ANALISIS COMARCAL DEL PARO: EL CASO DE CATALUNA

Vicente MORALES LOPEZ DEL CASTILLO

L análisis del desempleo y su duración ha venido haciéndose, hasta la fecha, en líneas generales, bajo el supuesto —común en el conjunto de la teoría económica convencional—de la concentración de toda la actividad, y por lo tanto inactividad, en un punto.

El presente trabajo se plantea, en primer lugar, mostrar las características de la duración del paro a nivel de las distintas comarcas que forman Cataluña, extraer las más relevantes y —finalmente—apuntar una explicación.

Se tomó el año 1984 como el más reciente desde el cual reconstruir la tabla de vida del paro para cada área considerada. Los hechos observados corresponden a un intervalo lo bastante cercano en el tiempo como para admitir implicaciones sobre la situación presente. Este es el principal interés del trabajo que se expone a continuación.

PROBABILIDAD DE SALIDA Y DURACION DEL PARO

El sistema conceptual utilizado se extrajo de la teoría demográfica, adaptándola al estudio de la población de desempleados.

1. Probabilidad de permanecer en el registro e (t):

Es la probabilidad de permanecer inscrito como desempleado/a un mes adicional después de haberlo estado t meses.

2. Probabilidad de salida del registro b (t):

$$b(t) = I - e(t)$$

3. Función de permanencia p (t):

Es la proporción de parados que permanecen registrados de t meses (equivale a la tabla de vida del análisis demográfico).

$$p(t) = e(0) \cdot e(1) \dots e(t)$$

$$= \prod_{i=0}^{t} e(i)$$

$$= \prod_{i=0}^{t} (1 - b(i))$$

4. Duración esperada del paro De:

$$D_e^\circ = \sum_{t=0}^\infty p(t)$$

(Su equivalente demográfico sería la esperanza de vida al nacer).

Supongamos e (o) = 1 y e (t) = e si t > 0.

En ese caso

$$D_e^\circ = 1 + e + e^2 \dots = \frac{1}{1 - e}$$

Ello implica que la duración esperada del paro y la probabilidad de salida están en proporción inversa, es decir, si la probabilidad aumenta el doble, la duración esperada se reduce a la mitad.

Es de interés señalar que b = 0, 1 no implica que en diez meses todos los individuos que hoy se registren habrán salido. Hablamos de duración esperada; quienes no hayan anulado su inscripción en uno, dos u ocho meses continuarán teniendo entonces diez meses de duración esperada, bajo el supuesto de probabilidad constante de salida. Si, como toda experiencia internacional indica (ver Clark y Summers [1979], Hasan y Broucker [1986], Malinvaud [1985] o Salant [1977]) tal probabilidad (b (t)) es decreciente con el tiempo de paro, la duración esperada aumenta con el tiempo de desocupación. Esto nos ayudará a entender cuáles son las perspectivas de más de un tercio de los parados de este país (paro de larga duración)

Por otro lado, aquí es donde termina el paralelismo con la demografía, dado que, salvo en las primeras semanas de vida, en general, la probabilidad de defunción aumenta con la edad, lo cual hace decrecer la esperanza de vida de igual forma.

METODOLOGIA

El método utilizado para estimar duraciones esperadas de paro fue el de la tabla de vida, con

TABLA 1

TASAS DE PARO POR COMARCAS

	Porcentaje		Porcentaj	
Al Camp-Conca de Barberà	15,87	Maresme	19,30	
Alt Emporda	9,84	Montsià	11,61	
Alt Penedés	15,80	Noguera	7,80	
Alt Urgell	7,39	Osona	14,43	
Anoia	18,27	Pallars Jussà-Pallars Subirà	6,38	
Bages	16,79	Ribera d'Ebre-Terraalta-Priorat	11,87	
Baix Camp	25,25	Ripollés-Cerdanya	10,59	
Baix Ebre	15,99	Segrià-Garrigues	13,40	
Baix Empordá	16,36	Selva	13,51	
Baix Llobregat	29,71	Solsonés	9,74	
Baix Penedés	25,04	Tarragonés	20,02	
Barcelonés	18,12	Urgell	6,60	
Berguedá	13,55	Vall d'Arán	24,43	
Garraf	27,45	Vallés Occidental	28,23	
Garrotxa	8,05	Vallés Oriental	26,64	
Gironés	16,43	Cataluña	19,32	

probabilidad de salida igual para todos los parados, independientemente del tiempo de desempleo, pero cambiante en el tiempo calendario.

El supuesto de idéntica probabilidad de salida para todos los registrados en un momento concreto se impuso dada la información disponible.

Sea b' (t) = tasa de bajas del registro para la comarca i el mes t.

$$b^{'}(t) = \frac{\text{Bajas de registro mes t, comarca i}}{\text{Paro registrado mes t } -1, \text{ comarca i}}$$

b' (t) se hizo igual a la probabilidad de salida del registro. Tal proceder tiene la limitación de que algunas bajas no corresponden a parados; suponer un porcentaje de error igual para todos los meses y todas las comarcas únicamente alteraría todas las duraciones estimadas en idéntico porcentaje; dado que nuestro fin es localizar diferencias, nos decidimos por evitar ese supuesto adicional.

Se consideró que tras 30 meses en el paro todos los parados encontraban empleo, es decir, una duración máxima en el desempleo de dos años y medio. Tal supuesto distorsionaría las duraciones esperadas si se condicionasen a de seis meses o un año de paro, pero dado que computamos esperanzas al iniciarse el desempleo, la distorsión es despreciable.

En definitiva, la duración esperada en la comarca i para una rotación iniciada el mes t sería:

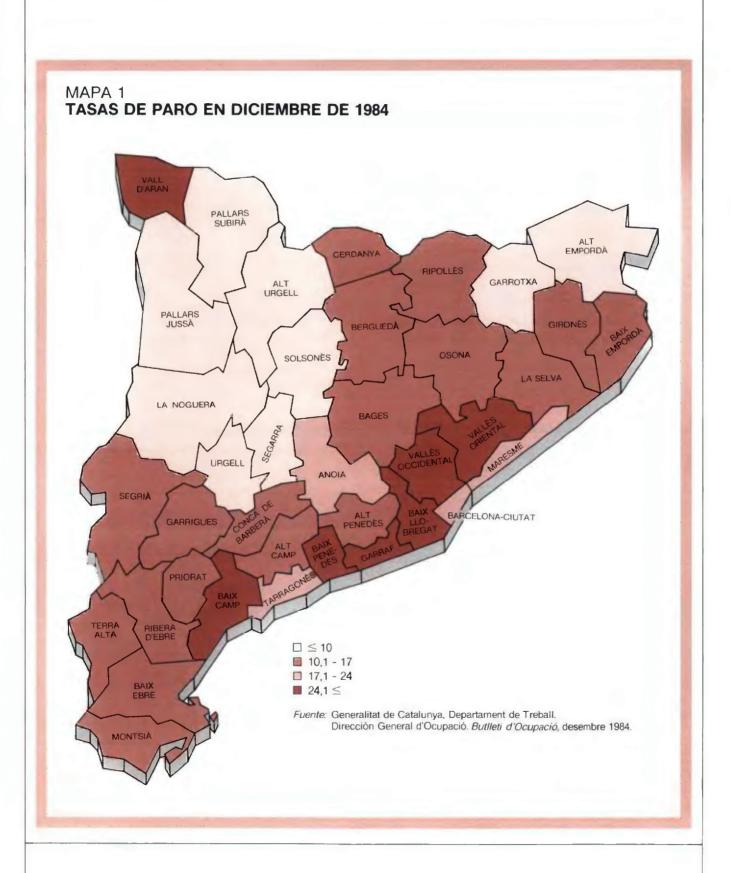
$$d^{'}(t) = \sum_{j=0}^{29} \frac{j}{\prod_{h=0}^{j}} \left[\left(1 - b^{'}(t+h) \right) \right]$$

Haciendo t=1 para enero de 1984 se procedió a calcular d'(1) a d'(12). Estas son las estimaciones que aparecen en la tabla 2.

El método anterior presenta varios inconvenientes, siendo el principal el supuesto de probabilidad de salida independiente del tiempo de paro.

Es decir, suponemos una función de permanencia de carácter exponencial. Es sabido que una aproximación más cercana a la realidad es la ley de Weibull (ver Malinvaud [1985]). No disponemos de información para aproximar tal función a cada cohorte de cada comarca, pero sabemos que, de tenerla, encontraríamos duraciones aumentadas y diferencias aún mayores de las obtenidas, y ello es debido a la estructura de la función.

La ventaja del método empleado es que, en realidad, obtenemos series históricas, es decir, hemos reconstruido la experiencia de desempleo de quienes se registraron en 1984 para el conjunto de la geografía catalana. Tal experiencia ha de estar muy presente entre aquéllos que viven en



esos lugares, afectando sus expectativas a corto y medio plazo.

DISTRIBUCION GEOGRAFICA DE LA DURACION DEL PARO

De la observación directa del mapa 2 deducimos que la probabilidad de encontrar empleo se distribuye, en forma de anillas de distinta amplitud, alrededor del núcleo urbano de Barcelona.

La existencia de industria pujante en Tarragona y la ubicación de la ciudad de Lérida coinciden con la extensión del anillo de duración mediaalta hacia el sur del Principado.

Las comarcas en los extremos noreste y noroeste (Alt Empordá y Vall d'Arán) son aquéllas de mayor probabilidad instantánea de empleo, y donde las rotaciones parecen darse con mayor velocidad, especialmente en la Vall d'Arán.

Es curioso el paralelismo entre la zona agrícola del Pallars y la turística de la Costa Brava; dada la aparente inexistencia de otras características mutuas, se diría que su único punto en común es la distancia al área metropolitana de Barcelona.

De la tabla 2 deducimos que las comarcas con mayor duración esperada en los meses estudiados son el Bages y L'Anoia.

Este es otro hecho inesperado; no sabemos qué haya podido ocurrir en las áreas de Manresa e Igualada para que la duración esperada del paro allí fuese superior en más de un mes, en promedio, a la del Barcelonés o en medio mes al Vallés Oriental (área de Tarrasa). En este sentido, vemos que el método empleado, más allá de ayudarnos en la estimación, nos ayuda también a hacernos preguntas que no nos hubiésemos planteado por la simple observación de tasas de paro.

En las páginas que siguen, hemos supuesto que las mayores duraciones en comarcas justo al norte del Vallés ha sido un fenómeno coyuntural, de ahí que no lo subrayáramos en los mapas ilustrativos.

TENDENCIAS

La duración del paro no es la medida de un hecho puntual, como podría ser el total de parados. Es por ello por lo que el estudio de su trayectoria requiere de perspectiva temporal.

En base a la evolución de las probabilidades de salida, nos resultaron claras tendencias decrecientes en algunas áreas, crecientes en otras y estancamiento en la mayoría (ver mapa 3).

Dado que la tendencia decreciente se presenta en aquellas comarcas donde se concentra la gran mayoría de los parados, la trayectoria global en los doce meses estudiados resulta claramente a la baja, situándose, en diciembre de 1984, en menos de siete meses, de casi ocho en febrero del mismo año. Como ya veremos de inmediato es difícil sostener que factores estacionales expliquen tal evolución.

ESTACIONALIDAD

En una economía donde el turismo tiene un lugar tan relevante como en Cataluña, era de esperar que factores estacionales influyeran de forma decisiva en la duración del paro. En efecto, si la probabilidad de empleo es diferente en febrero que en julio, la duración esperada del desempleo debería ser diferente para alguien que empezase a buscar trabajo en uno u otro mes.

Los datos de la tabla 2 nos indican que tal posibilidad se confirma con claridad únicamente para las comarcas de la Costa Brava y algunas pirenaicas; nada similar parece ocurrir en la costa de Barcelona o Tarragona, aunque hay ligeras reducciones en los meses que corresponden a la vendimia para las comarcas afectadas.

El fenómeno no es transferible a áreas de mayor desempleo (Barcelona, Baix Llobregat, Vallés...). Es por ello por lo que podemos afirmar que no manifiesta mayor relevancia.

TASAS DE PARO Y DURACION DEL PARO

De la observación directa de los mapas 1 y 2, así como de las tablas 1 y 2, deducimos que,

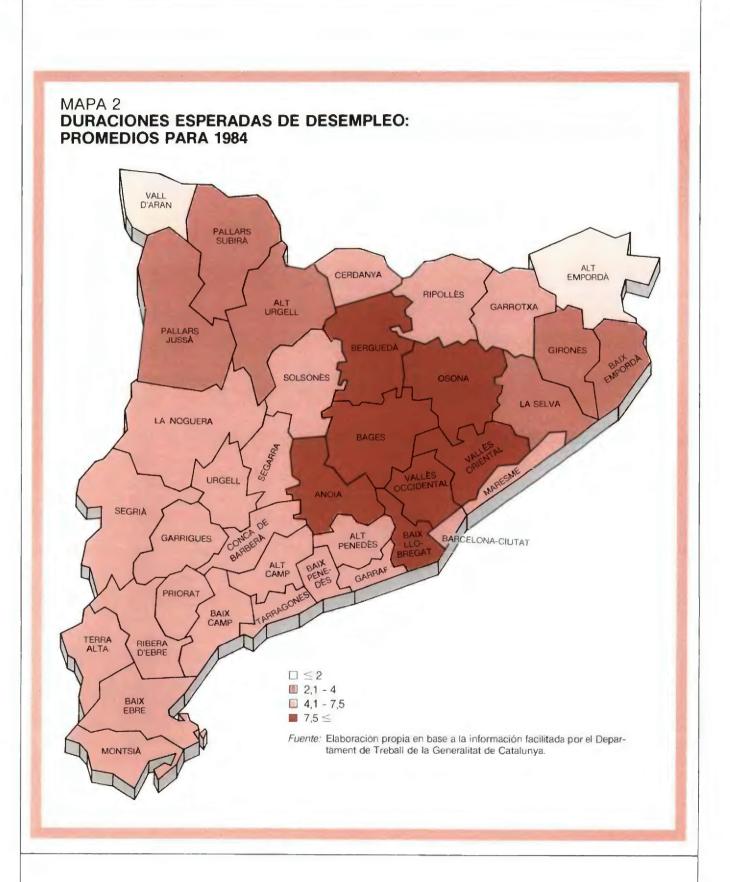


TABLA 2

DURACIONES ESPERADAS DE PARO POR COMARCAS. 1984

	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiem- bre	Octu- bre	Noviem- bre	Diciem- bre	Media anual
Barcelona									-				
Alt Penedes	7,8	7,7	7,7	7,6	7,7	7,5	7,5	7,8	7,3	6,9	7,2	7,0	7,5
Anoia	9,6	9,6	9,9	9,7	9,9	9,7	9,6	9,6	9,0	9,1	9,1	9,0	9,5
Bages	9,1	9,3	9,4	9,2	9,8	9,6	9,7	10,5	10,0	9,6	10,3	10,0	9,7
Baix Lobregat	8,7	8,7	8.4	8.2	8,1	8,0	7.9	7,7	7.4	7,2	7,2	7,0	7.9
Barcelonés	9,6	9,4	9,0	8,9	8,9	8,9	8,5	8,5	8,1	7,8	7,6	7,6	8.6
Bergadà	9,0	9,0	9,2	8,9	9,0	8,8	8,7	9,0	8,5	8,1	8,0	8,0	8,7
Garraf	7.8	7,9	7,7	7,5	7,3	7,6	7.7	8,0	7,8	7,8	7,8	7,5	7,5
Maresme	7,0	6,7	6,5	6,4	6,5	7,0	7.4	7,6	7,0	6,8	6,8	6,6	6,8
Osona	8,3	8,4	8,5	8,9	8,9	8,9	8,8	8,8	8,4	8,1	8,0	7,8	8,5
Vallés Occidental	9.7	9,4	9,0	8.7	8,5	8,1	7.9	7,6	7,3	6,9	6,9	7,4	8,1
Vallés Oriental	9,6	9,6	9,3	9,1	9,0	8,8	9.4	9.6	9,0	8.8	8,7	8,5	9,1
Gerona													
Baix Empordà	2,7	2,2	1,7	1,0	0,6	0,2	0,8	2,6	2,6	3,0	3,8	3,4	2,0
Alt Empordà	2,5	2,1	1,7	1,1	8,0	0,5	0,5	2,1	2,0	2,3	2,9	3,0	1,8
Gironés	3.6	4,2	4,1	4.0	3,7	3,9	4.0	4,1	3,9	3,6	3,7	3,4	3,8
Ripollés-Cerdanya	7,5	7,2	7,4	7,2	7,5	7,9	7,6	7,6	7,3	7,4	7,3	7,4	7,4
Selva	1,9	1,4	1,0	0,5	0,2	0,2	1,0	3,0	3,6	3,3	4,2	3,8	2,0
Garrotxa	6,0	6,2	6,0	5,7	5,6	5,7	5,6	6,0	5,8	5,5	6,0	5,6	5,8
Lérida													
Alt Urgell	3.4	3.7	4,1	4,0	3,9	3,9	3,6	3,6	3,7	3,7	3,8	3,6	3,7
Noguera Pallars Jussà - Pallars	5.6	6,3	6,0	5,9	5,5	5,1	4,9	4.4	4.1	4,0	5,3	5,5	5,2
Sobirà	2.8	2,8	2,6	2,4	2,4	2,2	2,2	3,0	3,0	3,1	3,7	3,7	2,8
Segriá-Garrigues	5,5	5,6	5,7	5,7	5.7	5.9	6,0	6,3	5,9	5,4	5,9	5,9	5,8
Solsonés	7,7	8,0	8,1	7,7	7,3	7,3	7,5	7,3	7,1	6,9	7,3	7,1	7,4
Urgell-Segarra	6,1	6,0	5,7	5,7	5,6	5,8	5,8	5,9	5,5	5,3	5,5	5,6	5,7
Vall d'Aran	1,6	2,3	2,3	2,0	1,9	1,5	1,1	1,4	1,8	1,6	1,8	1,4	1,7
Tarragona													
Alt Camp - Conca de													
Barberà	6,1	5,9	5,6	5,8	5,7	5,9	5,8	5,8	5,5	5,5	5,6	5,7	5,7
Baix Camp	6,3	5,0	4,9	4,6	4.4	4,3	4,3	4,2	3,9	3,5	3,1	3,3	4,2
Baix Ebre	6,6	6,3	6.0	5.8	6.0	5.6	5,8	5.6	6.0	6.0	6,0	6.0	6.0
Baix Penedés	5,9	5,4	5,0	4,7	5,3	5,5	5,8	7.0	7.0	6,5	6,1	6,6	5.9
Montsiá	5,5	5,6	5,6	5,6	5,3	5,5	5,4	5,5	5,3	5,3	5,4	5,1	5,4
Ribera d'Ebre - Terra													
Alta-Priorat	6,6	6,8	6,7	6,9	6,6	6,8	6,6	6,9	6,7	6,2	6,4	6,2	6,6
Tarragonés	5,1	4,7	4,4	4,7	4,6	4,6	4,7	4,8	4,6	3,8	4,4	4,6	4,6
CATALUÑA	7,8	7,9	7,6	7,5	7.4	7.4	7,4	7,5	7.1	6,8	6,8	6,8	7,3

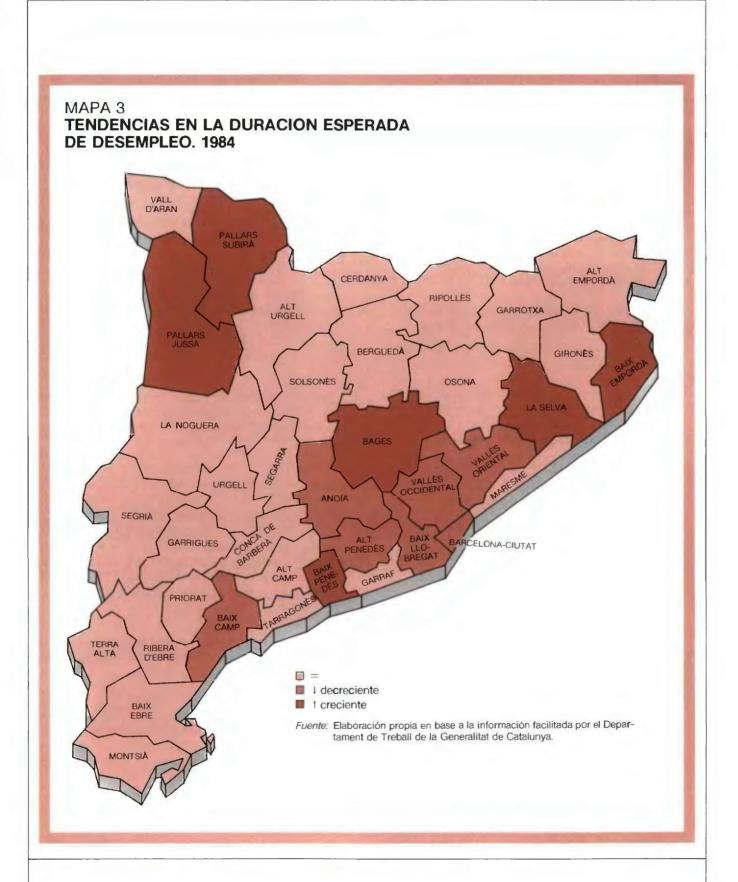
aunque hay una cierta correlación a nivel espacial entre tasas de paro y su duración esperada, ésta dista mucho de ser perfecta.

Hay casos llamativos, como el de la Vall d'Arán, donde, con una tasa elevada de paro en diciembre de 1984, hubo una de las duraciones más cortas.

Existe consenso en cuanto a la poca fiabilidad de los padrones. Las tasas de paro de la tabla 1 se obtuvieron en base al de 1975, es por ello por lo que no se realizó un estudio econométrico de la relación entre ambas tablas.

Creo, sin embargo, que ambos mapas ilustran la ausencia de una relación directa, o ley general, que clasifique el total de desempleados, un total de desempleados, en las distintas duraciones de su desempleo, para cualquier lugar en el espacio y el tiempo.

Es cierto que tal relación se daría únicamente entre poblaciones de paro estacionario, pero también lo es que el volumen global de paro no parece haberse alterado significativamente en los dos años anteriores y posteriores en la mayoría de las áreas en estudio.



CONCLUSIONES ESTADISTICAS

Del análisis comarcal de la duración del paro en Cataluña resultan los siguientes hechos estilizados:

- 1) Mayor probabilidad de salida del paro cuanto más alejado está el punto de residencia del área industrial de Barcelona.
- 2) Tendencia decreciente en la duración del paro para el conjunto de la comunidad, especialmente en las zonas donde se concentra el grueso de desempleados, para 1984.
- 3) En general, ausencia de estacionalidad, excepto para las comarcas de la Costa Brava.
- Correlación positiva, pero muy imperfecta a nivel espacial, entre tasa de paro y duración del mismo.

Tales hechos requieren de una explicación; este es el sentido del siguiente apartado.

SALARIOS REALES Y GEOGRAFIA DEL PARO

Es un tanto sorprendente que, dada la larga tradición migratoria de este país, no haya indicios de tendencia a la igualación de tasas de desempleo y duración del mismo. En cierta forma, lo contrario parece suceder.

De acuerdo con el *Anuario Estadístico de 1986,* el saldo migratorio entre las provincias de Gerona y Barcelona resultó favorable a esta última en proporciones de uno a diez, es decir, por cada persona que emigró de Barcelona a Gerona, diez hicieron el recorrido inverso. Obviamente, hablamos de traslados de primera residencia.

La incógnita resulta aún mayor si pensamos en el paro de larga duración.

Cabría suponer que personas con más de dos años de paro en Barcelona probasen fortuna en otro lugar. No hablamos de cruzar el Atlántico o la frontera, sino, a lo sumo, en un radio de 400 kilómetros.

Hemos visto que tal traslado reduce la duración del desempleo —incrementa la probabilidad de empleo— hasta proporciones de uno a cinco.

No disponemos de estadísticas salariales por provincias —mucho menos por comarcas—, voy a limitarme, por tanto, a exponer una hipótesis explicativa y sus consecuencias inmediatas.

El paro masivo en las zonas urbanas no es un fenómeno nuevo en la historia reciente. Me refiero a los países menos desarrollados.

Existen modelos teóricos que recogen su dinámica en tal contexto. Tales modelos utilizan el individualismo metodológico —una racionalidad maximizadora del bienestar personal— como punto de partida.

La decisión de emigrar no depende únicamente de la probabilidad de encontrar empleo, sino del coste de hacerlo y de los diferentes salarios reales (de ciclo vital) en los puntos de partida y llegada. Este es el núcleo del modelo de Michael Todaro (1970).

Todaro plantea el problema en términos de utilidad esperada, dependiendo ésta del ingreso esperado y los factores de coste que hemos señalado.

Una conclusión inmediata es que puede resultar más rentable ser un parado durante años en un lugar de altos salarios reales, subsistiendo en el sector informal, hasta encontrar empleo en el sector más avanzado de la economía, a trabajar esos mismos años con salario superior a ese mínimo vital, pero inferior al de la ciudad. El grado de aversión al riesgo de los emigrantes potenciales tiene un sitio en el análisis, pero no el lugar más importante.

Finalmente, las diferentes probabilidades de empleo —o duraciones de desempleo— jugarían el papel de equilibrar el mercado de trabajo en un contexto espacial.

Si aceptamos la explicación que nos ofrece el modelo de Todaro, y asumimos la descripción que los mapas anteriores señalan como la de un equilibrio, podemos afirmar que lo que allí aparece no muestra únicamente diferencias de duración de paro sino —dejando a un lado factores coyunturales— también de rentas salariales reales en el sector formal dentro de Cataluña.

El supuesto de equilibrio con las anteriores características nos parece el adecuado, dada la inexistencia de expectativas de mejora sustancial a medio plazo de la situación laboral, lo cual sería un poderoso freno a la emigración.

1992: INCREMENTO DE LAS MIGRACIONES INTERNAS

Actualmente se estiman en más de un millón los parados de larga duración (dos años y más) (ver INE [1987]) en el conjunto de España. Es de suponer que éstos son los primeros candidatos a la emigración, sobre todo los parados jóvenes.

El intenso programa de obras públicas que se prepara en Sevilla y Barcelona incrementará con seguridad la probabilidad de encontrar allí un empleo.

No podemos contabilizar, por tanto, los nuevos puestos de trabajo como de reducción directa del paro sevillano o barcelonés. El efecto final de tal aumento de la probabilidad dependerá de las elasticidades renta de la emigración, sobre todo entre los jóvenes, presumiblemente los menos aversos al riesgo.

Del valor superior o inferior a la unidad de tal elasticidad dependerá básicamente el aumento o disminución, en los próximos años, del *desempleo total* en esas ciudades.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- CLARK, K. B., y SUMMERS, L. H. (1979), «Labour Market Dinamics and Unemployment: A Reconsideration», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1.
- COALE, A. (1972), The Growth and Structure of Human Populations: A Mathematical Investigation, Princeton University Press.
- Hasan, A., у Ввоискев, Р. (1986), «Rotación e inestabilidad de empleo en los mercados de trabajo de los jóvenes en Canadá», en *La Naturaleza del Desempleo de los Jóvenes*, OCDE, Centro de Publicaciones del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1987), Anuario Estadístico Nacional 1986, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA (1987), Encuesta de Población Activa. Encuesta enero, febrero y marzo.
- MALINVAUD, E. (1985), Paro Masivo, Antoni Bosch, editor, Barcelona.
- SALANT, S. W. (1977), «Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts», Quarterly Journal of Economics, febrero, págs. 91-107.
- Тодано, М. (1969), «A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries», American Economic Review, junio, págs. 138-148.
- TODARO, M. (1970), «Labor Migration and Urban Unemployment: Reply», American Economic Review, marzo, págs. 186-187.
- ZAREMBKA, P. (1970), «Labor Migration and Urban Unemployment, Comment», American Economic Review, marzo, pags. 184-186.