



*Facultad de Ciencias
Económicas y Empresariales*
Universidad de Granada



UNIVERSIDAD
DE GRANADA

FACTORES DETERMINANTES DEL DESEMPLEO EN ESPAÑA

ECONOMETRÍA II.

Dto. Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa

Marián Sánchez Nores
Zaineb Zarkik

Universidad de Granada
25-4-2022

ÍNDICE

| | |
|---|----|
| 1. Introducción. Definición y antecedentes históricos. | 3 |
| 2. Análisis econométrico. | 4 |
| 2.1. Datos del panel a nivel teórico..... | 6 |
| 2.2. Estimación y resultados del panel | 9 |
| 3. Conclusiones | 15 |
| Bibliografía..... | 17 |

ÍNDICE DE TABLAS

| |
|--|
| Tabla 1: estadísticos descriptivos del modelo 1 |
| Tabla 2: correlaciones de las variables del modelo 1 |
| Tabla 3: resultados del modelo 1 |
| Tabla 4: resultados de multicolinealidad |
| Tabla 5: resultados del modelo 2 |
| Tabla 6: resultados del modelo 3 |

RESUMEN

Los factores determinantes de la Tasa de Desempleo están sobre la mesa de debate constantemente. En este estudio se trata de ver una relación entre la Tasa de Desempleo y variables que *a priori* pueden influir en su variabilidad. Se hace mediante una evolución temporal entre 2008 y 2019, incluyendo así el impacto de la crisis del 2008 pero excluyendo los efectos de la COVID-19. Los resultados muestran que el salario mínimo tiene un fuerte efecto negativo en la tasa de paro y que el PIB per cápita es la variable explicativa más significativa.

PALABRAS CLAVE: SALARIO MÍNIMO, DESEMPLEO, Datos de Panel, PIB per Cápita

SUMMARY

Los factores determinantes de la Tasa de Desempleo están sobre la mesa de debate constantemente. En este estudio se trata de ver una relación entre la Tasa de Desempleo y variables que *a priori* pueden influir en su variabilidad. Se hace mediante una evolución temporal entre 2008 y 2019, incluyendo así el impacto de la crisis del 2008 pero excluyendo los efectos de la COVID-19. Los resultados muestran que el salario mínimo tiene un fuerte efecto negativo en la tasa de paro y que el PIB per cápita es la variable explicativa más significativa.

KEY WORDS: MINIMUM WAGE, UNEMPLOYMENT, Panel Data, GDP per Capita

1. Introducción. Definición y antecedentes históricos.

Según la Organización Internacional del Trabajo (OIT), el Salario Mínimo Interprofesional (SMI) es “la cuantía mínima de remuneración que un empleador está obligado a pagar a sus asalariados por el trabajo que éstos hayan efectuado durante un período determinado, cuantía que no puede ser rebajada ni en virtud de un convenio colectivo ni de un acuerdo individual.”¹

Nos remontamos a 1894, cuando se establece el SMI en Nueva Zelanda, y dos años más tarde en Australia. Todo ello como respuesta a las demandas del movimiento obrero, queriéndose asegurar una asignación mínima para poder vivir dignamente. Así, y con la creación de la OIT tras la Primera Guerra Mundial, se desarrollaron cada vez más políticas sociales, se endureció la lucha obrera y fueron apareciendo los convenios que regulaban el Salario Mínimo.

En España el Salario Mínimo se estableció en 1963, en pleno franquismo, siendo la cuantía de 1800 pesetas al mes, (366.2 euros del 2018). En 2022, el SMI es de 1000 euros brutos mensuales, repartidos en 14 pagas.

La crisis financiera del 2008 dejó a la economía española en una situación crítica. Tanto es así que la población española sigue sufriendo muchas de las consecuencias de la misma.

Los diferentes gobiernos que han ido sucediendo desde entonces tenían la misión de hacer que los trabajadores puedan volver a recuperar su estatus e ingresos económicos. Por ello, una de las diferentes vías es subsanarlo vía salarios, elevando el Salario Mínimo interprofesional, con la finalidad de que los trabajadores puedan mejorar su situación económica. Desde 2008, el SMI ha crecido a una tasa media anual de 3.6%.²

Los últimos incrementos se dieron en los dos últimos años, en 2019 incrementándose un 22,3%, y en 2020 y 2021 siguió incrementándose, hasta situarse en un 31% más que en 2019.³

Esta tendencia a subir el Salario Mínimo ha reabierto un debate bastante recurrente acerca de si es o no conveniente incrementar el Salario Mínimo. Opiniones y argumentos hay desde ambos lados. Existen numerosos artículos que analizan el impacto que tiene el salario mínimo sobre la tasa de empleo para varios países y distintos momentos del tiempo, como son los de Gustafson and

¹ OIT (2015): "Informe mundial sobre salarios 2014/2015. Salarios y desigualdad de ingresos". Ginebra, OIT.

² El salario mínimo sube en España. (2022, 28 enero). datosmacro.com. Recuperado 12 de abril de 2022, de <https://datosmacro.expansion.com/smi/espana>

³ La Moncloa. 28/09/2021. El Gobierno eleva el Salario Mínimo Interprofesional a 965 euros y prorroga los ERTE hasta el 28 de febrero [Consejo de ministros/Resúmenes]. (2021, 28 septiembre). La Moncloa.

Kotter (2018), Pérez y González (2005), Lawrence (2009). El principal resultado al que llegan es que el salario mínimo no tiene un efecto claro sobre el desempleo. En España destacamos los trabajos⁴ de La Cuesta, Izquierdo y Puente (2019), Feito (2017) y Dolado et al. (1997). El primero estudia el efecto de la subida del salario mínimo del año 2017 en el mercado laboral español.

Estos autores encuentran un efecto negativo sobre la probabilidad de mantener el empleo entre el colectivo de trabajadores afectados y determinan que este efecto negativo en el empleo es una de las principales causas del incremento de la desigualdad de renta en España en ese año. El segundo estudia el impacto que los cambios en el salario mínimo han provocado en el mercado laboral español entre 2014 y 2010, llegando a la conclusión de que los incrementos del salario mínimo tienen un impacto positivo y significativo sobre la probabilidad de perder el empleo especialmente en el caso de las mujeres y de los jóvenes.

Por último, Dolado et al. (1997), presta especial atención a los efectos que tienen las variaciones en el salario mínimo en el empleo de los jóvenes españoles, encontrando un efecto negativo entre el salario mínimo y el desempleo para este grupo. Por lo tanto, las opiniones son variadas, y cómo siempre nos ofrecerán unos resultados dependiendo de cómo lo enfoquemos.

2. Análisis econométrico.

Nos hemos propuesto ver la contribución tanto del salario mínimo en la explicación de la tasa de paro agregada como otras variables relevantes como el IPC, el PIB per cápita, la tasa de actividad femenina y la tasa de actividad de los jóvenes, sobre todo a raíz de la crisis de 2008. Consideramos este periodo dado que la realidad económica y la estructura del mercado ha cambiado notablemente desde entonces, y si bien hubiese sido mucho mejor considerar una serie temporal más amplia, dos problemas hemos encontrado: la dificultad de recopilar datos de fuentes fiables (INE) y homogéneas, y lo ya mencionado anteriormente del cambio de contexto de la economía española. Hemos planteado una estimación de un modelo de datos de panel, incorporando la tasa de paro por comunidades de España, siendo conscientes también de las diferencias entre las regiones que constituyen el territorio español.

Se analiza el efecto del salario mínimo en la tasa de paro por comunidades autónomas (CCAAAs). El hecho de que España se componga de un heterogéneo

⁴ Lacuesta, A., Izquierdo, M., & Puente, S. (2019). "Un análisis del impacto de la subida del salario mínimo interprofesional en 2017 sobre la probabilidad de perder empleo", Banco de España.

Feito J. (2017): "Las consecuencias de la subida del salario mínimo en España", Instituto de Estudios Económicos.

Dolado, J.J, Y F. Felgueroso (1997). "Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español" Moneda y crédito, 204, pp. 213-254

grupo de regiones con diferentes estructuras productivas puede sugerir, que las mismas estén afectando a la relación que se observa entre el salario mínimo y la tasa de paro. Por ello, probablemente regiones con un alto peso de actividades económicas en el sector primario podrían tener patrones de comportamiento distintos a regiones con un mayor peso del sector secundario.

Nuestro modelo provisional tiene 9 variables, por un lado, la variable dependiente, es decir, la tasa de paro, y por otro las variables explicativas. En nuestro caso hemos elegido **las que nos han parecido más relevantes** para explicar la tasa de paro: el salario mínimo, la tasa de actividad de las mujeres, la tasa de actividad de los jóvenes, el PIB per cápita, el índice de precios al consumo, el peso del sector primario sobre el PIB, el peso de la construcción sobre el PIB y el peso de las actividades inmobiliarias sobre el PIB.

Todas las variables cambian en el tiempo y por Comunidad Autónoma. Excepto el salario mínimo que tan solo cambia en el tiempo, es decir, que no existen diferencias entre Comunidades Autónomas.

Seleccionamos la tasa de actividad de las mujeres (expresada en porcentaje) dado que, teniendo un comportamiento laboral diferente al de los hombres (ver Del Río, 2015 y Alonso, 2019). Las tasas de actividad de las mujeres y de los jóvenes consideramos que pueden ser relevantes debido a que son dos grupos de población que hemos observado que tienen comportamientos diferenciados en el mercado de trabajo, y, además, históricamente han estado asociados a elevadas tasas de desempleo.

La Tasa de Actividad de los jóvenes (16 y 25 años y expresada en porcentaje) se ha seleccionado porque los jóvenes suelen trabajar principalmente con contratos de duración limitada y a tiempo parcial, además, y tal y como señalan autores como Dolado et al. (1997) y Feito (2017) consideran que el hecho de que los trabajadores jóvenes sean un grupo con poca formación y escasa experiencia laboral hace que se vean abocados a optar a empleos de baja cualificación y al difícil acceso al mundo laboral.

El PIB per cápita (miles de euros) y el IPC (porcentaje) ya que son dos indicadores básicos que nos ayudan a saber la situación económica de cada comunidad. También pensamos que puede existir una relación inversa.

Hemos seleccionado el peso de la construcción y del sector primario (ambos en porcentaje) sobre el PIB debido a que son dos sectores muy intensivos en empleo y consideramos que pueden afectar sustancialmente a la evolución de la tasa de paro. Por último, incluimos el peso de las actividades inmobiliarias (expresada en porcentaje) sobre el PIB, debido a que el INE los clasifica fuera



del sector de la construcción, y consideramos que su efecto también podría ser relevante para explicar la tasa de paro.

Por último, se analiza el efecto del salario mínimo en la tasa de paro controlando por el tipo de sectores económicos. La composición estructural y las diferencias existentes entre los distintos sectores de la economía pueden hacer que algunos sectores sean más sensibles que otros ante cambios en el salario mínimo.

De modo que nuestro modelo provisional tendría la siguiente forma:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 SMI_{i,t} + \beta_2 TAM_{i,t} + \beta_3 TAJ_{i,t} + \beta_4 PPC_{i,t} + \beta_5 SP_{i,t} + \beta_6 SC_{i,t} + \beta_7 SI_{i,t} + \beta_8 IPC_{i,t} + V_{i,t}$$

$$i=1, \dots, 19 \text{ (comunidades autónomas, Ceuta y Melilla);}$$

$$t=2008, \dots, 2019$$

Donde:

- Y (variable dependiente) = tasa de paro
- α = constante
- SMI= salario mínimo interprofesional
- TAM= tasa de actividad de las mujeres
- TAJ= tasa de actividad de los jóvenes
- PPC= PIB per cápita
- SP= peso del sector primario sobre el PIB
- SC= peso de la construcción sobre el PIB
- SI= peso de las actividades inmobiliarias sobre el PIB
- IPC= índice de precios al consumo
- V= término de error

2.1. Datos del panel a nivel teórico.

Los datos de panel son la combinación de datos temporales y datos transversales. Las ventajas de trabajar con datos de panel es que nos permite disponer de un mayor número de observaciones y, por tanto, realizar un análisis con mayor representatividad de la variable que queremos explicar. Se dispone una mayor heterogeneidad y de una menor colinealidad entre las variables.

Los métodos más frecuentes para estimar con datos de panel son el método de efectos fijos y el método de efectos aleatorios. El método de efectos fijos considera que hay un término constante distinto para cada individuo y que dichos efectos individuales son independientes entre sí. Por otro lado, en el enfoque de efectos aleatorios, se considera que los efectos individuales no son

independientes entre sí, sino que están distribuidos aleatoriamente alrededor de un valor dado.

Las estimaciones se realizarán mediante Gretl. En primer lugar, realizamos el estudio de la significatividad conjunta de las medias de los diferentes grupos, para elegir entre MCO pooled y el método de efectos fijos. Un p-valor bajo es una evidencia en contra de la hipótesis nula de que el modelo de MCO pooled es el adecuado, en favor de la alternativa de efectos fijos.

En segundo lugar, realizamos el estudio del contraste de Breusch-Pagan, para seleccionar entre MCO pooled y el modelo de efectos aleatorios. Un p-valor bajo es una evidencia en contra de la hipótesis nula de que el modelo de MCO pooled es el adecuado, en favor de la alternativa de efectos aleatorios.

Por último, realizamos el contraste de Hausman, que nos permite saber si los datos del modelo son más consistentes con el método de efectos fijos o con el de efectos aleatorios.

Así, una vez realizados todos estos contrastes, escogeremos la mejor estimación y presentaremos sus resultados.

La elección del método para estimar nuestro modelo la hemos realizado siguiendo lo especificado anteriormente. Se han estudiado los tres contrastes para seleccionar el método de estimación más adecuado a nuestro modelo y los resultados obtenidos nos permiten concluir que el método más adecuado es el de efectos fijos.

En el método de efectos fijos, utilizamos el método de desviaciones típicas robustas (HAC). La finalidad es evitar los problemas que pueden derivarse del hecho de que se utilicen datos temporales. Con este tipo de datos, es probable que las observaciones estén correlacionadas y existan ciclos y tendencias que no pueden explicarse por variables exógenas. Si este fuera el caso, las estimaciones que obtendríamos usando el enfoque de efectos fijos simples estarían sesgadas. Dado que Gretl no cuenta con comparaciones de datos de panel que puedan analizar la presencia o ausencia de autocorrelación o heteroscedasticidad, es necesario utilizar una estimación de desviación estándar robusta (HAC).

Tabla 1: estadísticos descriptivos del modelo 1

Estadísticos principales, usando las observaciones 1:01 - 19:12

| Variable | Media | Mediana | D. T. | Mín | Máx |
|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| TASADEPARO | 19.2 | 18.2 | 6.90 | 6.60 | 37.0 |
| Salariominimo | 673. | 645. | 76.8 | 600. | 900. |
| TAM | 51.6 | 51.5 | 4.19 | 38.1 | 61.4 |
| TAJ | 39.6 | 38.8 | 6.92 | 24.9 | 57.7 |
| PPC | 2.28e+004 | 2.14e+004 | 4.67e+003 | 1.55e+004 | 3.60e+004 |
| SP | 3.78 | 3.50 | 3.21 | 0.000 | 20.0 |
| SC | 7.01 | 6.30 | 2.21 | 4.08 | 13.2 |
| SI | 10.3 | 10.0 | 1.67 | 6.80 | 15.7 |
| IPC | 92.5 | 93.4 | 3.54 | 84.1 | 97.8 |

Tabla 2: correlaciones de las variables del modelo 1

Coeficientes de correlación, usando las observaciones 1:01 - 19:12

Valor crítico al 5% (a dos colas) = 0.1300 para n = 228

| TASADEPARO | Salariominimo | TAM | TAJ | PPC | TASADEPARO |
|------------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|
| 1.0000 | -0.1874 | -0.1088 | -0.0462 | -0.7255 | Salariominimo |
| | 1.0000 | 0.1220 | -0.4100 | 0.2059 | TAM |
| | | 1.0000 | 0.3220 | 0.5644 | TAJ |
| | | | 1.0000 | 0.0418 | PPC |
| | | | | 1.0000 | |
| | SP | SC | SI | IPC | TASADEPARO |
| | 0.0713 | -0.2034 | 0.3182 | 0.2415 | Salariominimo |
| | 0.1910 | -0.3587 | 0.1109 | 0.6670 | TAM |
| | -0.1478 | -0.2811 | 0.3588 | 0.1365 | TAJ |
| | -0.1200 | 0.5568 | -0.0762 | -0.6701 | PPC |
| | -0.1360 | -0.1806 | -0.1686 | -0.0112 | SP |
| | 1.0000 | -0.0029 | -0.1657 | 0.2077 | SC |
| | | 1.0000 | -0.2168 | -0.7311 | SI |
| | | | 1.0000 | 0.3522 | IPC |
| | | | | 1.0000 | |

Visto que no todas las variables mantienen una correlación significativa con nuestra variable dependiente, la Tasa de Paro, hemos decidido eliminar la Tasa de Actividad de los Jóvenes y el Sector Primario.

De este modo, nuestro nuevo modelo quedaría:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 SMI_{i,t} + \beta_2 TAM_{i,t} + \beta_3 PPC_{i,t} + \beta_5 SC_{i,t} + \beta_6 SI_{i,t} + \beta_7 IPC_{i,t} + V_{i,t}$$

$i=1, \dots, 19$ (comunidades autónomas, Ceuta y Melilla);

$t=2008, \dots, 2019$

Donde:

- Y (variable dependiente) = tasa de paro
- α = constante
- SMI= salario mínimo interprofesional
- TAM= tasa de actividad de las mujeres
- PPC= PIB per cápita
- SC=peso de la construcción sobre el PIB
- SI=peso de las actividades inmobiliarias sobre el PIB
- IPC= índice de precios al consumo
- V= término de error

2.2. Estimación y resultados del panel

1. MCO Pooled

Modelo 1: MCO combinados, utilizando 228 observaciones

Se han incluido 19 unidades de sección cruzada

Largura de la serie temporal = 12

Variable dependiente: TASADEPARO

Desviaciones típicas robustas (HAC)

Tabla 3: Resultados del modelo 1

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| const | 0.697234 | 28.7002 | 0.02429 | 0.9809 | |
| Salariominimo | -0.0229984 | 0.00456930 | -5.033 | <0.0001 | *** |
| TAM | 0.647698 | 0.200631 | 3.228 | 0.0047 | *** |
| PPC | -0.00139432 | 0.000209405 | -6.658 | <0.0001 | *** |
| SC | -0.654236 | 0.452310 | -1.446 | 0.1652 | |
| SI | -0.319383 | 0.431881 | -0.7395 | 0.4691 | |
| IPC | 0.433443 | 0.268945 | 1.612 | 0.1244 | |
| Media de la vble. dep. | 19.15658 | D.T. de la vble. dep. | 6.899754 | | |
| Suma de cuad. residuos | 2582.511 | D.T. de la regresión | 3.418416 | | |
| R-cuadrado | 0.761027 | R-cuadrado corregido | 0.754539 | | |
| F(6, 18) | 61.49732 | Valor p (de F) | 5.15e-11 | | |
| Log-verosimilitud | -600.2156 | Criterio de Akaike | 1214.431 | | |
| Criterio de Schwarz | 1238.437 | Crit. de Hannan-Quinn | 1224.117 | | |
| rho | 0.727029 | Durbin-Watson | 0.460662 | | |

Tabla 4: resultados de multicolinealidad**Factores de inflación de varianza (VIF)**

Mínimo valor posible = 1.0

Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

| | |
|---------------|-------|
| Salariominimo | 2.313 |
| TAM | 2.204 |
| PPC | 2.129 |
| SC | 2.752 |
| SI | 1.701 |
| IPC | 4.743 |

Vemos que no hay variables que supongan problemas de multicolinealidad.

1. Efectos fijos

Modelo 2: Efectos fijos, utilizando 228 observaciones
 Se han incluido 19 unidades de sección cruzada
 Largura de la serie temporal = 12
 Variable dependiente: TASADEPARO
 Desviaciones típicas robustas (HAC)

Tabla 5: de resultados del modelo 2

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| const | 20.1128 | 16.3886 | 1.227 | 0.2355 | |
| Salariominimo | -0.00177836 | 0.00300290 | -0.5922 | 0.5611 | |
| TAM | 0.448425 | 0.234583 | 1.912 | 0.0720 | * |
| PPC | -0.00186360 | 0.000326177 | -5.713 | <0.0001 | *** |
| SC | -0.0731241 | 0.199455 | -0.3666 | 0.7182 | |
| SI | 2.12505 | 0.537312 | 3.955 | 0.0009 | *** |
| IPC | -0.0193112 | 0.120822 | -0.1598 | 0.8748 | |
| Media de la vble. dep. | 19.15658 | D.T. de la vble. dep. | | 6.899754 | |
| Suma de cuad. residuos | 720.5710 | D.T. de la regresión | | 1.884041 | |
| R-cuadrado MCVF (LSDV) | 0.933322 | R-cuadrado 'intra' | | 0.839155 | |
| Log-verosimilitud | -454.6976 | Criterio de Akaike | | 959.3952 | |
| Criterio de Schwarz | 1045.129 | Crit. de Hannan-Quinn | | 993.9861 | |
| rho | 0.427951 | Durbin-Watson | | 0.959882 | |

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -

Estadístico de contraste: $F(6, 18) = 94.4445$ con valor $p = P(F(6, 18) > 94.4445) = 1.29192e-12$

Contraste robusto de diferentes interceptos por grupos -

Hipótesis nula: [Los grupos tienen un intercepto común]

Estadístico de contraste: Welch $F(18, 77.3) = 17.7048$ con valor $p = P(F(18, 77.3) > 17.7048) = 2.04813e-20$

2. Efectos aleatorios

Modelo 3: Efectos aleatorios (MCG), utilizando 228 observaciones

Se han incluido 19 unidades de sección cruzada

Largura de la serie temporal = 12

Variable dependiente: TASADEPARO

Desviaciones típicas robustas (HAC)

TABLA 6: DE RESULTADOS DEL MODELO 3

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>z</i> | <i>valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------|----------------|-----|
| const | 12.8736 | 18.8579 | 0.6827 | 0.4948 | |
| Salariominimo | -0.00830915 | 0.00312139 | -2.662 | 0.0078 | *** |
| TAM | 0.606265 | 0.224210 | 2.704 | 0.0069 | *** |
| PPC | -0.00163979 | 0.000280837 | -5.839 | <0.0001 | *** |
| SC | -0.272457 | 0.250192 | -1.089 | 0.2762 | |
| SI | 1.43204 | 0.524532 | 2.730 | 0.0063 | *** |
| IPC | 0.0552670 | 0.138747 | 0.3983 | 0.6904 | |
| Media de la vble. dep. | 19.15658 | D.T. de la vble. dep. | 6.899754 | | |
| Suma de cuad. residuos | 4934.466 | D.T. de la regresión | 4.714586 | | |
| Log-verosimilitud | -674.0285 | Criterio de Akaike | 1362.057 | | |
| Criterio de Schwarz | 1386.063 | Crit. de Hannan-Quinn | 1371.743 | | |
| rho | 0.427951 | Durbin-Watson | 0.959882 | | |

Varianza 'entre' (between) = 7.40477

Varianza 'dentro' (Within) = 3.54961

theta usado para quasi-demeaning (cuasi-centrado de los datos) = 0.804008

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -

Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(6) = 472.996

con valor p = 5.50084e-99

Contraste de Breusch-Pagan -

Hipótesis nula: [Varianza del error específico a la unidad = 0]

Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 313.749

con valor p = 3.33066e-70

Contraste de Hausman -

Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes]

Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(5) = 159.325

con valor p = 1.37838e-32

Una vez estimado el modelo bajo los tres supuestos habrá que decidir cuál de ellos es el idóneo:

Así, al estimar bajo efectos fijos, al final de los resultados, se tiene un contraste de hipótesis cuya hipótesis nula es si el modelo debe ser estimado mediante MCO agrupados frente a la alternativa de efectos fijos. En este caso, atendiendo al p-valor, se rechaza la hipótesis nula.

Al estimar por efectos aleatorios, en el contraste de Breusch-Pagan (cuya hipótesis nula es estimar por MCO agrupados frente a la alternativa de efectos aleatorios) se tiene que se vuelve a rechazar la hipótesis nula.

Por tanto, con los dos contrastes anteriores queda claro que se rechaza la hipótesis nula de estimación por MCO agrupados, por lo que habrá que decidir entre efectos fijos o aleatorios. El test de Hausman tiene como hipótesis nula que el método adecuado de estimación es el de efectos aleatorios frente a la alternativa de efectos fijos. Puesto que el p-valor es prácticamente cero, se rechaza la hipótesis nula.

Por lo tanto, nuestro modelo definitivo será el **Modelo estimado por Efectos fijos**.

Modelo 2: Efectos fijos, utilizando 228 observaciones

Se han incluido 19 unidades de sección cruzada

Largura de la serie temporal = 12

Variable dependiente: TASADEPARO

Desviaciones típicas robustas (HAC)

| | <i>Coefficiente</i> | <i>Desv. Típica</i> | <i>Estadístico t</i> | <i>valor p</i> | |
|------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----|
| const | 20.1128 | 16.3886 | 1.227 | 0.2355 | |
| Salariominimo | -0.00177836 | 0.00300290 | -0.5922 | 0.5611 | |
| TAM | 0.448425 | 0.234583 | 1.912 | 0.0720 | * |
| PPC | -0.00186360 | 0.000326177 | -5.713 | <0.0001 | *** |
| SC | -0.0731241 | 0.199455 | -0.3666 | 0.7182 | |
| SI | 2.12505 | 0.537312 | 3.955 | 0.0009 | *** |
| IPC | -0.0193112 | 0.120822 | -0.1598 | 0.8748 | |
| Media de la vble. dep. | 19.15658 | D.T. de la vble. dep. | 6.899754 | | |
| Suma de cuad. residuos | 720.5710 | D.T. de la regresión | 1.884041 | | |
| R-cuadrado MCVF (LSDV) | 0.933322 | R-cuadrado 'intra' | 0.839155 | | |
| Log-verosimilitud | -454.6976 | Criterio de Akaike | 959.3952 | | |
| Criterio de Schwarz | 1045.129 | Crit. de Hannan-Quinn | 993.9861 | | |
| rho | 0.427951 | Durbin-Watson | 0.959882 | | |

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) -

Estadístico de contraste: $F(6, 18) = 94.4445$

con valor $p = P(F(6, 18) > 94.4445) = 1.29192e-12$

Contraste robusto de diferentes interceptos por grupos -

Hipótesis nula: [Los grupos tienen un intercepto común]

Estadístico de contraste: Welch $F(18, 77.3) = 17.7048$

con valor $p = P(F(18, 77.3) > 17.7048) = 2.04813e-20$

Una vez decidido que el método idóneo para estimar el modelo son los efectos fijos, procedamos a interpretar los resultados:

Las columnas muestran los coeficientes betas con sus respectivos signos para cada una de las variables, las desviaciones típicas, el estadístico t y el p-valor. Estos dos últimos nos permiten estudiar la significación de las variables (en este caso se estudia a con un nivel de significación del 5%). No obstante, el programa facilita el análisis, indicando la significatividad de las variables de manera visual, a través de las “asteriscos”. Cuantos más asteriscos se asocien a la variable, mayor será su significatividad.

En nuestro modelo tenemos 3 variables significativas que son las siguientes: El PIB per cápita, la tasa de actividad de las mujeres y el sector inmobiliario.

En primer lugar, se observa que el R-cuadrado es igual a 0,9341, lo que quiere decir que las variables explican el 93% del modelo. Al tener datos de sección cruzada dentro del panel no se exige un valor muy alto del R-cuadrado, por lo que se puede decir que el modelo es muy bueno, y que no hay una clara omisión de variables relevantes. Por otro lado, el Durbin-Watson es igual a 0,959882, y la rho es igual 0,4279, lo que quiere decir que el modelo tiene autocorrelación positiva.

A continuación, trataremos de interpretar los coeficientes betas de cada variable. Recordemos que aquellos coeficientes con un signo negativo indican que existe una relación inversa entre la variable dependiente y las variables independientes correspondientes, mientras que aquellas betas con signo positivo indican que la relación es positiva.

La tasa de actividad de las mujeres mantiene una relación positiva con la tasa de paro, lo cual significa que cuando aumenta la tasa de actividad de las mujeres, aumenta la tasa de paro. Concretamente la tasa de paro aumenta un 48,84% por cada 1% que aumente la tasa de actividad de las mujeres. Es una de las variables significativas de nuestro modelo.

Se podría decir que este resultado puede ser un tanto intuitivo, ya que, si aumenta el número de mujeres que se incorporan al mercado de trabajo, pero el empleo no crece al mismo ritmo, entonces ese incremento en la tasa de actividad se traduce en un incremento de la tasa de paro.

Una de las hipótesis que creemos pueden explicar esta situación es el “papel seguro de las mujeres” en las familias, que se incorporan al mercado laboral en los momentos en los que sus parejas, generalmente hombres quedan desempleados. Evidencia de esto es la crisis del 2008 donde en un contexto de destrucción de empleo, la tasa de actividad de las mujeres creció, pasando de estar en 50,93% en 2008 a un 53,98% en 2012 (datos del INE).

El PIB per cápita es una de las variables más significativas de nuestro modelo. Se observa una clara relación negativa entre el PIB per cápita y la tasa de paro,

es decir, cuando aumenta el PIB per cápita, disminuye la tasa de paro. Este resultado es esperable: cuando el PIB per cápita crece, la economía está creciendo lo cual se traduce en un estímulo para la creación de empleo y, por tanto, en una reducción de la tasa de paro.

El IPC **es una variable no significativa** de nuestro modelo y tiene una relación inversa con la tasa de paro, es decir, cuando aumenta el IPC, disminuye la tasa de paro. Este resultado es el esperado, ya que en general, las etapas de expansión de la economía se caracterizan por incrementos en el nivel de los precios.

El peso del sector de la construcción sobre el PIB **es una variable no significativa** de nuestro modelo. El modelo predice un efecto negativo de esta variable sobre la tasa de paro, es decir, cuando disminuye el peso del sector de la construcción sobre el PIB, aumenta el paro. Este resultado no es sorprendente, **refleja la importancia del sector de la construcción** en la economía española. Este efecto se evidenció notablemente durante la crisis del 2008, en la que la tasa de paro aumentó bruscamente, al tiempo que el sector de la construcción se contraía drásticamente.

El peso de las actividades inmobiliarias sobre el PIB es una de las variables significativas del modelo. El modelo estimado muestra una relación positiva entre esta variable y la tasa de paro. Este resultado puede deberse a que, en momentos en que la economía y el empleo crecen, y dada la composición de la economía española, y el gran efecto de arrastre que tiene este sector, podría ser un indicador claro de la situación económica del país. De esta forma, un incremento del peso de este sector estaría señalando la existencia una etapa de expansión económica y de crecimiento de empleo.

Por último, el salario mínimo. La estimación revela que es una de variable significativa y que tiene un efecto negativo sobre la tasa de paro, es decir, cuando aumenta el salario mínimo, disminuye la tasa de paro. Esto viene a confirmar lo mencionado al principio del trabajo, ya que nos revela la cuestión principal que motivó este estudio econométrico.

Hemos mencionado a diferentes autores que mantienen que el Salario Mínimo llevan consigo un aumento de la tasa de paro. No obstante, con unos sencillos datos hemos podido comprobar que no es así.

La razón principal que creemos que puede estar tras esta relación inversa podría tener que ver con la propia naturaleza de la política del salario mínimo que en los últimos años no ha parado de aumentar. Si fuese cierto que las subidas del salario mínimo tienen un efecto negativo directo sobre la contratación de determinados trabajadores, puede ser que este efecto pueda verse contrarrestado por otros factores. En el periodo comprendido en el estudio se



incluye la fase de expansión del 2014-2017, donde podemos decir que el crecimiento de los precios es mayor que el del salario mínimo, por lo que los empresarios podrían soportar el crecimiento de este último sin problema, pudiendo incluso aumentar la contratación.

Desde este punto de vista, lo relevante no sería solo el efecto del salario mínimo sobre la tasa de paro, sino el efecto de la tasa de paro sobre el salario mínimo. En una situación en la que la economía crece, y el paro se reduce, el gobierno podría tener incentivos a aumentar el salario mínimo para mejorar la situación de los trabajadores más desfavorecidos.

Hay que añadir que es destacable el hecho de que nos haya salido el modelo de efectos fijos como el mejor para estimar, dado que hay una clara diferencia entre comunidades autónomas, y que por ello por ejemplo el PIB per Cápita es una variable significativa. Si el estudio hubiese sido por provincias, podríamos haber dividido más la muestra, o incluso trabajar con más años, los resultados serían distintos.

3. Conclusiones

Una de las políticas económicas más controvertidas y que más debate suscita tanto desde el punto de vista económico como el político es el SMI. Diversidad de opiniones podemos encontrar en la literatura económica, aunque poco en el caso de la economía española. No obstante, la dicotomía sigue constante; hay quienes sostienen que el aumento del salario mínimo supone un incremento en el bienestar económico y por ello es deseable, mientras que otros mantienen que los aumentos en el salario mínimo generan efectos negativos en el empleo. El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre el salario mínimo y el desempleo en España, y su evolución temporal entre 2008 y 2019.

Estimamos un panel para explicar la tasa de paro por regiones en España y para el periodo comprendido entre 2008 y 2019. Del panel de datos, podemos concluir que: primero, existe una relación negativa entre el SMI y la tasa de paro. Segundo, el PIB per cápita es la variable explicativa más significativa para explicar la tasa, teniendo un claro impacto positivo en la tasa de paro. En tercer lugar, las tasas de actividad de las mujeres y de jóvenes presentan un efecto esperable positivo sobre la tasa de paro, y, por último, el peso del sector de la construcción muestra un efecto negativo importante en la tasa de paro.

Finalmente, para investigar la robustez del modelo estimado, y especialmente la resistencia al efecto negativo del salario mínimo sobre el desempleo, proponemos modelos alternativos en los que las variables secundarias pertenecen al desempleo juvenil y femenino. Seleccionamos estas dos poblaciones porque fueron identificadas en la literatura como particularmente

susceptibles a SMI. Estas estimaciones confirman los resultados obtenidos en el modelo de línea de base y en el análisis descriptivo: que los salarios mínimos tienen un impacto negativo en las tasas de desempleo de jóvenes y mujeres.

La principal aportación de este trabajo es documentar la existencia de una correlación inversa entre el salario mínimo y la tasa de paro en la economía española, que se ha incrementado especialmente en la última década. Este es un resultado importante porque explica y proporciona respuestas al debate en curso en torno a SMI y las preguntas que impulsaron este trabajo. Si bien muchos autores han demostrado que el salario mínimo conduce a un aumento del desempleo en España, este trabajo proporciona pruebas convincentes de que ocurre lo contrario: un aumento del salario mínimo va acompañado de una disminución de la tasa de desempleo. Si bien es cierto que los salarios mínimos pueden tener un efecto negativo directo sobre el empleo, aumentando los costos laborales para las empresas, este efecto puede ser compensado por otros factores más fuertes. Por ejemplo, durante la fase de expansión, si el aumento de precios es mayor que el aumento del salario mínimo, los empleadores no tienen problemas para soportar aumentos posteriores e incluso el crecimiento del empleo. En este caso, no solo el efecto del salario mínimo sobre la tasa de desempleo, sino también el efecto de la tasa de desempleo sobre el salario mínimo. Con el crecimiento económico y la caída del desempleo, los gobiernos pueden tener un incentivo para aumentar los salarios mínimos para mejorar las condiciones laborales de los trabajadores más desfavorecidos.

Como dirección para futuras investigaciones, pensamos que sería interesante investigar el efecto de algunas variables potencialmente significativas en el análisis y, debido a la falta de datos, no pudimos resolver el problema en este trabajo. Por ejemplo, el nivel educativo de los trabajadores, que es una variable importante que explica la tasa de desempleo y su relación con el salario mínimo. Tener en cuenta los efectos entrelazados de la educación, la edad, el estado civil y el género podría significar encontrar nuevos patrones en la relación salario mínimo-desempleo. Otra variable interesante podría ser el tipo de gobierno. Es posible que los gobiernos de derecha e izquierda tengan puntos de vista diferentes sobre el salario mínimo. Esto afectará a su tamaño y dinámica, y por tanto a la evolución de su relación con el desempleo.



Bibliografía

Anghel, B. et al. (2018): "Income, consumption and wealth inequality in Spain", Banco de España.

Brown, Ch., Gilroy, C. y Kohen, A. (1983): "Time series evidence on the effect of the Minimum Wage on Youth Employment and Unemployment", *Journal of Human Resources*, 18, pp. 3-31

Cebrián, I., Pitarch, J., Rodríguez, C., & Toharia, L. (2010): "Análisis de los efectos del aumento del salario mínimo sobre el empleo de la economía española", Universidad de Alcalá de Henares, Universidad de Oviedo.

Del Rio, C., Villar. O, (2015): "Mujeres ante el empleo (y el desempleo) en el mercado laboral español", Universidad de Vigo.

Dolado, J.J, Y F. Felgueroso (1997). "Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español" *Moneda y crédito*, 204, pp. 213-254

Feito J. (2017): "Las consecuencias de la subida del salario mínimo en España", Instituto de Estudios Económicos.

INE - Instituto Nacional de Estadística. (2022). INE. Instituto Nacional de Estadística. INE. <https://www.ine.es/>

Lacuesta, A., Izquierdo, M., & Puente, S. (2019). "Un análisis del impacto de la subida del salario mínimo interprofesional en 2017 sobre la probabilidad de perder empleo", Banco de España.

Lawrence, J. (2009): "Tendencias mundiales del empleo", OIT

Pérez, C., González, I., (2005): "Salario mínimo, mercado de trabajo y promesas electorales", Universidad de Valladolid.

