reales en pesetas constantes, comparables en cualquier provincia.

Si expresamos $P_{1976} = (P_t \cdot e^{\lambda t}) (K_t)$. Dunde, t , es el año base y K_t es el corrector del poder adquisitivo. Entonces:

$$\ln(W_t/W) - \ln(P_t/P) = \ln(W_t/W) - \ln(P_t \cdot e^{\lambda t}/P) - \ln(K_t)$$

De donde se deduce :

$$m_t = \lambda (\ln(W_t/W) - \ln(P_t \cdot e^{\lambda t}/P)) - \lambda \ln(K_t) \cdot (\text{constante})$$

Consecuentemente dado que $\ln(K_t)$ es constante para todo t , el efecto de su no consideración, únicamente afectaría al parámetro del término constante. Esta información ha sido transformada posteriormente a nivel regional.

Las series de población activa, ocupada y parada se configuraron para todas las fases previas al proceso de especificación e identificación definitivo, partiendo de los datos bianuales de la publicación Renta Nacional del Banco

GRAFICO 1'

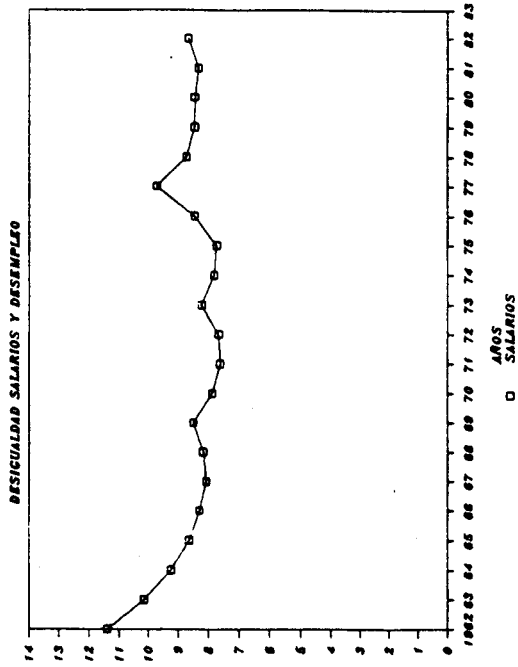
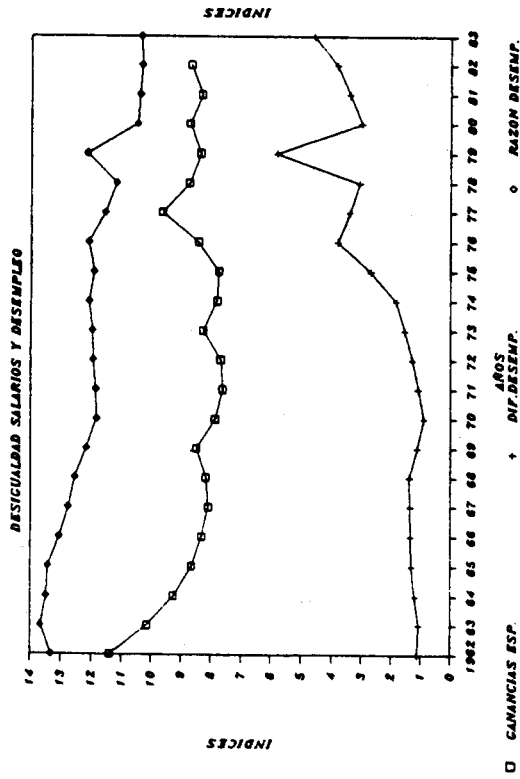


GRAFICO 1



Hemos podido apreciar cómo las desviaciones de salarios se han reducido durante el periodo de estudio, utilizando un índice de desigualdad salarial para las 17 comunidades autónomas. Este índice es:

$$100 * \left(\frac{\sum_{i=1}^N \frac{M_i}{N}}{\frac{\sum_{i=1}^N M_i}{N}} \right)^{1/2}$$

M_i es el nivel de empleo de la comunidad autónoma i , N , es la tasa de salario corregida de la región i ; y N y M sus respectivos valores, en media, para España. El índice tomaría el valor 0 cuando los salarios fueran iguales a la media nacional en todas las regiones. La desigualdad salarial, de acuerdo a este índice, se ha reducido con ciclos. Al principio del periodo estudiado el índice tenía un valor de 11.5, alcanzando su valor mínimo en torno a 1975 con un valor de 7.6. El valor medio del índice en los últimos años estudiados está sobre 8 (ver gráfico 1 y 1').

Las desviaciones del desempleo entre regiones pueden medirse por diferencias en porcentajes de las tasas de desempleo o por medio del cociente de las tasas. No existe regla fija que pueda determinar si las diferencias son más relevantes que las razones, en comparaciones interregionales, para las decisiones sobre migración. Aunque algunos autores prefieren diferencias porque las tasas de desempleo son pequeñas y están expresadas en porcentajes.

La principal diferencia parece ser su conducta cíclica, o, más exactamente, su respuesta a cambios en la tasa del desempleo nacional. Las diferencias tienden a subir con el desempleo, mientras las razones tienden a moverse en torno y

computado tanto por diferencias como por razones, usando una fórmula muy similar al índice de las desviaciones de salarios, pero con las poblaciones activas, y no sólo las ocupadas, participando como pesos.

Índice por diferencias:

$$100 * \left(\frac{\sum_{i=1}^P \frac{P_i}{P}}{\sum_{i=1}^P (U_i/U)^2} \right)^{1/2}$$

Índice por razones:

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^P P_i}{\sum_{i=1}^P (U_i/U)^2} \right)^{1/2}$$

U_i es la tasa de desempleo de la región i .
 U es la tasa de desempleo medio nacional.
 P_i es la población activa de la región i .
 P es la población activa del país.

El índice por diferencias ha subido en todo el periodo, y de forma más notoria cuando se han registrado alzas importantes en los niveles de desempleo global, esto es a partir de 1974. El índice por razones ha caído oficialmente, la caída es más acusada en el periodo en que el desempleo nacional estuvo subiendo.

La regresión del ajuste salarial la hicimos con el logaritmo de las razones de las tasas de empleo; que por infinitésimos equivalentes es aproximadamente la diferencia en tasas de desempleo. Dado que:

$$\lim_{U_i \rightarrow U} -\ln(1-U_i) = U_i$$

básico formalmente expuesto sería el siguiente:

$$(1) \quad m_{it} = \theta \left[m_{i,t-1} \left(\frac{W_i}{W} \right) t, \left(\frac{U_i}{U} \right) t, \right]$$

$$(2) \quad \left(\frac{W_i}{W} \right) t = \theta \left[\left(\frac{W_i}{W} \right) t, \left(\frac{1-U_i}{1-U} \right) t \right]$$

$$(3) \quad U_{it} - U_{i,t-1} = \alpha m_{it}$$

En donde:

m_{it} es la tasa de migración neta regional, entradas menos salidas de la región i en el momento t .

$\frac{W_i}{W}$ (---) son desviaciones salariales de la región i respecto al salario medio nacional (W).

$\frac{U_i}{U}$ (---) son las desviaciones de las tasas de desempleo de la región i respecto de la tasa de desempleo media en el país (U).

$\frac{1-U_i}{1-U}$ (---) son las desviaciones de las tasas de empleo de la provincia i respecto a la tasa de empleo media del país ($1-U$).

Asimismo se presupone la linealidad de las formas funcionales θ y θ . Las ecuaciones a estimar corresponden a modelos con efectos fijos, dado que la información que disponemos, como se indicó en la anterior sección, es un panel de datos (regiones y tiempo-(1960-1984)). Para ello se

$$- \ln \left(\frac{1-U_i}{1-U} \right) = -(\ln(1-U_i) - \ln(1-U)) = (U_i - U)$$

La razón para esto es que hemos querido probar la existencia de un proceso de ajuste hacia la igualdad de las ganancias esperadas, definidas como: $(1-U_i)W_i / (1-U)W$. Por lo tanto, también construimos un índice que midiera el grado de desigualdad de esta variable entre regiones. Como puede apreciarse en la figura 1', no existe diferencia alguna entre la evolución de este índice y el índice de desigualdad salarial.

4. ESPECIFICACION DEL MODELO ECONOMETRICO.

Una vez esbozado el marco teórico-económico que trata de explicar los determinantes de naturaleza económica de la migración, es momento de pasar a exponer la estructura analítica utilizada para intentar responder a los tres objetivos planteados en la Sección 1, dentro del contexto de la economía española. Antes de ello, debemos señalar, que nuestro estudio no se circunscribe al ámbito rural-urbano, sino al fenómeno de migraciones interregionales.

La estructura básica del modelo empírico utilizado es la misma que la empleada por C.A.Pissarides y I.McMaster (1984), los cuales se plantearon estas mismas cuestiones en el contexto de la economía británica. El modelo dinámico

salarios esperados puede expresarse como:

$$\ln\left(\frac{W_i(1-U_i)}{W(1-U)}\right) = \ln\left(\frac{W_i}{W}\right) + \ln\left(\frac{1-U_i}{1-U}\right) - (U_i - U)$$

aunque en nuestro caso se ha preferido escoger los ratios de desempleo a las diferencias.

La segunda ecuación intenta buscar una relación bien definida entre las desviaciones salariales de la provincia o región con su desviación de desempleo en el tiempo. Esto es, una relación que se sostenga a largo plazo, a fin de responder a las cuestiones planteadas como segundo objetivo. Debe hacerse hincapié en que no se trata de la identificación de un modelo completo de determinación de los salarios regionales, ya que como indican Pissarides y Mc-Master (1984), "el consenso es que el desempleo local y más generalmente las condiciones de oferta y demanda local juegan sólo un limitado papel en la determinación de las ganancias regionales".

La utilización de esta ecuación no permite explicar gran parte de la variación de los cambios en las ganancias dado que nos concentramos en la información disponible sobre diferencias salariales y de desempleo regional.

Tal relación funcional debe manifestar una correlación positiva entre ambas variables, esto es, regiones por encima de la media de desempleo tenderán, a largo plazo, a tener salarios por encima de la media.

han de introducir variables ficticias que toman el valor 1 para datos de una región concreta y 0 para el resto. Estas variables ficticias permiten recoger las características diferenciadoras de partida entre las distintas provincias o comunidades autónomas no explicados en los otros dos argumentos de la función (por ejemplo: la densidad de población, amenidades urbanas, el clima, y en fin todos aquellos atractivos que la región ofrece. También esta variable, se demostrará posteriormente, recogerá las diferencias del poder adquisitivo de la peseta en el año base 1976, cuando el tratamiento de las desviaciones salariales se hace en términos reales).

La primera ecuación explica los determinantes de las tasas de migración neta interregional, de la cual se espera que las desviaciones de salarios por encima de la media tengan un efecto positivo sobre la migración y que el efecto de las desviaciones de las tasas de desempleo por encima de la tasa de desempleo media del país sea negativo.

Es evidente que esta primera ecuación refleja el sentido del modelo teórico de Todaro (1.969), en cuanto a que va más allá de la mera utilización de las diferencias salariales entre espacios geográficos, puesto que incluye un segundo argumento (U_i/U) que en cierta manera nos informa de las "probabilidades" de obtener empleo en el área de destino, este argumento recoge la información sobre las oportunidades que potencialmente brindan los mercados de trabajos de estas áreas.

Observamos que el logaritmo de la razón entre

nacional.

$$\frac{W_i}{W} = \theta \left(\frac{U_i}{U} \right); \quad \theta' > 0$$

Debe hacerse notar que el objetivo es ver si persisten desviaciones en el tiempo o si por el contrario se produce un proceso de ajuste hacia el equilibrio compensado, manifestado por una relación en que las desviaciones de salarios compensan las del desempleo. En caso de detectar tal proceso, ¿qué papel juega la migración?, ¿este proceso de ajuste es lento o no?

La razón de modificar la relación funcional al sustituir las desviaciones de las tasas de desempleo sobre las tasa de desempleo media del país por las desviaciones de las tasas de empleo se justifica porque por un lado su información es la complementaria a (U_i/U) , esto es:

$$\frac{W_i}{W} = F \left[\frac{1-U_i}{1-U} \right]; \quad F' < 0$$

Y por otro lado resulta más fácil contrastar el proceso de convergencia hacia el equilibrio en el largo plazo observando el debilitamiento, si lo hay, de las desviaciones de salarios y de las tasas de empleo comprobando si en el L.P. la relación entre salarios relativos y desempleo es una donde los salarios esperados, $(1-U_i)W_i$, son los mismos para todas las regiones.

"La experiencia pasada de tal contratación ha sido débil", según Pissarides y Mc Master (1984). En realidad es lógico porque supondría imponer la restricción fuerte de que el coeficiente de las desviaciones de las

tasas de empleo de la anterior relación funcional fuese la unidad. Pero lo más probable sea que la desviación salarial, W_i/W , tenga una relación negativa con las tasas de empleo relativo $(1-U_i/(1-U))$, con un coeficiente no consistente con salarios esperados iguales.

En suma esta relación funcional se de esperar nos señale que regiones por encima de la media de la tasa de desempleo tenderán, a largo plazo, a tener salarios por encima de la media. Por lo tanto, los salarios compensan por las diferencias en el desempleo, pero probablemente el ajuste hacia este equilibrio a l.p. sea muy lento, cosa que debemos contrastar.

La presunción de la lentitud del proceso de ajuste de los salarios relativos a su nivel de equilibrio a l.p. se explica de la siguiente manera: "Un cambio de la tasa de empleo de una región relativo a la media nacional tenderá, inicialmente a causar un cambio en el salario relativo en la misma dirección. Este cambio, que vendría como una sorpresa de cualquier modo, es perverso, en el sentido que hace tanto a las ganancias salariales y a las proporciones de empleo más atractivas o menos dependiendo de la dirección del cambio respecto a la media nacional. La razón más probable para este resultado es que en la medida que aumenta el empleo desanda los empleadores (demandantes) subirían los salarios para atraer trabajadores... La subida de ambos salarios y empleo, atraen trabajo a la región, hasta que el nivel deseado de empleo es alcanzado. Concluyendo, los salarios relativos y el empleo vuelven a su relación de equilibrio a l.p., alejando los incentivos para que acuda

más trabajo a la región. Sin embargo el proceso de ajuste es muy lento y los salarios están sujetos a muchas otras influencias que pueden mantenerlos, para cualquier propósito práctico, permanentemente separados de la media nacional". (Pissarides y McMaster, 1984).

El tercer objetivo del estudio es conocer cuáles son las implicaciones de este ajuste para la política económica regional. Si el proceso por el que se reducen las diferencias salariales y de desempleo es rápido, estos resultados arrojan dudas sobre lo deseable o sobre la oportunidad de una política regional. Una política de empleo regional sólo puede ser definida en un sentido neutral, esto es que cambia empleos desde una área a otra. Cualquier efecto más allá del meramente redistributivo, es decir, creación de empleo neto, no es hablar estrictamente de una política regional. Si las tasas de desempleo tienden a igualarse mediante la migración interregional, el único efecto de la política de empleo regional será el desaliento de los flujos migratorios. Ahora bien, si estos procesos de ajustes se dilatan en gran medida en el tiempo, las políticas de empleo regionales, respetando el carácter neutral señalado anteriormente, deben ser capaces de dar velocidad mediante estímulos firmes que muevan antes a las gentes.

Mediante las estimaciones que se consigan de los determinantes de las tasas de migración neta y del proceso de ajustes de salarios podemos calcular el entorno temporal para el proceso de igualación en ausencia de política regional. Esto nos capacitará para computer las personas/año

de desempleo eliminadas por una política de empleo que redujo el desempleo local en una persona.

En los cálculos que se seguirán se toma como estado inicial una situación donde la tasa de desempleo de una región dada es un 1% por encima de la media del país esto estimulará una emigración, hasta eliminar la diferencia. Para poder realizar el cálculo, el modelo se cierra con la tercera ecuación que trata de vincular las diferencias entre las tasas de desempleo de la región en un período y su tasa de migración neta. Esto es:

$$U_i - U_{i-1} = e_{mi}$$

La interpretación económica de esta expresión analítica no es la búsqueda de una relación funcional que ligue tales variables, se trata más bien de un postulado, un supuesto que asumimos de partida más o menos justificable. Esta expresión es la resultante de postular un factor, e , por el que una tasa dada de migración neta altera la tasa de desempleo de una región. Es decir, qué cantidad de migrante pasarán a formar parte de la población activa y de estos cuántos serán ocupados o parados.

RESULTADOS EMPIRICOS

A) LOS DETERMINANTES DE LOS FLUJOS MIGRATORIOS:

El proceso de especificación de la primera ecuación está detallado en la tabla 1. En las diferentes especificaciones se puede observar la correlación negativa de las tasas de migraciones netas respecto a las

desviaciones de salarios y a las desviaciones de desempleo sobre sus medias nacionales respectivas. Asimismo el componente autorregresivo de primer orden tiene un poder explicativo muy elevado, siendo el resto de las variables explicativas muy poco significativas. Nótese que en las ecuaciones 1 y 2, en donde los desfares de la variable endógena no se incluyen, la capacidad explicativa del resto de las variables, aunque mejora no lo hace de una manera notoria.

Dado que el período muestral es suficientemente largo y en él se suceden dos subperíodos diferenciados por la situación de crisis estructural tras 1974, consideramos la posibilidad de formular especificaciones con cambio estructural, (ecuación 7). Para ambos subperíodos los efectos de las desviaciones salariales y las desviaciones de desempleo sobre la tasa de migración neta son negativos. Sin embargo, las magnitudes de los coeficientes difieren. En concreto ha caído el coeficiente autorregresivo y su nivel de significación, dando a entender la existencia de cambio estructural.

Decidimos también, antes de proseguir con la especificación de las ecuaciones tomando en cuenta el cambio estructural, probar otras alternativas en la especificación de la ecuación 1 del modelo.

La primera, ya anunciada como conveniente por Pissarides y Mc Master, es utilizar como desviaciones del desempleo la diferencia entre la tasa de desempleo de la Comunidad Autónoma y la tasa de desempleo media nacional ($U_i - U$) en lugar de (U_i/U), (ecuaciones 8 y 9), pues en

principio no existe ninguna razón, a priori, señalada por la literatura que justifique inclinarse siempre por una de esas dos magnitudes. Estas especificaciones no generaron ninguna mejora respecto a los resultados obtenidos previamente.

Dada esta situación y considerando razonable la idea generalizada en la literatura, de que en la medida que se eleva el desempleo nacional, los flujos migratorios interregionales se debilitan, consideramos que la variable relevante, en adelante, será U_i/U .

Esto es debido a que cuando el desempleo nacional sube, el desempleo relativo de regiones de bajo desempleo sube; mientras que el desempleo relativo de regiones de alto desempleo cae. En general, las regiones de bajo desempleo están caracterizadas por una migración neta positiva, en cambio las de alto desempleo por una tasa de migración neta negativa. Por tanto, cuando sube el desempleo nacional la tasa de inmigración de regiones con bajo desempleo cae y la tasa de emigración de las comunidades con alto desempleo también cae. Entonces la respuesta a la razón de la tasa de desempleo de la región y la tasa de desempleo media nacional, (U_i/U), lleva consigo la implicación de que en tiempos de alto desempleo la migración se debilita (ver Gordon, 1982). Todo el argumento anterior debe ser contrastado a la luz de el o los modelos elegidos.

Desde que la razón de las tasas de desempleo pueda ser escrita como:

$$(U_i/U) = 1 + (1/U) \cdot (U_i - U)$$

tomar U_i/U como variable independiente, es equivalente a asumir que el coeficiente de la diferencia $U_i - U$ es proporcional al desempleo nacional U . Por lo tanto, cualquier especificación en términos de $U_i - U$ presentaría el problema de que su coeficiente estaría dividido por el desempleo medio nacional. De este argumento, concluimos que la variable relevante, en adelante, será U_i/U .

La segunda alternativa fue eliminar $\ln(W_i/W)$ y recogerla en términos de W_i/W , (ecuación 10). No se plantearon mejoras ni variaciones en cuanto a salarios y desempleo; lo que resulta lógico, dado que al estar las desviaciones de salarios en un entorno próximo a la unidad, la derivada del $\ln(W_i/W)$ respecto W_i/W es aproximadamente la unidad de lo que se puede esperar que los coeficientes de ambas especificaciones coincidan.

La tercera alternativa en esta primera ecuación, la he seguido simplemente a nivel experimental.

Se optó por discriminar el espacio muestral atendiendo a regiones ganadoras y perdedoras de población, seleccionando en el primer grupo aquellas regiones con $m_i > 0$ y $m_{i-1} > 0$ y en el segundo las que tengan $m_i < 0$ y $m_{i-1} < 0$.

Esta discriminación dió, en principio, buenos resultados, pues advertimos que las regiones con tasas de migración neta positiva durante todos los subperiodos, dado que el experimento admitía el cambio estructural, tenían un comportamiento acorde con lo esperado a nivel teórico. Esto es correlación positiva con las desviaciones de salarios y negativas respecto a las del desempleo, (ecuación 11). En

cambio en las regiones con tasas de migración negativas, en todos los subperiodos, el modelo teórico no superó la fase de contrastación, (ecuación 12). De ahí podemos presumir que venga, entre otras razones, la correlación negativa con salarios cuando el espacio poblacional es tratado sin discriminación por razón del signo de la tasa de migración neta.

A fin de mejorar la identificación y significación de la ecuación sobre los determinantes de las migraciones netas, tomamos la variable endógena en logaritmos. En las ecuaciones 13 y 14 todas las variables son logarítmicas y por ello los coeficientes reflejan las elasticidades. Los resultados obtenidos para regiones con $m_i > 0$ no son buenos en cuanto a niveles de significación de las desviaciones salariales, aunque sí para el componente autoregresivo y las desviaciones del desempleo. Respecto a los resultados para las regiones con $m_i < 0$, los niveles de significación de las desviaciones son bajos. No obstante, debemos destacar algo importante que se ha conseguido al transformar la variable endógena: se ha reducido el peso del componente autoregresivo lo que en principio permite un mayor margen para la participación de las desviaciones de salarios y de desempleo en la explicación de las tasas de migración neta.

El proceso de identificación y el grado de significación mejora cuando incorporamos a la discriminación atendiendo al signo del flujo migratorio, el valor añadido que supuso el cambio estructural. En las ecuaciones 15 y 16 estas mejoras se manifiestan en una bondad de ajuste mayor. La ecuación 15, señala los resultados para las regiones con

flujo migratorio positivo en los dos subperiodos. Puede apreciarse que las correlaciones son las esperadas por las implicaciones teóricas y los niveles de significación de los coeficientes han mejorado considerablemente. A la luz de los niveles de significación de las desviaciones del desempleo regionales de la ecuación 13 decidimos probar, para el subperiodo 74-82, tales desviaciones medidas en logaritmos; como puede verse, mejoran todos los niveles de significación. La ecuación 16 señala los resultados para las regiones con flujo migratorio negativo en los dos subperiodos. Una vez más la fase de contrastación no valida las implicaciones teóricas.

En principio, algo "extraño" debe estar ocurriendo con los determinantes de las tasas migratorias de estas zonas. Después de ver la correlación negativa respecto a las desviaciones de salarios cuando tratáramos toda la información sin discriminar (ecuaciones 1-10) y tras haber concluido que las zonas de atracción tienen el comportamiento esperado, podemos presumir que en las zonas de expulsión no se ha producido ni una menor tasa de expulsión conforme crece la desviación salarial, ni una mayor tasa de expulsión cuanto mayor sea la desviación del desempleo.

Realmente los resultados reflejan, como ya dijimos, un comportamiento paradójico en estas zonas expulsoras de población, ecuaciones 14 y 16, siendo común en casi todas las especificaciones identificadas, la correlación positiva con desviaciones salariales y negativas respecto a las desviaciones del desempleo con unos coeficientes no

significativamente distintos de cero. Este comportamiento refleja la existencia de conductas atípicas en la toma de decisiones de migrar en estas áreas, que pudieran manifestar la existencia de pereza en la movilización de la fuerza de trabajo. La justificación teórica de este fenómeno está aún por demostrar.

La razón de no darle carácter definitivo al resultado de este experimento, es la pérdida sufrida en el número de observaciones; pues existen regiones que en el mismo subperiodo tienen migraciones positivas y negativas. De las 323 observaciones que tenemos nos quedamos con 300. No obstante, pensamos ejecutar toda esta implementación en términos de las tendencias de todas las variables a fin de cancelar o minimizar el número de observaciones perdidas.

Disponemos de los resultados del proceso de especificación e identificación de la primera ecuación, con salarios reales. Estos resultados son muy paralelos a los expuestos, por esta razón decidimos continuar el trabajo considerando las desviaciones salariales en términos nominales.

B) EL PROCESO DE AJUSTE DE LAS DESVIACIONES DE SALARIOS Y DEL DESEMPEÑO

El segundo objetivo de nuestro estudio es descubrir de qué forma las desviaciones salariales y las desviaciones del desempleo persisten en el tiempo; para posteriormente,

en caso de debilitamiento, apreciar si los flujos migratorios han jugado algún papel.

Hemos ejecutado este proceso de ajuste, midiendo la variable desviación de salarios en términos nominales y reales por un lado y con y sin transformación logarítmica, por otro.

El ajuste de las desviaciones de salarios a su nivel de equilibrio es francamente complejo. Así, por ejemplo, un cambio en la tasa de empleo de una región respecto a la media nacional tenderá, inicialmente, a causar un cambio en la tasa de salarios respecto de su media en la misma dirección. Este cambio que no resulta sorprendente a nadie, es "perverso", en el sentido de que ello produce que tanto las proyecciones de salarios como de desempleo en la región sean más atractivas que la media nacional o menos, dependiendo de la dirección del cambio. La justificación de este resultado es que como el empleo deseado sube, los empresarios suben los salarios para atraer trabajo. El hecho de que el trabajo sea atraído hacia la región por la mera subida del empleo, no es probable que sea suficiente para que los empresarios quieran expandirse. La subida tanto del salario como del empleo atrae trabajo a la región, hasta que el nivel deseado del empleo es alcanzado. En ese momento, los salarios y el empleo volverían a su relación de equilibrio a largo plazo, desapareciendo los estímulos para que entre más trabajo a la región.

En la tabla 2 están detalladas todas las especificaciones de esta segunda ecuación del modelo general, el número de observaciones está compuesto por

todas las comunidades autónomas y el ajuste converge hacia una situación de "equilibrio" en niveles para cada región, dado que los coeficientes de los efectos fijos, recogidos en las variables ficticias, son significativamente distintos de cero. Por lo tanto los procesos de convergencia no conducen a la eliminación de las desviaciones salariales de cada región, sino que quedarán a un nivel de convergencia, determinado por la media de un proceso autoregresivo de orden dos.

Sea el proceso autoregresivo:

$$(1 - \theta)L - \theta L^2) \ln(W_t/W) = \mu$$

$$E(\ln(W_t/W)) = \theta; E(\ln(W_t/W)_{t-1}) + \theta; E(\ln(W_t/W)_{t-2}) + \mu$$

Si estamos en un estado estacionario, el valor esperado de las desviaciones salariales coincide en el tiempo. Entonces:

$$E(\ln(W_t/W)) = \frac{\mu}{1 - \theta - \theta^2}$$

En las especificaciones de la tabla 2, (Ec.1' y 2').

$$\theta_1 = 1.277 \quad \theta_2 = -.511 \quad \mu = -2.8 + D$$

(D es el coeficiente de la dummy correspondiente)

Los distintos niveles de convergencia para las regiones, se expresan a continuación:

GRAFICO 2

SIMULAJUSTE DESY.SAL RELATIVOS

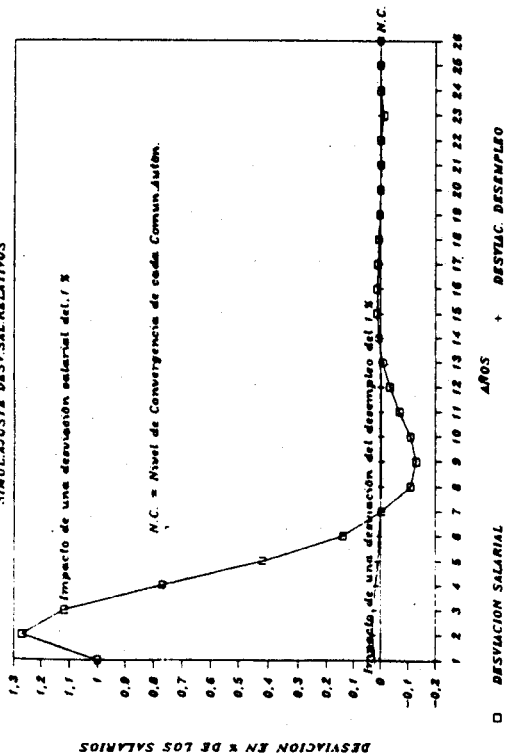
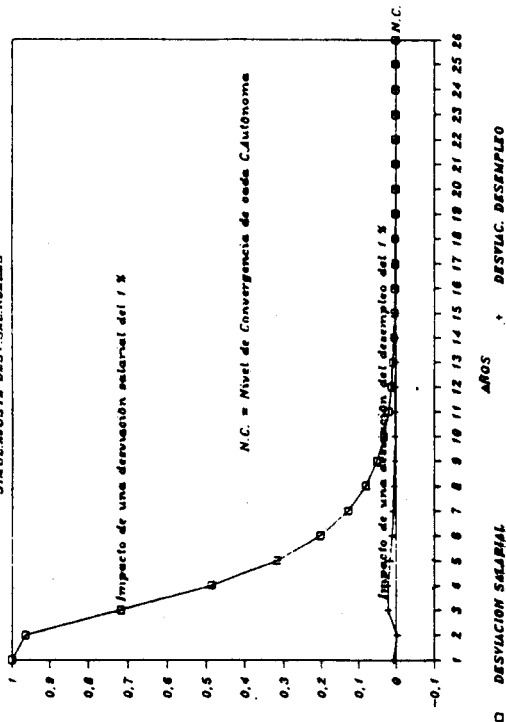


GRAFICO 2'

SIMULAJUSTE DESY.SAL REALES



CC.AA	N.C.%
Andalucía	-6.8
Aragón	-2.7
Barcelona	-1.79
Canarias	3.18
Cantabria	1.29
Cast.L.	-4.37
Cast.M.	-11.8
Cataluña	4.08
Extremadura	-11.6
Galicia	-7.125
La Rioja	-11.6
Madrid	12.25
Murcia	-11.6
Navarra	-1.7
P.Asturias	8.75
P.Vasco	7.3
Valencia	-6.5

La velocidad a la que las desviaciones salariales de las regiones se ajustan a su nivel de convergencia, se muestra en la gráfica 2. Las tasas de empleo se mantienen constantes por simplicidad y el experimento es ver el efecto en el tiempo sobre las desviaciones de salarios de un aumento puntual de un 1% en la desviación de salarios de cada región. El estado inicial es supuesto como aquel en que las desviaciones de salarios y de desempleo están a su nivel de convergencia respectivo. En orden a calcular el efecto del aumento puntual del 1%, podemos reescribir las ecuaciones (1) y (2) como (1') y (2'). De hecho, la gráfica recoge el proceso de ajuste de (2'), pues la segunda diferencia de la desviación del desempleo no es significativa en (1).

Todas las variables están multiplicadas por 100, por tanto expresan porcentajes. El proceso de ajuste arranca tomando el valor 1 el primer año y 0 el resto, pudiendo ver la senda de las desviaciones de salarios manteniendo

constantes las tasas de empleo. El gráfico muestra que existe una tendencia a converger al nivel de cada comunidad autónoma, esta convergencia es sinusoidal. La desviación del 1% tarda aproximadamente 6 años en ser absorbida, entrando en una fase de desviación negativa hasta alcanzar el mínimo en el año 8, en el año 12 vuelve a ser cancelada tal desviación; reduciéndose sucesivamente los intervalos de tiempo y las magnitudes de las desviaciones.

El gráfico 2, también muestra la respuesta de las desviaciones salariales a cambios en las desviaciones en el desempleo. Permite que $\ln((1-U_t)/(1-U_0))$ tome el valor 1 en el año 0 y vuelva a su valor inicial de 0. La senda descripta en la gráfica también es de convergencia sinusoidal, toma aproximadamente 6 años y presenta una velocidad de convergencia similar. No obstante, debemos darnos cuenta del escaso efecto que ya de partida, tiene una alteración del nivel de desempleo en los niveles de salarios.

En el gráfico 2', hemos planteado el proceso de ajuste tomando en consideración, las especificaciones e identificación con las desviaciones de salarios reales respecto al salario real medio nacional expresada en la tabla 3. El proceso de convergencia motivado por un 1% de aumento puntual de la desviación salarial es asintótico, en 7 años toma el valor de .08%, en 16 años .0018% .

5) EXTENSIONES Y CONCLUSIONES

Como conclusión, podemos afirmar la existencia de un proceso de ajuste de las desviaciones de salarios de las

regiones hacia sus niveles de convergencias. Esto describe una confluencia hacia una situación de equilibrio a L.P., donde la característica más importante es la correlación positiva entre desviaciones de salarios y desviaciones de las tasas de empleo. O negativa respecto al desempleo. Por lo tanto, podemos decir que se prevé en el L.P., que aquellas regiones con mayor desviación de salarios sobre la media nacional serán las que tendrán más desviación de empleo sobre la media. Y viceversa. Ver las relaciones funcionales a L.P. para salarios reales y nominales.

A la luz de la estimación, no se produce un equilibrio compensado entre desviaciones de salarios y de desempleo. Visto esto, nos debemos preguntar: ¿cómo es posible, que ante la situación de que las regiones con mayores salarios tengan también mayores tasas de empleo, estemos en una situación de equilibrio?. Lo lógico, sería pensar en un flujo emigratorio de las comunidades débiles hacia las fuertes.

En la economía española, en principio, se detecta una relación anómala entre las desviaciones de salarios y las migraciones regionales. Esta paradoja a nivel global, parece corregirse al discriminar por regiones ganadoras y perdedoras de población. Las ganadoras toman sus decisiones sobre la migración de acuerdo con lo esperado desde el primer teórico. Las perdedoras, normalmente caracterizadas por menores salarios y mayor desempleo, sin embargo, manifiestan una conducta atípica que pudiera justificar una gran pereza a moverse. Quizás, ésta sea la razón que explique la relación funcional estimada a l.p. entre

desviaciones de salarios y desviaciones del desempleo. No obstante, deseamos señalar la necesidad de introducir otro tipo de variables que permitan adquirir mayor o menor confianza en los resultados obtenidos.

Sobre la implementación de las políticas de empleo no hemos podido exponer ninguna simulación, por no disponer del modelo general definitivo.

TABLE 1. RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE MOVIMIENTOS MIGRATORIOS PARA DISTINTAS ESPECIFICACIONES

EC.1:			
	$m_{it} = -2.411Ln(W^e)_{i,t} + 1.82Ln(W^e)_{i,t-1} - 1.01Ln(W^e)_{i,t-2} - .0539(U^e)_{i,t}$		
	(1.78)	(-.880)	(.767)
			(1.445)
	$-.042(U^e)_{i,t-1} - .0216(U^e)_{i,t-2} + Dummies + \mu$		
	(1.117)	(-.578)	
	$R^2 = .54$	s.e. = 42.4	
EC.2:			
	$m_{it} = -1.21Ln(W^e)_{i,t-1} + 1.88Ln(W^e)_{i,t-2} - .0524(U^e)_{i,t}$		
	(1.054)	(-.148)	(1.4)
	$-.0445(U^e)_{i,t-1} + Dummies + \mu$		
	(1.187)		
	$R^2 = .57$	s.e. = 42.5	
EC.3:			
	$m_{it} = .83m_{i,t-1} - .033m_{i,t-2} - .433Ln(W^e)_{i,t} - .043Ln(W^e)_{i,t-1} - .011(U^e)_{i,t}$		
	(15.9)	(.825)	(.793)
			(.554)
	$-.003(U^e)_{i,t-1} + Dummies + \mu$		
	(.163)		
	$R^2 = .87$	s.e. = 22.5	
EC.4:			
	$m_{it} = .84m_{i,t-1} - .034m_{i,t-2} - .144Ln(W^e)_{i,t-1} - .372Ln(W^e)_{i,t-2}$		
	(16.1)	(.647)	(.235)
			(.618)
	$-.0025(U^e)_{i,t-1} + .0083(U^e)_{i,t-2} + Dummies + \mu$		
	(.128)	(.420)	
	$R^2 = .87$	s.e. = 22.6	

Notas:

- 1.- $(W^e) = (W, W)$: desviaciones de salarios.
 $(U^e) = (U, U)$: desviaciones de desempleo.
 $(W^e) = (1-U)/(1-U)$: desviaciones de empleo.
- 2.- En paréntesis los estadísticos t en valor absoluto.
- 3.- La ecuación 7 permite la existencia de un umbral estructural en 1974.
- 4.- En la ecuación 8 y 9 la variable desempleo entra en diferencia respecto a la media nacional y no como cociente, tal y como ocurre en el resto de las ecuaciones.
- 5.- En las ecuaciones 11 y 12 son especificaciones disminuyendo la información según el signo de la tasa de migración neta de la región, y la existencia de cambio, estructural.
- 6.- Las ecuaciones 13 y 14 resultan de la disminución al atender al signo de la tasa migratoria, transformando todas las variables en logaritmos. (Los coeficientes expresan elasticidades).
- 7.- Las ecuaciones 15 y 16 expresan la doble dicurividad, siendo la variable endógena y las desviaciones de salarios tomadas en logaritmos.

EC.5:
 $m_t = .81m_{t-1} - .478Ln(W^e)_{t-1} - .0028(U^e)_{t-1} + Dum_{t-1} + \mu_t$
(27.9) (1.4) (-.143)
 $R^2 = .87$ s.e.e. = 22.5

EC.6:
 $m_t = .81m_{t-1} - .535Ln(W^e)_{t-1} - .0113(U^e)_{t-1} + Dum_{t-1} + \mu_t$
(27.6) (1.6) (-.557)
 $R^2 = .87$ s.e.e. = 22.5

EC.7:
(84-74)
 $m_t = .76m_{t-1} - .17m_{t-2} - .11Ln(W^e)_{t-1} + .289Ln(W^e)_{t-1}$
(11.2) (2.53) (-.113) (-.294)
 $-.0167(U^e)_{t-1} + .054(U^e)_{t-2} + Dum_t + \mu_t$
(1.427) (-.431)
 $R^2 = .91$ s.e.e. = 23.45

EC.8:
(75-82)
 $m_t = .84m_{t-1} - .02m_{t-2} - .45Ln(W^e)_{t-1} - .095Ln(W^e)_{t-2}$
(16.6) (-.613) (-.731) (-.154)
 $.097(U_t - U_{t-1}) + .028(U_t - U_{t-1}) + Dum_t + \mu_t$
(-.039) (-.112)
 $R^2 = .87$ s.e.e. = 22.6

EC.9:
 $m_t = .81m_{t-1} - .479Ln(W^e)_{t-1} + .037(U_t - U_{t-1}) + Dum_t + \mu_t$
(28.08) (1.467) (-.147)
 $R^2 = .87$ s.e.e. = 22.52

EC.10:
 $m_t = .81m_{t-1} - .42(W^e)_{t-1} - .048(U^e)_{t-1} - .0010(U^e)_{t-2}$
(27.7) (-.691) (-.113) (-.546)
 $-.0026(U^e)_{t-1} + Dum_t + \mu_t$
(-.136)
 $R^2 = .87$ s.e.e. = 22.5

Repetifunciones disminuyendo
 $m_t > 0$, con Cambio Estructural.

EC.11:
(64-74)
 $m_t = .79m_{t-1} - .143m_{t-2} + .162Ln(W^e)_{t-1} + .367Ln(W^e)_{t-2}$
(7.09) (1.29) (-.099) (-.205)
 $-.387(U^e)_{t-1} + .357(U^e)_{t-2} + Dum_t$
(1.385) (1.209)
 $R^2 = .77$ s.e.e. = 25.63

(75-82)
 $m_t = .54m_{t-1} + .083m_{t-2} + 1.67Ln(W^e)_{t-1} - 1.76Ln(W^e)_{t-2}$
(3.07) (-.793) (1.415) (1.783)
 $-.0087(U^e)_{t-1} + .005(U^e)_{t-2} + Dum_t$
 $R^2 = .99$ s.e.e. = 11.48

Especificaciones en Logaritmos. $m < 0$

EC.14:

$$\ln |m_t| = .71 \ln |m_{t-1}| + 2.7 \ln(W^e)_{t-1} + 1.4 \ln(W^e)_{t-2} \\ (11.46) \quad (.09) \quad (-.468) \\ -.026 \ln(U^e)_{t-1} - .315 \ln(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} + \mu \\ (.101) \quad (1.35)$$

$R^2 = .73$ s.e.e. = .64

Especificaciones discriminado atendiendo al signo de la tasa de migración neta y a la existencia de cambio estructural

EC.15: $m_t > 0$; Cambio estructural.

(64-74)

$$\ln m_t = -.38 \ln m_{t-1} + 5.9 \ln(W^e)_{t-1} - 5.02 \ln(W^e)_{t-2} \\ (3.57) \quad (1.80) \quad (1.41) \\ -.21(U^e)_{t-1} + 1.74(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} + \mu \\ (3.78) \quad (2.93)$$

$R^2 = .74$ s.e.e. = .51

(75-82)

$$\ln m_t = .54 \ln m_{t-1} + 6.2 \ln(W^e)_{t-1} - 9.7 \ln(W^e)_{t-2} \\ (4.43) \quad (1.018) \quad (1.91) \\ -.034(U^e)_{t-1} + .052(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} + \mu \\ (.504) \quad (.755)$$

$R^2 = .63$ s.e.e. = .61

Especificaciones discriminado

$m_t < 0$, cambio estructural.

EC.12:

(64-74)

$$m_t = .71 m_{t-1} - .19 m_{t-2} - .60 \ln(W^e)_{t-1} + .369 \ln(W^e)_{t-2} \\ (7.71) \quad (2.07) \quad (-.351) \quad (.210) \\ + .0393(U^e)_{t-1} - .0409(U^e)_{t-2} \\ (.226) \quad (.247)$$

$R^2 = .84$ s.e.e. = .23.4

(75-82)

$$m_t = .45 m_{t-1} + .035 m_{t-2} + 2.66 \ln(W^e)_{t-1} - 3.94 \ln(W^e)_{t-2} \\ (4.83) \quad (-.421) \quad (2.17) \quad (3.29) \\ + .23(U^e)_{t-1} + .004(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} \\ (1.98) \quad (.421)$$

Especificaciones en Logaritmos. $m > 0$.

Coefficientes (elasticidades).

EC.13:

$$\ln m_t = .78 \ln m_{t-1} + 2.2 \ln(W^e)_{t-1} - 3.4 \ln(W^e)_{t-2} \\ (10.8) \quad (-.746) \quad (1.16) \\ -.59 \ln(U^e)_{t-1} + .63 \ln(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} + \mu \\ (3.03) \quad (3.6)$$

$R^2 = .66$ s.e.e. = .67

(75-82)

$$\begin{aligned} \ln m_{t+1} = & .60 \ln m_{t-1} + 8.7 \ln(W^e)_{t-1} - 10.4 \ln(W^e)_{t-2} \\ & (4.33) \quad (1.317) \quad (1.87) \\ & - .54 \ln(U^e)_{t-1} + .33 \ln(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} + \mu_t \\ & (1.76) \quad (1.464) \\ R^2 = .49 \quad \text{n.e.} = .61 \end{aligned}$$

EC.16: $m_t < 0$, Cambio estructural.

(64-74)

$$\begin{aligned} \ln |m_{t+1}| = & .46 \ln |m_{t-1}| + 1.01 \ln(W^e)_{t-1} - 1.4 \ln(W^e)_{t-2} \\ & (4.7) \quad (.247) \quad (.346) \\ & + .033 \ln(U^e)_{t-1} - .24 \ln(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} + \mu_t \\ & (.080) \quad (.600) \\ R^2 = .80 \quad \text{n.e.} = .55 \end{aligned}$$

(75-82)

$$\begin{aligned} \ln |m_{t+1}| = & .58 \ln |m_{t-1}| - 1.9 \ln(W^e)_{t-1} + 1.03 \ln(W^e)_{t-2} \\ & (5.11) \quad (.224) \quad (1.856) \\ & - .73 \ln(U^e)_{t-1} - .056 \ln(U^e)_{t-2} + \text{Dum.} + \mu_t \\ & (1.37) \quad (.119) \\ R^2 = .61 \quad \text{n.e.} = .66 \end{aligned}$$

TABLA 2: REGRESION M.C.O. PARA EL AJUSTE DE LAS DESVIACIONES SALARIALES NOMINALES

EC.1:
 $\ln(W^e)_i = .51 \ln(W^e)_{i-1} - .233 \ln(W^e)_{i-1} + .022 \ln(W^e)_i$
 (10.5) (8.61) (1.036)
 $-.0062 \ln(W^e)_{i-1} + .030 \ln(W^e)_{i-1}$
 (.273) (.779)

R² = .31 s.e. = 180.4 n = 323
 Nota: completar con las dummies identificadas abajo.

EC.1':
 $\ln(W^e)_i = 1.227 \ln(W^e)_{i-1} - .51 \ln(W^e)_{i-1} + .022 \ln(W^e)_i$
 $+ 1.52 \cdot 10^{-2} \ln(W^e)_{i-1} + .0062 \ln(W^e)_{i-1}$
 Nota: Completar con las dummies.

CONSTANTE Y COEFICIENTES DE LAS DUMMIES.
 -2.8+4.9 AST+2.1 ABA+2.42 NAV+3.11 CANT-.25 CASH
 (5.9) (3.3) (3.6) (4.5) (.412)
 +3.79 CAT+5.7 MAD+2.37 BAL+3.5 CAN+1.2 ANDA
 (5.1) (6.4) (3.5) (4.9) (1.8)
 +1.75 CASL+1.1 GAL+4.5 VAS+1.24 VAL-.06 MUR-.31 EXT
 (2.78) (1.8) (5.6) (2.05) (1.00) (.505)

EC.2:

$\ln(W^e)_i = .511 \ln(W^e)_{i-1} - .233 \ln(W^e)_{i-1} + .022 \ln(W^e)_i$
 (10.6) (8.6) (1.036)
 $+ .024 \ln(W^e)$
 (.779)
 R² = .31 s.e. = 108.4 n = 323

Nota: Completar con las dummies y la constante ya
 otidadas.

EC.2':

$\ln(W^e)_i = 1.277 \ln(W^e)_{i-1} - .511 \ln(W^e)_{i-1} + .022 \ln(W^e)_i$
 $-.002 \ln(W^e)_{i-1} + \epsilon$

Nota: Completar con las dummies y la constante ya
 otidadas

**RELACION DESVIACIONES DE SALARIOS Y DESVIACIONES DE
 DESIEMPLEO A LARGO PLAZO - SALARIOS NOMINALES -**

$\ln(W^e) = -2.8+D_u + .024$
 $-.233 + .023 \ln(W^e)$
 $-2.8+D_u$
 $-.233 -1.043(U_t - U)$

TABLA 3. REGRESION M.C.O. PARA EL AJUSTE DE LAS DESVIACIONES SALARIALES REALES

EC.1:

$$\begin{aligned} \ln(W^e)_t &= .213 \ln(W^e)_{t-1} - .248 \ln(W^e)_{t-2} + .0065 \ln(W^e)_t \\ &\quad (3.8) \quad (6.86) \quad (.106) \\ &-.025 \ln(W^e)_{t-1} + .023 \ln(W^e)_{t-2} \\ &\quad (.707) \quad (-.372) \end{aligned}$$

R² = .10 s.e. = 289.6 n = 323

Nota: completar con las dummies identificadas abajo.

EC.1':

$$\begin{aligned} \ln(W^e)_t &= .965 \ln(W^e)_{t-1} - .213 \ln(W^e)_{t-2} + .0065 \ln(W^e)_t \\ &\quad - 8.07 \cdot 10^{-2} \ln(W^e)_{t-1} + .025 \ln(W^e)_{t-2} \end{aligned}$$

Nota: Completar con las dummies.

CONSTANTES Y COEFICIENTES DE LAS DUMMIES.

-3.19+4.78 AST+2.34 ARA+2.61 NAV+3.47 CANT+.33 CASH
 (3.8) (2.3) (2.4) (3.1) (-.353)
 +4.49 CAT+5.97 MAD+2.99 BAL+4.27 CAN+1.37 ANDA
 (3.9) (4.5) (2.7) (1.66) (1.3)
 +1.46 CASL+1.42 GAL+5.05 VAS+1.66 VAL+.32 MUR-.38 EIT
 (1.65) (1.5) (4.04) (1.7) (-.34) (-.38)

RELACION DESVIACIONES DE SALARIOS Y DESVIACIONES DE DESEMPLEO A LARGO PLAZO -SALARIOS REALES-

$$\begin{aligned} \ln(W^e) &= -3.19+D_t - .023 \\ &\quad - .248 \ln(W^e)_{t-1} + .024 \\ &\quad - 3.19+D_t \\ &\quad - .248 \ln(W^e)_{t-1} - .95(U_t - U) \end{aligned}$$

APENDICE

Referente a la primera ecuación del modelo y de hecho también afecta a la segunda ecuación, detengámonos en la naturaleza de lo que mide la variable (W_i/W) que como señalé nos refleja las desviaciones salariales de cada provincia o comunidad autónoma sobre la media del salario nacional. En principio esta magnitud, fue elaborada procesando la información de la masa salarial por provincia y año, las poblaciones ocupadas por provincia y año y dividiéndolas obteníamos los salarios provinciales (W_i) . Haciendo el sumatorio de las masas salariales y de las poblaciones ocupadas conocíamos las series de los salarios medios nacionales (W) . Observando detenidamente esta metodología de elaboración de las desviaciones salariales, se advirtió que al estar utilizando las masas salariales por provincias y año estábamos recogiendo la información de dos variables económicas, por un lado del precio del factor trabajo y por otro de las cantidades de trabajo reflejo de la estructura ocupacional de cada provincia o agregado. Por lo tanto, la determinación de cualquier salario provincial y la desviación respecto a la media nacional estaba afectada vía precios y vía "estructura ocupacional". Nuestro objetivo parcial en la primera ecuación es apreciar la correlación entre tasas de migraciones netas y desviaciones salariales en cuanto a su connotación de precios, mientras que en la segunda intentamos ver el preceso de ajuste de las desviaciones de salarios, también en su característica de precio del factor traficado en los mercados de trabajo. Teniendo claro lo anterior, vimos cómo debido a la

diferencia de la estructura ocupacional entre provincias estábamos realizando comparaciones sobre una base heterogénea. De otra parte considero que el coste de prescindir de la información de la estructura ocupacional, o quizá mejor dicho de la cantidad de población ocupada por provincia, no es elevado; pues de alguna manera recojo información de la oferta de trabajo potencial por provincias, en la primera ecuación al tener información de las tasas de desempleo provincial y en la segunda ecuación los niveles de ocupación provincial están recogidos al utilizar como argumento las desviaciones de las tasas de empleo provincial respecto a la tasa de empleo media del país.

Por tanto la posible solución por la que se optó, fue utilizar unos salarios corregidos provinciales o de la comunidad autónoma. Expresados analíticamente:

$$W_i' = \frac{\sum W_k \cdot E_k}{E}$$

Donde:

W_k es el salario provincial del sector k.

E_k es la población ocupada en el sector k en la nación.

E es la población ocupada en la nación.

El salario medio nacional por provincias es:

$$W = \frac{\sum E_k \cdot W_k}{E}$$

Observar que debido a la posibilidad de implementar distintos niveles de agregación, provincial, regional, etc.

es necesario advertir, que no es lo mismo agregar los salarios y después corregir que corregir los salarios provinciales y después agregarlos. Por tanto, para el tratamiento por regiones que es el empleado en este trabajo, las expresiones serán las siguientes:

Salario corregido por regiones:

$$W_c = \frac{E \cdot W_r \cdot s}{K} \quad E$$

Salario medio nacional por regiones:

$$W = \frac{E \cdot E_r \cdot W_r}{J \cdot r} \quad E$$

Podemos observar cómo la corrección de tales salarios radica en presuponer como factor ponderador la estructura ocupacional nacional, aplicada a los salarios por sectores de cada provincia. Esta forma de proceder tiene menos defectos, porque no incorpora la estructura ocupacional provincial heterogénea, y si toma en cuenta la estructura salarial por sectores a nivel provincial, lo que sin duda es un valor añadido importante.

BIBLIOGRAFIA:

M.DELGADO CABEZA Y J.SANCHEZ FDEZ.: "Un modelo estocástico para las migraciones entre zonas rurales y urbanas", Estudios Regionales nº20 (1988),pp.47-56.

A.GARCIA BARBANCHO : "Las migraciones interiores españolas. Estudio cuantitativo desde 1900".Madrid.Publ. del Instituto de Desarrollo Económico.1967.

A.GARCIA BARBANCHO Y M.DELGADO CABEZA : "Los movimientos migratorios interregionales en España desde 1960". Papeles de economía española 1988.

I.GORDON : "The cyclical sensitivity of regional migration, employment and unemployment differentials".1982.

J.R.HARRIS & M.P.TODARO : "Migration, unemployment and development: A two sector analysis". A.E.R., mar.1970, 60, 126-138, 141-142.(nº 1).

R.A.HART : "A model of interregional migration in England and Wales", Regional Studies,4,279-296.(1970).

MARTIN GODFREY : "Economic variables in the migration: Some thoughts on the Todaro hypothesis". Journal of development studies 10(1),1973.

C.A.PISSARIDES & I.MO.MASTER : "Regional migration, wages and unemployment: Empirical evidence and implication for policy". Center of Labour Economics, London School of Economics, discussion paper nº204. Set.1984.

M.P.TODARO : "A model of labor migration and unemployment in less developed countries". A.E.R., mar.1969,59,138-148.

M.P.TODARO : "Urbanization, rural-urban migration and unemployment", lecture 17. "The urban dilemma", M.P.Todaro with