

# SESIÓN DE PÓSTERES

## FINN KYDLAND



Facultad de Educación, Economía y Tecnología de Ceuta | Universidad de Granada



# Análisis comparativo de métodos de construcción de intervalos de confianza para el índice de Gini en presencia de asimetría

Pablo J. Moya Fernández, Encarnación Álvarez Verdejo, Juan Francisco Muñoz Rosas  
Universidad de Granada

## RESUMEN

El índice de Gini es una de las medidas más utilizadas para cuantificar la desigualdad de ingresos. Sin embargo, la asimetría presente en muchas distribuciones económicas puede afectar al comportamiento de los métodos utilizados para construir intervalos de confianza. Este trabajo compara distintos procedimientos de inferencia mediante simulación Monte Carlo considerando diferentes niveles de desigualdad, asimetría y tamaño muestral. Los métodos se evalúan en términos de cobertura empírica bajo distintos escenarios de desigualdad, asimetría y tamaño muestral.

## INDICE DE GINI

**Definición:** Sea  $Y$  una variable aleatoria continua no negativa, el Índice de Gini puede definirse como:

$$G = \frac{1}{2\mu_Y} \int_0^\infty \int_0^\infty |x - y| dF_Y(x) dF_Y(y)$$

donde  $\mu_Y = E[Y] = \int_0^\infty y dF_Y(y)$  es la media de  $Y$  y  $F_Y(y)$  la función de distribución.

- G es una medida de desigualdad que toma valores entre 0 y 1; siendo 0 una situación de perfecta igualdad y 1 lo contrario.

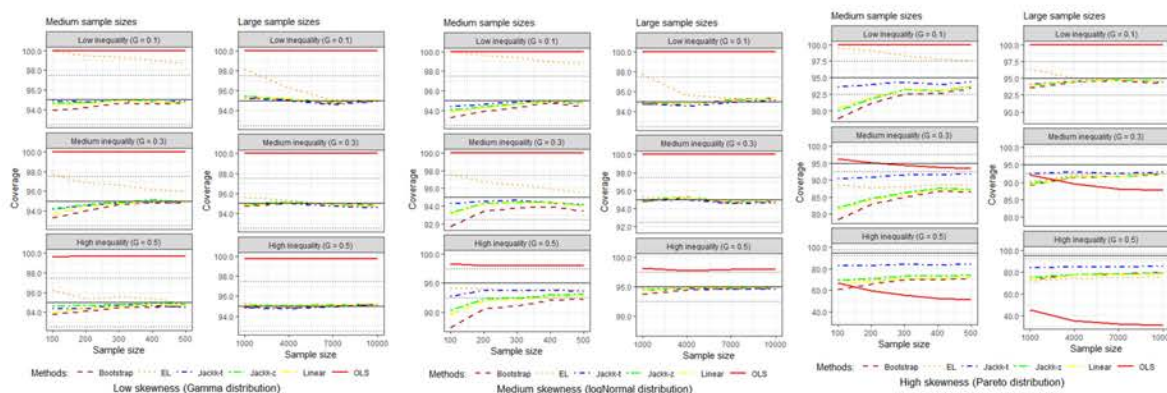
## METODOLOGÍA

- Estudio de simulación Monte Carlo ( $R=10\ 000$ ).
- Diferentes tamaños muestrales ( $n=100, \dots, 10000$ ).
- Evaluación: cobertura empírica (95 %).

| Métodos comparados:  | Niveles de desigualdad                                                    | Distribuciones analizadas |
|----------------------|---------------------------------------------------------------------------|---------------------------|
| Bootstrap            | $G = 0,1$                                                                 | Gamma                     |
| Empirical Likelihood | $G = 0,3$                                                                 | Lognormal                 |
| Jackknife-z          | $G = 0,5$                                                                 | Pareto                    |
| Jackknife-t          | La definición del estimador y los I.C. puede consultarse a través del QR. |                           |
| Linealización        |                                                                           |                           |
| OLS                  |                                                                           |                           |



## RESULTADOS



## CONCLUSIÓN

- El rendimiento de los intervalos de confianza depende del grado de asimetría, desigualdad y tamaño muestral.
- Los métodos basados en OLS muestran un comportamiento inadecuado, especialmente en escenarios con elevada asimetría.
- Bootstrap y linealización pueden presentar pérdidas apreciables de cobertura cuando aumentan la asimetría y la desigualdad.
- Los intervalos Jackknife-t proporcionan coberturas más próximas al nivel nominal del 95% en la mayoría de escenarios analizados.**
- La elección del método de inferencia resulta determinante para obtener conclusiones fiables en estudios de desigualdad basados en el índice de Gini.

# Determinantes socioespaciales de los servicios sociales en Andalucía: Aproximación mediante modelos de regresión truncados

María José Olmo-Jiménez, Silverio Vilchez-López, Antonio Conde-Sánchez, José Rodríguez- Avi  
Departamento de Estadística e I.O. Universidad de Jaén, Jaén

## RESUMEN

La presente investigación analiza los determinantes de la dotación de servicios sociales en Andalucía utilizando una matriz de datos multidimensional correspondiente al año 2023 extraída del SIMA. Tras un proceso de depuración estadística en el que se han eliminado los municipios con datos faltantes y las ocho capitales de provincia, la muestra final se estabiliza en un soporte neto de 454 municipios. El estudio aborda la naturaleza técnica de los registros de servicios activos mediante un enfoque de truncamiento en cero, dado que el valor  $Y = 0$ , donde  $Y$  representa el número de centros de servicios sociales por municipio, está estructuralmente excluido de los registros de provisión efectiva. Para ello, se estiman modelos de regresión de Poisson Truncado en 0 (ZTP) y Binomial Negativa Truncada en 0 (ZTNB), aplicando la innovación metodológica de Martínez-Rodríguez et al. (2019). Este enfoque permite introducir las variables explicativas directamente en la media truncada observada ( $\mu^{tr}$ ), garantizando una interpretación directa de los coeficientes sobre el rendimiento real del territorio. Los resultados permiten un diagnóstico preciso de la oferta social frente a variables de demanda demográfica, capacidad fiscal y configuración espacial, corrigiendo problemas de sobredispersión y sesgo de estimación inherentes a los modelos de conteo estándar cuando la media es baja y el soporte de la variable es estrictamente positivo.

## METODOLOGÍA

Frente a la modelización tradicional que parametriza la media de la distribución latente, el enfoque aplicado vincula directamente los regresores,  $\mathbf{x}' = (x_1 \dots x_k)$  a la media truncada muestral mediante la función de enlace lineal-exponencial:  $\mu^{tr} = e^{\mathbf{x}'\beta}$ , con  $\beta' = (\beta_0 \beta_1 \dots \beta_k)$  el vector de coeficientes.

### Relación en el modelo Poisson Truncado en 0 (ZTP)

Partiendo de la media latente  $\mu = \lambda$ , la relación matemática con la media truncada viene dada por:

$$\mu^{tr} = \frac{\mu}{1 - e^{-\mu}} = e^{\mathbf{x}'\beta} \Rightarrow \mu = \mu^{tr} + W(-\mu^{tr} e^{-\mu^{tr}})$$

con  $W$  la función de Lambert.

### Relación en la Binomial Negativa Truncada en 0 (ZTNB)

Incorporando el parámetro de dispersión,  $\theta$ , la media latente  $\mu$  se relaciona mediante:

$$\mu^{tr} = \frac{\mu}{1 - (1 + \frac{\mu}{\theta})^{-\theta}} = e^{\mathbf{x}'\beta} \Rightarrow \mu$$

$\mu$  se obtiene aplicando algoritmos numéricos iterativos.

## MODELOS ESTIMADOS

| Variable / Coeficiente                | Modelo ZTP  | Modelo ZTNB |
|---------------------------------------|-------------|-------------|
| (Intercept)                           | -13,8763*** | -12,2139*** |
| log(Población)                        | 0,7695***   | 0,7603***   |
| Tasa de natalidad                     | -0,0044     | -0,0088     |
| Tasa de inmigración extranjera        | -0,0227***  | -0,0141***  |
| Índice de dependencia jóvenes         | -0,0013     | 0,0017      |
| Índice de dependencia mayores         | 0,0157***   | 0,0152**    |
| log(Renta disponible media)           | 0,8220***   | 0,6578***   |
| Tasa de desempleo                     | 0,0153***   | 0,0214***   |
| log(Densidad de población)            | -0,0795***  | -0,0789***  |
| log(Distancia a la capital)           | 0,1258***   | 0,0967***   |
| log(Presupuesto municipal per cápita) | 0,0620      | 0,0792*     |
| Coincide Gobierno <sup>1</sup>        | -0,0802**   | -0,0860*    |
| Cádiz <sup>2</sup>                    | -0,3732***  | -0,3638***  |
| Córdoba                               | -0,0655     | -0,0345     |
| Granada                               | 0,0118      | 0,0059      |
| Huelva                                | -0,1280     | -0,1150     |
| Jaén                                  | 0,0088      | 0,0478      |
| Málaga                                | -0,2836***  | -0,2372**   |
| Sevilla                               | -0,2198**   | -0,1995*    |
| AIC                                   | 1736,535    | 1720,680    |

<sup>1</sup>Coincide Gobierno: variable ficticia (1, si el gobierno municipal coincide con el autonómico/0, en caso contrario)

<sup>2</sup>Cádiz: variable ficticia (1, si el municipio pertenece a Cádiz/0, en caso contrario). Categoría de referencia: Almería

\*\*\*p-valor<0,01; \*\*p-valor<0,05; \*p-valor<0,1

### DIAGNÓSTICO Y SELECCIÓN

Parámetro de dispersión ( $\theta$ ): 46,6378, estadísticamente diferente de cero, confirmando la presencia de una varianza superior a la media (sobredispersión).

Contraste de Razón de Verosimilitudes: Se rechaza  $H_0$ : Modelo ZTP ( $p$ -valor < 0,001) => El modelo ZTNB controla con éxito la sobredispersión heterogénea del territorio andaluz.

Criterio de Información (AIC): El valor AIC disminuye significativamente en el modelo ZTNB.

## IMPACTO EN EL N° MEDIO DE CENTROS DE SERVICIOS SOCIALES

### Efectos de Escala y Riqueza (Elasticidades puras):

- **log(Población):** Un incremento del 1% en la población municipal eleva el número medio de centros en un **0,76%**. Valida de forma sólida la existencia de economías de escala.
- **log(Renta Disponible Media):** Un aumento del 1% en la renta disponible media incrementa el número medio de centros un **0,66%**.

### Indicadores de Demanda y Necesidad Social:

- **Tasa de desempleo:** Un incremento de 1 punto porcentual en la tasa de desempleo eleva el número medio de centros un **2,16%** ( $e^{0,0214} - 1$ ). Es un fuerte motor de la dotación asistencial.
- **Índice de dependencia mayores:** Un aumento de 1 punto porcentual en el índice de dependencia de mayores incrementa el número medio de centros un **1,53%** ( $e^{0,0152} - 1$ ).
- **Tasa de inmigración extranjera:** Por cada punto porcentual que aumenta la tasa de inmigración extranjera, el número medio de centros disminuye un **1,40%** ( $e^{-0,0141} - 1$ ).

### Efectos Territoriales y de Aislamiento:

- **log(Distancia Capital):** Un incremento del 1% en la distancia a la capital aumenta el número medio de centros un **0,097%** (evidencia de políticas compensatorias en la periferia).
- **log(Densidad Población):** Un aumento del 1% en la densidad contrae la media un **0,079%** (optimización por concentración urbana).

**Análisis Provincial (Comparativa frente a la base: Almería):** Manteniendo constantes el resto de variables, los municipios de las provincias occidentales y Málaga muestran una menor dotación media relativa que Almería:

- En **Cádiz** el número medio de centros se contrae un **30,4%** ( $e^{-0,3638} - 1$ ) respecto a Almería.
- En **Málaga** la dotación relativa es un **21,1%** menor ( $e^{-0,2372} - 1$ ).
- En **Sevilla** decrece un **18,1%** ( $e^{-0,1995} - 1$ ) en comparación con Almería.

## CONCLUSIONES

- ✓ Metodología: El modelo ZTNB corrige eficazmente la sobredispersión de los datos.
- ✓ Determinantes: Se confirman economías de escala (elasticidad: 0.76) y una cobertura vinculada al desempleo, el envejecimiento y el aislamiento periférico.
- ✓ Asimetría Provincial: Tomando Almería como base, el eje occidental (Cádiz, Sevilla) y Málaga muestran menor dotación, mientras que el bloque oriental es homogéneo.
- ✓ Planificación: Factores políticos o presupuestarios carecen de impacto, primando los criterios técnicos de equidad territorial.

## REFERENCIAS

- Martínez-Rodríguez, A., Vilchez-López, S., & Rodríguez-Avi, J. (2019). Enhanced regression modelling for both under- and overdispersed count data. *J. Stat. Comput. Simul.*, 89(13), 2419-2436. <https://doi.org/10.1080/00949655.2019.1627454>
- Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía. (2023). *Sistema de Información Multiterritorial de Andalucía (SIMA): Banco de datos de indicadores municipales* [Banco de datos]. Junta de Andalucía. <https://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia/sima/>

# Disability Pensions as the Structural Actuarial Imbalance. Benchmarking Spanish DB Pensions Using an NDC Counterfactual

Carlos Vidal-Meliá (UV and Patrimonium UV), Ahmed Ación López (UNICAS)

## 1.-Introduction

- Most pension analyses focus solely on old-age pensions; however, systematically ignoring disability understates actuarial liabilities.
- Disability pensioners have shorter life expectancy and shorter contribution careers. In addition, their benefits are transformed into old-age pensions at the statutory retirement age and may later be converted into survivor pensions, which substantially affects the total cost of the pension.
- Research question: How large is the actuarial imbalance generated by disability pensions when benchmarked against an NDC counterfactual?

## 2.-Methodology

### (i) Accumulated Notional Capital

$$K_{(x,b,\overline{Gdp}_h)}^R = \sum_{s=1}^{A-12} y_{(x_e+\frac{s}{12},b-A+\frac{s}{12})} \cdot \theta_{(x_e+\frac{s}{12})} \cdot \prod_{m=s+1}^{A-12} (1 + \overline{Gdp}_{h(m)})^{1/12}$$

where:

$\theta_{(x_e+\frac{s}{12})}$ : the accredited contribution rate.

$y_{(x_e+\frac{s}{12},b-A+\frac{s}{12})}$ : the individual contribution base.

$\overline{Gdp}_{h(m)}$ : monthly-equivalent GDP growth rates.

### (ii) Capital Cost of DB Disability Pension

$$Cc_{(x,b,i)}^{(j,g)} = Ps_{(x,b)}^{(j,g)} \cdot \left[ \left( \delta a_{(x,b,i(12))}^{j,g} \right) + \left( \delta a_{(x,b,i(2))}^{j,g} \right) \right]$$

where:

$Cc_{(x,b,i)}^{(j,g)}$ : Capital cost for an individual aged  $x$ , of gender  $g$  with contingency  $j$  (disability or retirement), to be provisioned in year  $b$ .

$Ps_{(x,b)}^{(j,g)}$ : Initial monthly pension amount for year  $b$ .

$\delta a_{(x,b,i)}^{j,g}$ : is the present value of a unitary life annuity for a person aged  $x$ , of gender  $g$ , commencing in year  $b$ , paid  $m$  times per year ( $m=12$  for monthly;  $m=2$  for the two extra payments), growing annually at rate  $\delta$ , and assessed with a mortality table aligned to the individual's characteristics plus a discount factor with technical rate of interest  $i$ .

### (iii) Money's Worth Ratio (MWR)

$$MWR_{(x,t)}^{(j,g)} = \frac{Cc_{(x,t,t)}^{(j,g)}}{K_{(x,t,\overline{Gdp}_h)}^{(j,g)}}$$

$MWR > 1$  → implicit subsidy  
 $MWR = 1$  → actuarial neutrality

### (iv) Internal Rate of Return (IRR)

$$K_{(x,t,\overline{Gdp}_h)}^{(j,g)} = Ps_{(x,b)}^{(j,g)} \cdot \left[ \left( \delta a_{(x,b,irr(12))}^{j,g} \right) + \left( \delta a_{(x,b,irr(2))}^{j,g} \right) \right]$$

Where:

$K_{(x,t,\overline{Gdp}_h)}^{(j,g)}$ : accumulated notional capital indexed by average nominal GDP growth.

$Ps_{(x,b)}^{(j,g)}$ : the initial monthly DB pension.

$\delta a_{(x,b,irr)}^{j,g}$ : present value of a unitary life annuity paid  $m$  times per year (monthly or semiannually), growing annually at rate  $\delta$ , discounted at IRR, and adjusted for mortality specific to individual demographics.

## 3.-Main Results

Figure 1: IRR Ranges Among Retirement and Disability Pensioners (2023 Cohort, No Survivor Coverage)

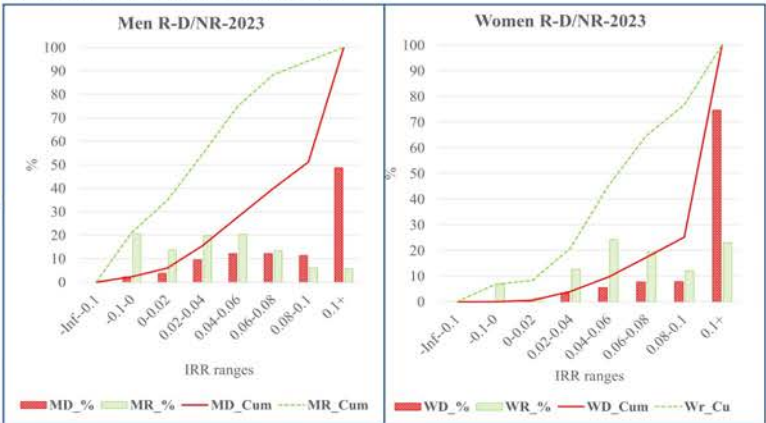
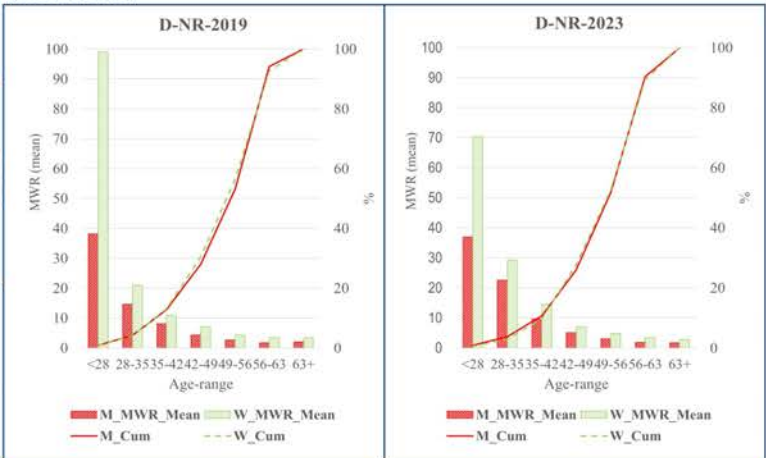


Figure 2: MWR by Age at Disability Claim: Gender and Cohort Analysis (2019 & 2023)



### Data Source

The study leverages the Continuous Sample of Working Lives, covering the period 2015–2023. The valuation includes a specific adjustment for excess mortality among individuals with disabilities, calibrated by severity grade, age at disability onset and duration since the onset of the disability.

## 4.-Conclusions

The findings indicate that disability pensions constitute a structural source of actuarial disequilibrium within the Spanish PAYG system. There is an inverse relationship between the age at which a disability develops and MWR. Individuals who receive pensions at younger ages have the highest MWRs because they have had very short contribution careers, but will receive the benefit for extended periods.

## 5.-Reference

Vidal-Meliá, C. & Acion-Lopez, A. (2025). Ndc Benchmarking and Actuarial Fairness in Spain's Db Pensions: Retirement, Disability, and Survivor Reversibility. Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.5875583>

# When a Lump Sum Is Not Actuarially Neutral: Breakeven Risk and Tail Probabilities in Spain's Delayed Retirement Reform

Carlos Vidal-Meliá (UV and Patrimonium UV), Ahmed Ación López (UNICAS)

## 1-Introduction

- In response to population ageing, Spain shifted from automatic sustainability mechanisms (2013 reform) to a strategy centered on voluntary incentives (2021-2023 pension reform) to extend working lives. This approach seeks to increase contribution revenues while reducing the expected duration of pension benefit payments.
- Retirees who delay retirement can now choose between a permanent percentage increase in their monthly pension (4% per year of delay), a one-time lump-sum payment defined by a fixed concave formula, or a mixed option combining both. The lump sum is defined by law and is not mechanically linked to survival probabilities.
- Research question: Is the statutory lump-sum commutation actuarially neutral relative to the foregone life-contingent pension supplement? This research provides a purely actuarial assessment of that commutation rule.

## 2-Methodology

The regular monthly amount of the supplement:

$$\Delta = 0.04 d P_0.$$

where  $d$  denotes the number of years of delayed retirement.

Actuarial present value:

$$APV(\Delta) = \sum_{m=0}^{\infty} D(m) \cdot c_m \cdot {}_{m/12}p_x$$

Let:

$c_m$  = monthly supplement (including two extra payments per year)

${}_{m/12}p_x$  = survival probability from claiming age  $x$

$$D(m) = (1 + r)^{-m/12}$$

The Legal Lump-Sum Formula:

$$L(P_0) = 800 \left( \frac{P_0}{500} \right)^{\alpha}, \alpha = \frac{1}{1.65} \approx 0.606.$$

Let  $P_0$  denote the initial annual pension at claiming.

**Mechanical Properties:**

- Concavity
- Constant elasticity
- Declining relative value

**Preference-Free Indicators**

Actuarial Fairness Ratio:

$$AFR = \frac{L}{APV(\Delta)}.$$

Breakeven horizon  $T^{act}$ :

$$T^{act} = \min \left\{ M: \sum_{m=0}^M D(m) \cdot {}_{m/12}p_x \cdot c_m \geq L \right\}.$$

Tail probability:

$$q_{x,i}^{BE} \equiv P(\text{Death} \leq T^{act}(i)).$$

## 3-Main Results

Figure 1: Actuarial Fairness Ratio by Pension Level

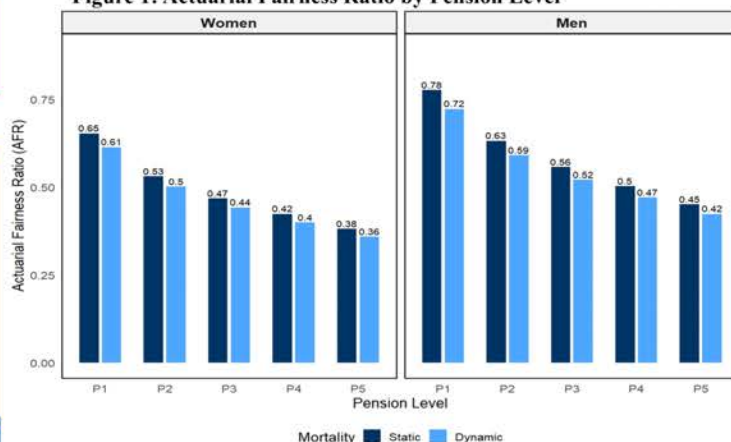
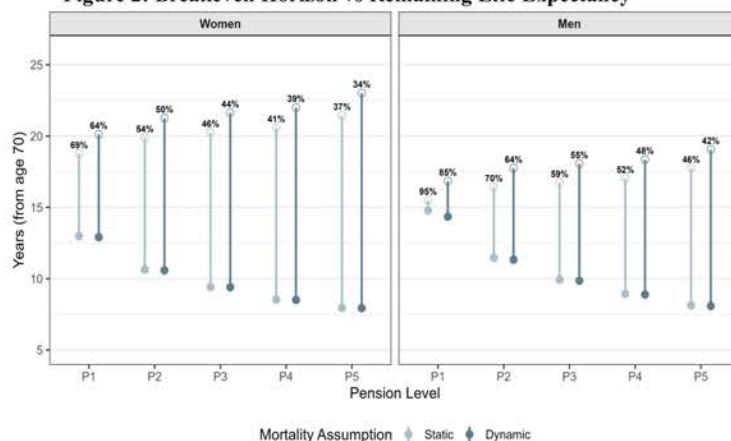


Figure 2: Breakeven Horizon vs Remaining Life Expectancy



| Table 1: Probability of Death Before Break-Even Point ( $q_{70,i}^{BE}$ ) |                     |                      |                     |                      |
|---------------------------------------------------------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Pension Level                                                             | Women               |                      | Men                 |                      |
|                                                                           | Static Scenario (%) | Dynamic Scenario (%) | Static Scenario (%) | Dynamic Scenario (%) |
| P1 (Min)                                                                  | 20.6%               | 17.7%                | 43.4%               | 36.5%                |
| P2                                                                        | 10.5%               | 9.2%                 | 25.3%               | 22.1%                |
| P3                                                                        | 7.8%                | 6.9%                 | 19.0%               | 16.9%                |
| P4                                                                        | 6.3%                | 5.7%                 | 15.1%               | 13.5%                |
| P5 (Max)                                                                  | 6.0%                | 5.4%                 | 11.0%               | 9.9%                 |

## 4-Conclusions

The statutory lump-sum schedule embeds persistent actuarial non-neutrality. From a strictly actuarial perspective, the lump-sum option represents a systematically undervalued exchange of longevity insurance for immediate capital.

## 5-Reference

Vidal-Meliá, C., & Ación Lopez, A. (2026). Lump-Sum Commutation in Public Pensions: Actuarial Fairness, Welfare, and the Risk of a False Choice (March 13, 202). Available at <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.33643.60966>



## Divorce Insurance Between Fiction and Reality: Feasibility, Safeguards, and Family Outcomes

Carlos Vidal-Meliá and Juan Bataller Grau (UV and Patrimonium UV)

### 1.-Motivation

Divorce is a **highly disruptive event** with major financial consequences for households. Yet no broadly accepted insurance product has emerged to cover divorce-related losses.

**Research question:** Can divorce insurance be feasible, legally admissible, and socially legitimate?

### 2. Interdisciplinary Approach

This study evaluates divorce insurance from an interdisciplinary perspective, combining three complementary lenses:

- ✓ **comparative evidence** on real and failed market experiences,
- ✓ **legal-regulatory analysis** within the European framework, and
- ✓ **a cultural reading** of the 2025 South Korean TV series *The Divorce Insurance* as a fictional laboratory for testing feasibility, safeguards, and family implications.

### 3.-What Kind of Product...

The evidence points to a selective conclusion: **the most plausible products** are narrow forms of short-term protection aimed at immediate and verifiable needs arising from marital dissolution. These include legal representation, mediation, relocation costs, and temporary housing.

By contrast, **long-term income replacement is not a plausible design**.

### 4.- Main Safeguards

- ✓ Actuarial and legal design **are necessary but insufficient** conditions for viability.
- ✓ Any realistic product would **need strong safeguards** to contain adverse selection, moral hazard, and public rejection.
- ✓ The **most important** include waiting periods, exclusions for imminent divorce, clear eligibility rules, and precise limits on covered losses.
- ✓ **Additional mechanisms** may improve legitimacy, such as partial premium refunds for couples who remain married and optional counselling or support services.
- ✓ These devices help frame the product as **family protection** rather than as a financial incentive to separate.

### 5. Legal Feasibility

In the EU, **divorce insurance is not explicitly prohibited**. Its feasibility depends on:

- ✓ regulatory classification,
- ✓ consumer protection rules,
- ✓ insurable-interest requirements,
- ✓ prudential supervision.

**Main barriers are not strictly legal, but social and commercial.**

### 6.- Fiction vs Reality

*The Divorce Insurance* acts as a **fictional stress test of real-world design problems**.

In both fiction and reality, the core actuarial issues are the same: **pricing divorce risk, underwriting heterogeneous couples, controlling adverse selection, and limiting moral hazard**. The series translates these technical problems into storylines about trust, fairness, and public backlash.

The comparison also clarifies an important limit: divorce may be **actuarially modellable**, but that does not make every product viable.

Real-world evidence suggests that narrowly defined covers for **short-term liquidity or documented legal expenses** are more plausible than broad long-term replacement schemes.

### 8.-Conclusion

**Divorce insurance is only plausible when it protects short-term family needs, complies with legal safeguards, and is framed as support rather than speculation**

Figure 1: The official poster for *The Divorce Insurance* (2025)



### 7.- Key Findings

1. Divorce may **be insurable** only in a narrow and carefully designed sense.
2. The most credible products protect **short-term**, documented family-related expenses.
3. Waiting periods, exclusions, and refund mechanisms are **essential safeguards**.
4. **Market viability** depends not only on feasibility and legality, but also on **cultural legitimacy**.

### 9.-Reference

Vidal-Meliá, C. & Bataller-Grau, J. (2025), Divorce Insurance: Actuarial Reality, Legal Challenges, and Fictional Imagination Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.5420834>

# Can Divorce Be Priced?

Carlos Vidal-Meliá (UV and Patrimonium UV)

## 1.-Introduction

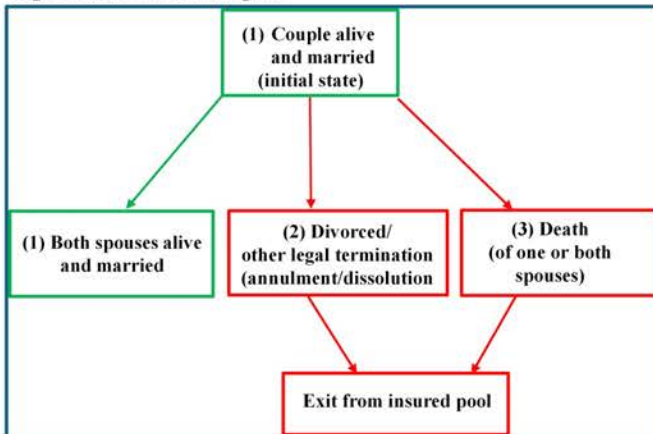
Divorce is a **highly disruptive** event with significant financial consequences (legal costs, relocation, alimony disputes, income disruption, asset division).

Despite its measurable **economic impact**, no widely accepted insurance product exists to cover divorce-related losses.

**Research question:** Can divorce risk be modeled actuarially, using observable risk factors, in a statistically coherent way?

## 2.-Multi-State Structure

Figure 1: Multi-state diagram



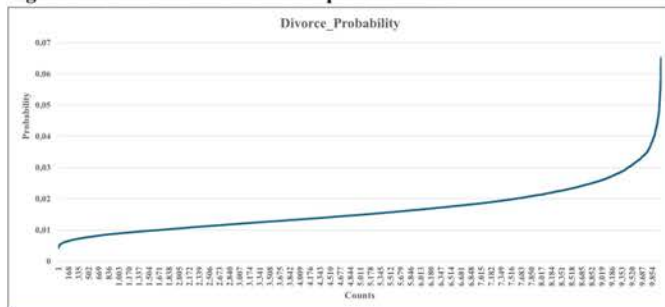
Exposure to divorce risk is governed by joint biological and relational survival:

$$S_i(t) = S_i^{bio}(t) \times S_i^{rel}(t),$$

which determines whether the couple remains “alive and married” and thus exposed to divorce risk.

## 4.-Simulation results

Figure 2: Ordered annual divorce probabilities



Annual divorce probabilities across couples:

Minimum: 0.41%; Maximum: 6.52%; Median: 1.48%  
Mean: 1.64%; Standard deviation: 0.01

Observed annual divorce rate in the simulation: 145 divorces per 10,000 couples.

95% confidence interval: 122–170 divorces.

## 6.-Conclusions

**Divorce risk** can be modeled and segmented actuarially. The simulation framework provides a technical basis for risk-based pricing of **divorce insurance**.

Funding: PROMETEO 2025 programme for research excellence groups (project CIPROM/2024/075)

## 3.-Risk Model and Simulation

A **stochastic simulation in R** generates 10,000 synthetic couples with realistic demographic and socio-economic attributes. Annual divorce probabilities are computed using a **risk-adjusted function based on the factors in the model**:

1.-Marital duration 2.-Premarital cohabitation 3.-Age difference 4.-Number of children 5.-Age at marriage 6.-Previous divorces 7.-Profession 8.-Income disparity 9.-Parental divorce history. 10.-Educational differences.

Risk-adjusted annual divorce probability

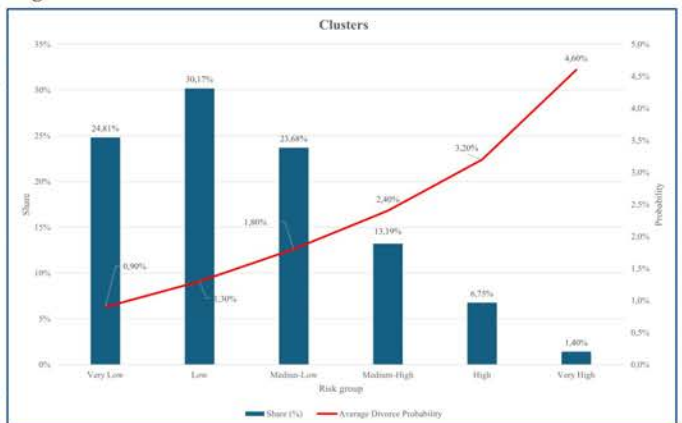
$$p_i = p_{BASE} \times \prod_{k=1}^K a_k(X_{ik}),$$

where  $a_k(\cdot)$  are multiplicative adjustment factors for the  $K$  risk drivers.

Dynamic mortality tables are used for biological survival; Monte Carlo simulation produces both individual probabilities and aggregate outcomes.

## 5.-Risk Segmentation (Clustering)

Figure 3: Six risk clusters



Clustering identifies six risk groups:

The top two groups (8.15%) concentrate the highest-risk couples.

Divorce risk is **quantifiable** and **heterogeneous**. Risk clustering yields practical segmentation for pricing differentiation.

## 7.-Reference

Vidal-Meliá, C. (2025). Divorce Insurance: A Concept Ahead of Its Time or Doomed to Fail?. Documentos de Trabajo del ICAE, no. 2, 1-46  
<https://docta.ucm.es/entities/publication/ced68a3f-d7c3-4b00-93d3-23ecf1e7740f>

# Incertidumbre emocional en la toma de decisiones clínicas: un enfoque basado en entropía

Jorge Navarro, Rodrigo Aznar, Ayrton Sarango, Juan Aguarón, Alfredo Altuzarra, Daniel Bordonaba, José María Moreno, Alberto Turón

Grupo Decisión Multicriterio Zaragoza (GDMZ)  
Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Economía Aplicada  
Universidad de Zaragoza.

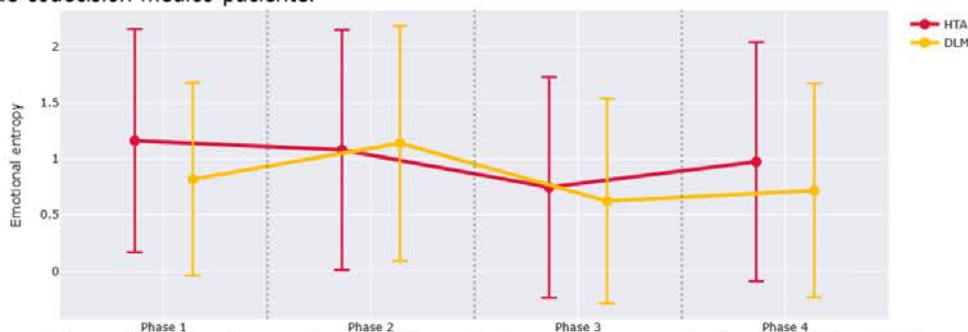
## RESUMEN

- La toma de decisiones compartida entre médico y paciente constituye un proceso complejo en el que intervienen factores clínicos, cognitivos y emocionales. Aunque las técnicas de análisis de sentimientos permiten identificar emociones expresadas durante la consulta, ofrecen información limitada sobre el grado de incertidumbre asociado a dichas emociones. En este trabajo se propone un enfoque basado en la entropía de Shannon para cuantificar la incertidumbre emocional presente en las interacciones médico-paciente. Para ello, se analizaron 30 consultas reales de Atención Primaria correspondientes a pacientes con hipertensión arterial (HTA,  $n=15$ ) y dislipemia (DLM,  $n=15$ ). Las grabaciones fueron transcritas y procesadas mediante técnicas de procesamiento del lenguaje natural. La identificación de las ocho emociones básicas se realizó utilizando el NRC Emotion Lexicon del software SSA-DSS (Aguarón et al., 2025).



**Figura 1.** Pipeline de análisis de la incertidumbre emocional.

- Las consultas se estructuraron en cuatro fases (Moreno-Jiménez et al., 2026): (1) situación emocional inicial; (2) explicación de la enfermedad; (3) presentación de los posibles tratamientos; (4) situación emocional final. A partir de la distribución de emociones detectadas en cada intervención se calculó la entropía emocional como medida de incertidumbre (Navarro et al., 2026). Los resultados muestran que la incertidumbre emocional evoluciona de forma dinámica a lo largo de la consulta. Las consultas de HTA presentan valores de entropía ligeramente superiores a las de DLM, indicando una mayor incertidumbre emocional. Asimismo, los pacientes muestran fluctuaciones más pronunciadas que los médicos, reflejando una mayor variabilidad emocional durante el proceso de toma de decisiones. El análisis por fases revela que la incertidumbre alcanza sus niveles más elevados durante la explicación de la enfermedad, disminuye durante la discusión terapéutica y aumenta ligeramente al final de la consulta. Estos hallazgos sugieren que la entropía constituye una medida complementaria al análisis de sentimientos para caracterizar la incertidumbre emocional en contextos clínicos y aporta una nueva perspectiva para el estudio de los procesos de codecisión médico-paciente.



**Figura 2.** Entropía emocional por fases de la consulta en pacientes con HTA y DLM.

## CONCLUSIÓN

- La entropía emocional es una herramienta útil para cuantificar la incertidumbre en la toma de decisiones compartidas, complementando el análisis tradicional de sentimientos y aportando una nueva perspectiva para comprender la interacción entre médico y paciente.

## REFERENCIAS

- Aguarón, J. et al. (2025). Mood and Emotion Assessment for Risk Reduction of Pandemic Spread through Passenger Air Transport: A DSS Applied to the COVID-19 in the Case of Spain. *ITOR* 32, 1918–1949, doi:10.1111/itor.13568.
- Moreno-Jiménez, J.M. et al. (2026). A Healthcare Cognitive Decision Support System for Doctor-Patient Co-Decision in Primary Care using Sentiment Analysis. Forthcoming.
- Navarro, J. et al. (2026). Entropy-Based Analysis of Emotional Uncertainty in Doctor-Patient Co-Decision in Primary Care.

# ¿PRESENCIA SIN PODER?

Liderazgo Femenino en la Economía Social Española

Autoras: Gema Borrego Muñoz y María José Muñoz Borrego

Afiliación: PROCESA, Ciudad Autónoma de Ceuta y Colegio Sagrado Corazón de Sevilla

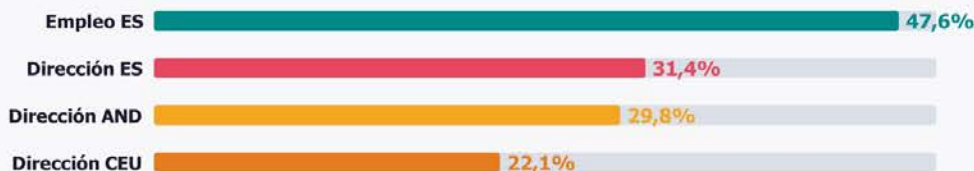
ASEPelt 2026

## RESUMEN

### EL PROBLEMA

- Las mujeres son el 47,6% del empleo en la Economía Social española, pero solo el 31,4% dirige cooperativas y el 18,3% las preside (CEPES, 2023).
- La brecha entre participación laboral y poder decisional es el objeto central de esta investigación.

### BRECHA EMPLEO → DIRECCIÓN (%)



Fuente: CEPES (2023). Informe de Sostenibilidad de la Economía Social Española

### ANÁLISIS TERRITORIAL

- ESPAÑA: Supera empresa convencional (31,4% vs 27,8%), pero solo +7,4 pp en 12 años.
- ANDALUCÍA: 51,3% en empleo pero solo 29,8% en dirección. 3.812 cooperativas activas.
- CEUTA: Brecha máxima 41,3 pp. Desempleo femenino 38,2% (EPA 2023). Intervención prioritaria.



### MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA

- Economía feminista · Capital social · Gobernanza cooperativa.
- Análisis documental comparado: España → Andalucía → Ceuta. Fuentes: CEPES · MITES · INE/EPA · CIRIEC-España (2024) · ACI · OCDE.

### POLÍTICAS PÚBLICAS: 5 EJES

- FORMACIÓN**  
Liderazgo y gestión cooperativa con perspectiva de género
- FINANCIACIÓN**  
Líneas específicas para proyectos liderados por mujeres
- VISIBILIZACIÓN**  
Referentes femeninas en la economía social
- DATOS**  
Estadísticas desagregadas por sexo y territorio
- TERRITORIO**  
Intervención diferenciada según vulnerabilidad local

## CONCLUSIÓN

### ① Presencia ≠ Poder

La participación laboral (47,6%) no equivale a poder decisional (31,4%). La brecha exige intervención específica en la gobernanza cooperativa.

### ② Ecosistema > Norma aislada

La LIIES es insuficiente sola. El modelo de Quebec (41% directivas) demuestra que el cambio requiere políticas activas simultáneas.

### ③ Territorialidad es clave

Aplicar las mismas políticas en Cataluña (4.672 coop.) y Ceuta (47) perpetúa la desigualdad. Se necesitan intervenciones diferenciadas.