

La demanda de trabajo en las empresas alimentarias

Silverio Alarcón

Dept. Economía y Ciencias Sociales Agrarias
Universidad Politécnica de Madrid
correo-e: salarcon@eco.etsia.upm.es

Resumen

En este trabajo se estima la demanda de trabajo para un conjunto de empresas del sector de alimentación. La base de datos usada procede de la información recogida en los registros mercantiles en el periodo 1993 – 2002. Se consideran diferentes especificaciones dinámicas que incluyen como variables explicativas del nivel de empleo, el gasto de personal medio y el nivel de actividad. Los métodos de estimación utilizados incluyen varias versiones del método general de momentos para modelos dinámicos de datos de panel.

Palabras clave: demanda, empleo, alimentación, panel

1. Introducción

La demanda de factores de producción se considera dentro de la economía neoclásica como una demanda derivada de las demandas de bienes y servicios finales que realizan los consumidores, y es un resultado directo del proceso de maximización de beneficios de las empresas. Como es bien sabido, la contratación de cada factor de producción se realizará hasta una cantidad en la que los ingresos adicionales de una unidad más igualen a sus costes marginales. Depende, por tanto, la demanda de factores de los ingresos que se generan en la empresa (esto es, tanto de la demanda de los consumidores como del proceso de producción) y también de las repercusiones que sobre los costes tienen las variaciones en los niveles de utilización de los factores.

En este ámbito, el estudio de la demanda de trabajo se centra sobre la respuesta de los empleadores a los cambios en la demanda de producto y en los precios de los factores, así como el proceso de ajuste del empleo ante estos cambios. Su análisis no es muy diferente del estudio de la demanda de bienes de inversión, materias primas u otros factores. Las diferencias frente a otros elementos provienen de su mayor participación en los costes de producción pero, principalmente, de su mayor importancia social por ser la principal fuente de generación de rentas en las familias. De aquí surge el interés del estudio de este tema, pues es útil para implementar cualquier acción o política por parte de empresarios, sindicatos o gobiernos, y permite cuantificar los efectos de cambios en la situación económica.

La respuesta de los empresarios a cualquier cambio lleva su tiempo y el proceso de ajuste ante perturbaciones en la demanda de producto o en los precios de los factores es lento, dada la naturaleza de los procesos productivos y dada la incertidumbre ante situaciones cambiantes. Y esto lleva a la conveniencia de estimar modelos dinámicos de demanda de trabajo. Estas cuestiones y la discusión de problemas que surgen en la estimación de sistemas dinámicos se exponen en 2. La disposición del resto del trabajo es la habitual: los datos se comentan y resumen en 3, las estimaciones, contrastes y elasticidades se presentan en 4 y las conclusiones en 5. Una buena referencia en español sobre la demanda de trabajo, que incluye el resumen de estudios similares a éste y otros más complejos y completos, es Hamermesh (1995).

2. Un modelo dinámico de demanda de trabajo

Existen tantos modelos de demanda de trabajo como consideraciones iniciales se puedan realizar sobre las características productivas de las empresas,

sus costes de ajuste, la estructura de los mercados, etc. En este trabajo, se ha considerado que la demanda de trabajo es consecuencia de la minimización de una función de coste intertemporal, que expresa la esperanza de la suma actualizada desde el año t hasta ∞ de los costes de los factores de producción y de los costes de ajuste cuadráticos originados por las variaciones de los factores, sujeta a una función de producción Cobb-Douglas con trabajo homogéneo y variables ficticias temporales que recogen la evolución de la tecnología. La obtención de una ecuación de empleo, en términos de variables observables, bajo estos supuestos puede encontrarse en Bresson et al. (1992), que llegan a la siguiente expresión:

$$n_{it} = \alpha_1 n_{i,t-1} + \beta_0 w_{it} + \beta_1 w_{i,t-1} + \gamma_0 y_{it} + \gamma_1 y_{i,t-1} + u_{it} \quad (1)$$

siendo n_{it} el logaritmo natural del número de empleados en la empresa i ($i = 1, \dots, N$) en el año t ($t = 1, \dots, T$), w_{it} el logaritmo del salario real medio por trabajador, y_{it} el logaritmo del nivel de producción y u_{it} el término de error que se descompone en:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \nu_{it} \quad (2)$$

donde μ_i contiene los efectos específicos inobservables de la empresa i que permanecen constantes en el tiempo, λ_t recoge los efectos temporales inobservables pero comunes a todas las empresas y ν_{it} es el término de error con los supuestos habituales. Además, μ_i y λ_t son independientes entre sí y con respecto a ν_{it} .

En cualquier momento de tiempo el nivel de empleo depende de las características específicas de cada empresa: se puede ver en (1) y (2) que n_{it} , $n_{i,t-1}$, etc. dependen de μ_i . Por tanto, el regresor $n_{i,t-1}$ no es independiente del término de error ($E(n_{i,t-1}u_{it}) \neq 0$), lo que lleva a que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de (1) sea sesgada e inconsistente, incluso si ν_{it} no presenta autocorrelación. La estimación mediante un modelo de efectos fijos (individuales y/o temporales), bien introduciendo variables ficticias para las empresas y los años o bien mediante transformaciones intragrupos, es también sesgada e inconsistente en situaciones con N grande y T fijo, como es el caso que se estudia en este trabajo donde el número de empresas es grande pero se dispone de un máximo de 10 años. Solamente si T tiende a infinito, este estimador es consistente en modelos dinámicos. La estimación con mínimos cuadrados generalizados considerando efectos aleatorios en μ_i y λ_t también es sesgada e inconsistente en modelos dinámicos de datos de panel.

La solución de estos problemas de estimación pasa por el uso de variables instrumentales. Anderson and Hsiao (1981) proponen estimar el modelo (1) y

3. Datos

La información utilizada en este trabajo se ha tomado de la base de datos SABI (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos) de Informa S.A., que recoge las cuentas anuales depositadas en los Registros Mercantiles provinciales. La selección inicial está constituida por los datos correspondientes al periodo 1993 – 2002 y a las empresas incluidas en la clasificación CNAE-93 como «15 Industria de productos alimenticios y bebidas». En el modelo, n_{it} sigue siendo el logaritmo natural del número de empleados en la empresa i en el año t , w_{it} es el logaritmo del gasto de personal (sueldos, salarios y cargas sociales) dividido entre el número de empleados y deflactado según el IPC, e y_{it} el logaritmo de los ingresos de explotación deflactados. De la muestra inicial de 6543 empresas se han eliminado todas aquellas con menos de seis años consecutivos disponibles para las variables seleccionadas y también todas aquellas sospechosas de fusiones o adquisiciones. En concreto, se prescindió de las empresas con incrementos anuales del número de empleados o del inmovilizado superiores al 200%. La muestra depurada contiene información de 1837 empresas, de las cuales hay 565 con 6 datos anuales consecutivos, 553 con 7, 413 con 8, 73 con 9 y 233 con 10. El desglose por subsectores es el siguiente: 409 empresas en «151 Industria cárnica» (Cárnica, en adelante), 80 en «152 Elaboración y conservación de pescados y productos a base de pescado» (Pescado), 129 en «153 Preparación y conservación de frutas y hortalizas» (Fruta), 73 en «154 Fabricación de grasas y aceites (vegetales y animales)» (Aceite), 78 en «155 Industrias lácteas» (Láctea), 70 en «156 Fabricación de productos de molinería, almidones y productos amiláceos» (Molinería), 126 en «157 Fabricación de productos para alimentación animal» (Animal), 626 en «158 Fabricación de otros productos alimenticios» (Otros), que incluye pan y productos de pastelería frescos y de larga duración, industria del azúcar, chocolate, pastas, café, té e infusiones, especias, salsas y condimentos, alimentación infantil, etc., y 246 en «159 Elaboración de bebidas» (Bebidas).

En el Cuadro 1 se muestran los valores totales anuales de las variables utilizadas en la muestra inicial a precios constantes de 1993. Si se eliminan los años extremos 1993 y 2002 en los que se aprecian valores más bajos debidos posiblemente a un mayor número de empresas con datos incompletos, se ve un claro crecimiento de las variables consideradas: en el periodo 1994 – 2001, el empleo total aumenta en un 79,2%, los gastos de personal en un 39,7% (70,9% sin deflactar) y los ingresos de explotación en un 59,5% (95,3% sin deflactar). Estos aumentos en el periodo 1994 – 2001 desglosados por subsectores se exponen en el Cuadro 2, y permiten obtener las siguientes conclusiones: (1) el aumento de los ingresos de explotación a precios corrientes se sitúa alrededor del 100%, a excepción de Molinería y Láctea, que son sub-

Cuadro 1: Totales anuales de las variables a precios constantes de 1993

Año	Nº empleados	Gasto de personal 10 ³ €	Ingresos 10 ³ €
1993	41584	3522964	26606515
1994	139361	3822743	32093098
1995	146355	4005015	34193978
1996	187951	3988884	36400274
1997	173087	4387371	40600658
1998	201161	4615032	43330375
1999	216813	5163452	47593930
2000	237238	5259183	49602437
2001	249734	5340822	51231957
2002	193190	4114467	37854644

sectores que han sufrido procesos de reestructuración en este periodo, (2) las mayores tasas de crecimiento de los ingresos totales se registran en Pescado , Otros y Frutas, (3) los subsectores con mayores aumentos en el número total de empleados son Aceite, y Animal y Cárnica, y (4) los menores aumentos en número de empleados y gasto de personal corresponden a Bebidas, Molinería y Láctea.

4. Resultados

Se han realizado distintas estimaciones con el programa DPD para Ox (Doornik et al., 2002), pero en el Cuadro 3 se exponen únicamente la segunda etapa del estimador de Arellano, Bond (1991) de ecuaciones en diferencias (D2) y la segunda etapa del sistema conjunto de ecuaciones en diferencias y niveles (DN2). Además de los coeficientes de las variables independientes se muestran entre paréntesis sus errores standard robustos a heterocedasticidad y autocorrelación. También se incluyen tres test: el de Wald sobre no significatividad conjunta de los regresores, que en la hipótesis nula se distribuye según una chi-cuadrado con tantos grados de libertad (entre paréntesis en el cuadro) como variables independientes, excluidas las ficticias; el de Sargan, que bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos se distribuye según una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de instrumentos (o columnas en la matriz W^{-1}) menos regresores (5); y un contraste sobre

¹En D2 es $108 = 3 + 6 + \dots + 24$ y en DN2 $132 = 108 + (10 - 2) \cdot 3$

Cuadro 2: Aumentos de las variables en 1994 – 2001 (%)

Subsector	Nº empleados	Gasto de personal*	Ingresos*
Cárnica	201	86	104
Pescado	117	84	117
Fruta	133	102	107
Aceite	380	141	97
Láctea	108	58	70
Molinería	119	31	22
Animal	203	78	103
Otros	172	83	111
Bebidas	35**	39	96

*Precios corrientes

**periodo 1995-2001

autocorrelación -AR(2)- que se distribuye según una $N(0, 1)$ bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de segundo orden.

En todas las estimaciones los coeficientes tienen los signos correctos: positivos los de $n_{i,t-1}$ e y_{it} y negativo el de w_{it} . Todos los coeficientes de las variables $n_{i,t-1}$, y_{it} , w_{it} son significativos, y también los de $w_{i,t-1}$ si se exceptúa el subsector Molinería tanto en la estimación D2 como DN2. La variable $y_{i,t-1}$ presenta coeficientes significativos en ambas estimaciones sólo en los subsectores Pescado y Bebidas, coeficientes no significativos en ambos casos en Aceite, Molinería, Animal y Otros, y coeficiente no significativo en D2 pero sí significativo en DN2 en Cárnica, Fruta y Láctea. Otros modelos con más retardos que se ensayaron condujeron siempre a coeficientes no significativos en las variables retardadas dos o más periodos.

En todos los casos el contraste de Wald rechaza la hipótesis de no significatividad conjunta de los regresos utilizados. Se acepta, por otra parte, en todos los modelos la ausencia de autocorrelación de segundo orden, que es una de las hipótesis iniciales para la correcta utilización de los instrumentos.

El test de Sargan acepta en todas las estimaciones D2 la hipótesis nula de no sobre identificación de los instrumentos, pues todos los valores experimentales obtenidos son inferiores a $\chi_{103,\alpha=5\%}^2 = 127,6893$. En las estimaciones DN2, $\chi_{127,\alpha=5\%}^2 = 154,3015$, se acepta H_0 al nivel de significación $\alpha = 5\%$ en todos los subsectores excepto en Otros, que sí se aceptaría para $\alpha = 1\%$, pues $\chi_{127,\alpha=1\%}^2 = 166,9874$. Es posible contrastar las 24 restricciones adicionales de DN2 sobre D2 mediante la diferencia de los respectivos estadísticos de Sargan que bajo la hipótesis nula se distribuye según χ_{24}^2 (Arellano 2003,

pág. 123). El valor crítico para un nivel de significación del 5 % es $\chi_{12,\alpha=5\%}^2 = 21,026$, y H_0 se rechaza en Cárnica ($Sargan_{DN2} - Sargan_{D2} = 51,23$), Otros ($Sargan_{DN2} - Sargan_{D2} = 57,6$) y Bebidas ($Sargan_{DN2} - Sargan_{D2} = 30,4$).

Se ha realizado asimismo la estimación de la ecuación (3) para todas las empresas de la base de datos sin diferenciar según subsectores (Cuadro 4). En ambos casos se rechaza la idoneidad de los instrumentos a un nivel de significación del 5 %, siendo el problema de sobreidentificación especialmente grave en el modelo DN2. Estos malos resultados pueden deberse a la gran heterogeneidad de empresas y procesos productivos existentes en el conjunto de empresas de alimentación. Esta idea serviría también para explicar la sobreidentificación hallada en Otras (DN2, Cuadro 3), que es un subsector amplio y con empresas de diversa índole y con procesos tanto de primera como de segunda transformación.

A partir de las estimaciones D2 en Cárnica, Otros y Bebidas y de DN2 en el resto se han determinado las elasticidades del empleo a los salarios a largo plazo (ϵ_w) como $\frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1}$, las elasticidades del empleo al nivel de producción a largo plazo, $\epsilon_y = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \alpha_1}$, y los periodos medios de ajuste $\tau = \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1}$. Algunos resultados obtenidos (Cuadro 5) son de difícil explicación. Destaca el subsector de industrias Lácteas: no se pueden considerar como correctos periodos de ajuste o elasticidades tan altas en valor absoluto. Otras anomalías se dan en alimentación Animal con elasticidad-salario positiva aunque próxima a cero y en Aceite con elasticidad-producción mayor que la unidad.

El resto de resultados parecen razonables: las elasticidades al salario más bajas en valor absoluto se obtienen en Animal, Pescado y Molinería, y las más sensibles en Cárnica, Otros y Bebidas, que puede interpretar como una mayor elasticidad al salario cuanto mayor es el tiempo o la sofisticación de la elaboración. La elasticidad al nivel de producción es mayor en industrias con mayor participación de la mano de obra como Cárnica o Fruta y menor en subsectores más mecanizados como Otros y Bebidas.

Los coeficientes de $n_{i,t-1}$ son similares a los estimados en otros estudios: Alonso-Borrego, Arellano (1999) obtienen para un panel de 738 empresas manufactureras españolas un valor de 0,842, Bentolila, Saint-Paul (1993) en un estudio macroeconómico para España llegan a 0,86, y Addison y Teixeira estiman para un panel de 1552 empresas manufactureras portuguesas un coeficiente de 0,75 y un periodo de ajuste de 3 años. En este trabajo los ajustes más rápidos se dan en Otros (1,2 años) y Cárnica (1,3) y los más lentos en Molinería (5 años), Bebidas (4,7) y Pescado (4,3). Un amplio resumen de elasticidades y periodos de ajuste en modelos dinámicos para diferentes tipos de trabajos, tanto micro como macroeconómicos, puede consultarse en

Cuadro 3: Ecuaciones de empleo por subsectores

Subsector		$n_{i,t-1}$	w_{it}	$w_{i,t-1}$	y_{it}	$y_{i,t-1}$	Wald	Sargan	AR(2)
Cárnica	D2	0,563 (0,064)	-0,633 (0,089)	0,356 (0,067)	0,351 (0,074)	-0,028* (0,079)	239,2 (5)	89,47 (103)	-0,617
	$n = 409$	DN2	0,885 (0,043)	-0,699 (0,110)	0,584 (0,077)	0,388 (0,083)	-0,275 (0,080)	3748,0 (5)	140,7 (127)
Pescado	D2	0,512 (0,073)	-0,820 (0,116)	0,406 (0,079)	0,500 (0,078)	-0,321 (0,097)	280,1 (5)	72,82 (103)	-0,357
	$n = 80$	DN2	0,811 (0,087)	-0,780 (0,167)	0,726 (0,140)	0,479 (0,103)	-0,404 (0,111)	645,9 (5)	68,57 (127)
Fruta	D2	0,665 (0,127)	-0,795 (0,093)	0,452 (0,131)	0,434 (0,188)	-0,102* (0,088)	138,5 (5)	92,76 (103)	-0,663
	$n = 129$	DN2	0,725 (0,103)	-0,734 (0,084)	0,582 (0,086)	0,563 (0,197)	-0,299 (0,143)	1124,0 (5)	110,7 (127)
Aceite	D2	0,475 (0,110)	-0,481 (0,093)	0,220 (0,099)	0,185 (0,069)	-0,043* (0,049)	84,19 (5)	62,93 (103)	-0,833
	$n = 73$	DN2	0,805 (0,053)	-0,483 (0,113)	0,384 (0,100)	0,267 (0,083)	-0,070* (0,060)	1000,0 (5)	62,71 (127)
Láctea	D2	0,647 (0,090)	-0,866 (0,086)	0,511 (0,125)	0,198 (0,059)	0,045* (0,095)	296,6 (5)	64,41 (103)	-1,302
	$n = 78$	DN2	0,974 (0,051)	-0,969 (0,102)	0,824 (0,095)	0,294 (0,114)	-0,263 (0,123)	2058,0 (5)	69,65 (127)
Molinería	D2	0,411 (0,088)	-0,395 (0,119)	0,140* (0,092)	0,446 (0,094)	0,040* (0,053)	97,55 (5)	51,33 (103)	-1,228
	$n = 70$	DN2	0,833 (0,047)	-0,306 (0,148)	0,266* (0,149)	0,178 (0,064)	-0,036* (0,059)	630,2 (5)	55,68 (127)
Animal	D2	0,467 (0,095)	-0,393 (0,129)	0,228 (0,106)	0,226 (0,090)	-0,022* (0,077)	71,47 (5)	99,72 (103)	-0,783
	$n = 126$	DN2	0,781 (0,070)	-0,438 (0,148)	0,441 (0,096)	0,180 (0,067)	-0,038* (0,075)	389,0 (5)	114,5 (127)
Otros	D2	0,545 (0,080)	-0,756 (0,095)	0,415 (0,071)	0,235 (0,061)	-0,076* (0,074)	177,2 (5)	102,4 (103)	0,313
	$n = 626$	DN2	0,681 (0,057)	-0,831 (0,086)	0,509 (0,070)	0,248 (0,054)	-0,002* (0,036)	1331,0 (5)	160,0** (127)
Bebidas	D2	0,824 (0,064)	-0,676 (0,108)	0,536 (0,084)	0,209 (0,044)	-0,156 (0,070)	281,1 (5)	106,4 (103)	-1,940
	$n = 246$	DN2	0,894 (0,032)	-0,679 (0,100)	0,566 (0,066)	0,208 (0,053)	-0,152 (0,054)	2192,0 (5)	136,8 (127)

n es el número de empresas en cada subsector

* No significativo para $\alpha = 5\%$

** Se rechaza no sobre identificación para $\alpha = 5\%$

Cuadro 4: Ecuaciones de empleo para todo el sector

	$n_{i,t-1}$	w_{it}	$w_{i,t-1}$	y_{it}	$y_{i,t-1}$	Wald	Sargan	AR(2)
D2	0,721 (0,053)	-0,774 (0,099)	0,493 (0,061)	0,236 (0,053)	-0,092* (0,050)	301,5 (5)	131,6** (103)	-1,137
DN2	0,825 (0,043)	-0,777 (0,110)	0,568 (0,077)	0,280 (0,083)	-0,128* (0,080)	6278,0 (5)	223,8** (127)	-0,95

Cuadro 5: Elasticidades y periodos de ajuste

Subsector	τ (años)	ϵ_w	ϵ_y
Cárnica	1.3	-0.633	0.739
Pescado	4.3	-0.286	0.397
Fruta	2.6	-0.555	0.961
Aceite	4.1	-0.512	1.012
Láctea	38.0	-5.686	1.183
Molinería	5.0	-0.238	0.850
Animal	3.6	0.017	0.647
Otros	1.2	-0.750	0.349
Bebidas	4.7	-0.797	0.304

Hamermesh (1995).

5. Conclusiones

La principal conclusión de este trabajo es que la recopilación y depuración de datos microeconómicos de un conjunto amplio de empresas durante varios años, aunque es una tarea ciertamente costosa, permiten aprovechar las ventajas estadísticas de las técnicas de datos de panel que incorporan información de sección cruzada y de series de tiempo, y mejoran las estimaciones. Este tipo de estudios complementan otros más generales realizados en el ámbito macroeconómico y proporcionan estimaciones en niveles más desagregados. En cuanto a los problemas de estimación ineficiente en modelos dinámicos, éstos se pueden solucionar mediante el método general de momentos y utilizando herramientas asequibles. Finalmente, la mayoría de los resultados están dentro de lo esperado, tanto en los signos como en las magnitudes, y son comparables con los obtenidos en otras investigaciones.

Referencias

- [1] Addison J.T., Teixeira P. (2001). Employment Adjustment in Portugal: Evidence from Aggregate and Firm Data. Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper No. 391.
- [2] Alonso-Borrego C., Arellano M. (1999). Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17-1, 36-49.
- [3] Anderson T., Hsiao C. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 598-606.
- [4] Arellano M. (2003). *Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.
- [5] Arellano M., Bond S. (1991). Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- [6] Arellano M., Bover O. (1995). Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- [7] Bentolila S., Saint-Paul G. (1994). The Macroeconomic Impact of Flexible Labour Contracts, with an application to Spain. *European Economic Review*, 36, 1013-1053.
- [8] Blundell R., Bond S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-144.
- [9] Bresson G., Kramarz F., Sevestre P. (1992). Dynamic labour demand models, en *The Econometrics of Panel Data. Handbook of theory and applications* (Mátyás L., Sevestre P., editors), Kluwer Academic Publishers.
- [10] Doornik J.A., Arellano M., Bond S. (1999). Panel Data estimation using DPD for Ox. <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doornik/>
- [11] Hamermesh D.S. (1995). *La Demanda de Trabajo*. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social