

Transversalidad de género en el contexto municipal español: ¿cuánta y por qué?

Autoras

Mónica Ferrín Pereira

Profesora Doctora de la Universidad de La Coruña

monica.ferrin.pereira@udc.es

Mariele de Almeida Hochmüller

Estudiante del máster en Métodos Avanzados de Investigación e Innovación en el
Análisis Social en la Universidad de La Coruña

m.dealmeidah@udc.es

Resumen

Este trabajo analiza la institucionalización de la transversalidad de género en los municipios españoles y explora qué condiciones políticas se asocian con ella. A partir de un cuestionario dirigido a municipios de más de 2000 habitantes, construimos una escala que resume seis mecanismos institucionales de igualdad. Presentamos aquí los primeros resultados, obtenidos sobre una muestra de 454 municipios que respondieron a todos los ítems que componen la escala índice. Encontramos que la mayoría de los municipios se sitúa en niveles intermedio de institucionalización de la transversalidad de género. Además, los hallazgos iniciales muestran que la proporción de mujeres en el gobierno y el sexo de la alcaldía no muestran una asociación clara con la puntuación obtenida; también que el partido que gobierna la alcaldía sí muestra una asociación global, aunque moderada, con el PSOE y las coaliciones de izquierda por encima del PP y de otros partidos. Otro hallazgo inicial apunta que la coincidencia partidista entre alcaldía y cartera de igualdad no aporta una ventaja adicional detectable. Estos resultados son preliminares y forman parte de un estudio más amplio todavía en desarrollo.

Palabras clave

Transversalidad de género, gobierno local, institucionalización, políticas de igualdad, municipios.

1. Introducción

La transversalidad de género se ha consolidado como una de las estrategias centrales de las políticas de igualdad en Europa desde mediados de los años noventa. En España, su adopción comenzó a través de los planes autonómicos y estatales de igualdad, y con el paso del tiempo pasó de ser una mención declarativa en documentos programáticos a convertirse en un mandato explícito recogido en normas como la Ley Orgánica 3/2007, que establece que el principio de igualdad debe informar, con carácter transversal, la actuación de todos los poderes públicos (Alfama y Alonso, 2015:28).

Sin embargo, diversos estudios (Alfama y Alonso, 2015; Alonso, 2014; Ferrín y Paleo, 2025) señalan que la adopción formal de este principio no garantiza que se traduzca en una transformación real de las políticas públicas. El *mainstreaming* de género implica, por definición, algo más que medidas puntuales dirigidas a las mujeres. Supone revisar el conjunto de las actuaciones públicas para corregir los sesgos de género que puedan contener y garantizar que la igualdad se incorpore de forma sistemática a todos los niveles y a todas las fases de la acción pública (Alfama y Alonso, 2015:26). Esta ambición transformadora convierte a la transversalidad de género en la estrategia de promoción de la igualdad más exigente hasta la fecha (Alonso, 2014:14).

En el ámbito local español, esta dificultad se traduce en un desarrollo desigual entre municipios (Otero-Hermida y Bouzas, 2012). Mientras algunos ayuntamientos han construido una arquitectura institucional sólida para sostener las políticas de igualdad, otros apenas cuentan con mecanismos mínimos o carecen por completo de ellos. En este trabajo, que forma parte de un estudio más amplio que busca que está en desarrollo, buscamos precisamente entender esta variación. Para ello, buscamos contestar nuestra pregunta de

investigación sobre cuánta transversalidad de género existe en los municipios españoles y por qué. Así, identificamos tres objetivos específicos: el primero consiste en analizar la variación en la implementación de la transversalidad de género a nivel municipal; el segundo busca identificar las condiciones que favorecen o dificultan la integración de la perspectiva de género en la acción pública local; y el tercero, todavía en fase de desarrollo, evalúa si los cambios de gobierno tras las elecciones locales se asocian con cambios en el grado de institucionalización.

De este modo, para alcanzar el primer objetivo se construye una escala índice formada de las siguientes variables dicotómicas: políticas de igualdad de género; plan de igualdad; plan de igualdad interno; CIM; Consejo de la Mujer; y de la siguiente variable ordinal: organismos (áreas técnicas, concejalía compartida, concejalía exclusiva). Con estas variables se forma la escala índice de institucionalización de la transversalidad de género.

Para el segundo objetivo formulamos cuatro hipótesis. La primera plantea que cuanto mayor sea la proporción de mujeres en el gobierno municipal, mayor será la puntuación en la escala de institucionalización. La segunda plantea que los municipios gobernados por una alcaldesa presentarán en promedio una puntuación más alta que los gobernados por un alcalde. La tercera plantea que el partido que ocupa la alcaldía se asocia con la puntuación de institucionalización. Finalmente, la cuarta plantea que los municipios en los que el mismo partido controla la alcaldía y la concejalía de igualdad presentarán una puntuación más alta que aquellos en los que ambas responsabilidades recaen en partidos distintos.

Para el tercer objetivo, todavía en desarrollo, se evaluará si los cambios de gobierno producidos entre las olas de contestación del cuestionario se traducen en cambios en la puntuación de institucionalización.

En esta ponencia presentamos los primeros resultados del estudio, centrados en los objetivos uno y dos, y, por tanto, en el papel de la composición política y de género del

gobierno municipal. Se trata de un avance preliminar, obtenido sobre una submuestra de municipios, el análisis con el conjunto completo de la base de datos sigue en desarrollo.

2. Marco teórico

La transversalidad de género se entiende en este estudio como un enfoque organizativo, gerencial y cultural orientado a incorporar la perspectiva de género en todas las políticas, niveles y fases del proceso de decisión pública. Su desarrollo no depende únicamente de la adopción de medidas específicas dirigidas a las mujeres, sino también de la transformación de las estructuras, procedimientos, capacidades y rutinas de las administraciones públicas (Otero-Hermida y Bouzas, 2012:141; Alfama y Alonso, 2015:27). De esta forma, el enfoque no está únicamente en el contenido concreto de una política, sino también en la transformación de la propia administración que la produce. Así siendo, observamos no solo si un municipio tiene una política de igualdad, sino si ha construido una estructura capaz de sostenerla en el tiempo. Al final, como señalan Alfama y Alonso (2015:27), la transversalidad requiere modificar procedimientos, rutinas, culturas organizativas, formas de producir conocimiento, procesos presupuestarios, políticas de personal y mecanismos de coordinación institucional.

La bibliografía relevante (Otero-Hermida y Bouzas, 2012) revela que esa estructura no surge de una sola decisión, sino de la acumulación progresiva de distintos mecanismos que facilitan la existencia de otros mecanismos institucionales. Por ejemplo, Otero-Hermida y Bouzas en su estudio identificaron que la existencia de un plan de igualdad estimula la creación de consejos municipales de mujer, que aparecen en el 58,3% de los municipios con plan, frente al 26,6% de los que no tienen plan de igualdad (2012:159). Este mismo estudio destaca como paso temprano en esta secuencia la creación de unidades de atención e información a las mujeres (Centro de Información a las Mujeres – CIM), entendidas como un punto importante para la consolidación estructural de las políticas municipales de igualdad,

previo incluso a la creación de concejalías especializadas (2012:143). Esta misma lógica secuencial, según la cual unos instrumentos representan un compromiso más exigente que otros, se refleja en los sistemas de indicadores utilizados a nivel europeo. El Instituto Europeo para la Igualdad de Género (EIGE) puntúa de forma ordinal la posición del organismo de igualdad dentro de la estructura de gobierno, otorgando la puntuación más alta cuando ese organismo ocupa un ministerio completo y la más baja cuando se limita a una agencia gubernamental sin rango político propio (EIGE, 2023:22).

Ferrín y Paleo (2025:8) en su investigación mencionan haber identificado dos dimensiones de la incorporación de la igualdad en las instituciones: a) incluye los procesos administrativos, el presupuesto, los recursos humanos, la contratación, la evaluación y los mecanismos internos de gestión; y b) la incorporación de la perspectiva de género en el contenido de las políticas públicas que se desarrollan en las distintas áreas municipales. Ambas dimensiones se encuentran relacionadas y son necesarias para la transversalidad de género, pero ambas son analíticamente separables.

En este estudio, se propone la construcción de una escala índice centrada explícitamente en la primera de las dimensiones analizadas por Ferrín y Paleo (2025): la dimensión de arquitectura, recursos y estructuras administrativas. La escala no pretende evaluar el grado de penetración real o el impacto de la perspectiva de género en las políticas públicas sustantivas, sino medir la presencia de la infraestructura e institucionalización formal que hace posible la sostenibilidad de estas políticas en el ámbito municipal. De este modo, los indicadores de la escala índice permiten observar si el municipio ha construido estructuras, instrumentos y espacios institucionales que hacen posible la implementación de la transversalidad de género. No obstante, cabe destacar que no permiten afirmar que la perspectiva de género se aplique de manera efectiva en las diferentes áreas de gestión de un municipio, pero sí que existen los mecanismos para ello.

Junto a esta dimensión de arquitectura institucional, para el segundo objetivo de este estudio en desarrollo, se consideran los factores políticos que pueden explicar por qué unos municipios avanzan más que otros en esta institucionalización. Aquí entra en juego el debate entre representación descriptiva y representación sustantiva, según el cual la presencia de mujeres en los espacios de decisión no garantiza automáticamente que sus intereses y demandas se incorporen a la acción pública (Ferrín y Paleo, 2025:4). Este debate se ha planteado también en relación con el partido político que gobierna, la evidencia disponible en el estudio de Otero-Hermida y Bouzas (2012:139) para municipios españoles apunta a que el perfil ideológico del gobierno local se asocia de forma positiva con el desarrollo de planes de igualdad y con mayor permeabilidad en el acceso de las mujeres a puestos ejecutivos. Ambas cuestiones, la composición de género y el partido político del gobierno municipal, constituyen el núcleo del segundo objetivo de esta ponencia.

3. Metodología

El análisis de esta ponencia se apoya en datos procedentes de un cuestionario dirigido a municipios españoles mayores de 2000 habitantes, que recoge información sobre el grado de desarrollo de la transversalidad de género y sobre diversas características de los ayuntamientos. La base de datos original contiene 1311 observaciones. Es importante subrayar que los resultados que presentamos en esta ponencia corresponden únicamente a una primera fase de la investigación, construida sobre la submuestra de municipios que respondieron a todos los componentes de nuestra variable dependiente, la escala índice. Por lo tanto, el análisis con el conjunto más amplio de la base de datos queda para las siguientes fases del trabajo.

3.1. La construcción de la escala índice

Para medir la variación en la institucionalización de la transversalidad de género construimos una escala índice compuesta de seis indicadores:

I. Tabla: componentes y codificación de los indicadores

Componente	Codificación
Políticas de Igualdad	0 = no, 1 = sí
Organismo responsable	0 = no existe 1 = áreas técnicas 2 = concejalía compartida 3 = concejalía exclusiva
Plan de Igualdad	0 = no, 1 = sí
Plan de Igualdad interno	0 = no, 1 = sí
Centro de Información a las Mujeres (CIM)	0 = no, 1 = sí
Consejo Municipal de la Mujer	0 = no, 1 = sí

Cada municipio suma los puntos obtenidos en estos seis componentes, de modo que la puntuación mínima posible es cero y la máxima es ocho, correspondiente a un municipio que tiene todos los ítems dicotómicos además de la concejalía exclusiva en el componente de organismo. La selección de estos seis indicadores responde al objetivo de captar dimensiones complementarias de la institucionalización municipal. Las políticas y los planes expresan el reconocimiento y la formalización del compromiso institucional, el organismo municipal refleja la capacidad administrativa y el rango político otorgado a la igualdad, el CIM representa la existencia de un servicio especializado y estable, y el consejo de la mujer incorpora la participación de la sociedad civil en el proceso (Alfama y Alonso, 2015:27). Esta misma lógica de instrumentos que van de la introducción de un mandato general hacia mecanismos organizativos, de proceso político y de participación social ha sido identificada

previamente por Alonso (2014:41) al describir el desarrollo histórico del *mainstreaming* de género en España.

Primeramente, seguimos un orden jerárquico teórico de los seis componentes:

Políticas de igualdad → Organismo → Plan de igualdad → CIM → Plan de igualdad interno → Consejo de la Mujer.

Para comprobar si se sostenía empíricamente, restringimos el análisis a los municipios con respuesta válida en los seis ítems, lo que redujo la muestra inicial de 1.311 a 551 observaciones. Sobre esa base construimos un escalograma de Guttman, técnica para evaluar si una escala acumulativa reproduce, con un margen de error mínimo, las respuestas concretas de cada municipio a partir de su puntuación total (Guttman, 1944). Dado que el escalograma de Guttman exige un cumplimiento estricto del orden acumulativo, complementamos este análisis con un modelo de escala de Mokken, la extensión probabilística y no paramétrica del modelo de Guttman que permite evaluar la escalabilidad sin exigir un ajuste determinista perfecto (Mokken, 1971). Además, aplicamos el procedimiento de *invariant ítem ordering*, que evalúa si el orden de dificultad entre los ítems se mantiene estable a lo largo de todo el continuo de institucionalización (Ligtvoet *et al.*, 2010), un contraste que a su vez descansa en los desarrollos posteriores de la teoría no paramétrica de respuesta al ítem (Sijtsma & Molenaar, 2002). Menzel (1953) advierte que el indicador de coeficiente de reproducibilidad (CR) de Guttman no es una medida totalmente precisa de escalabilidad porque varía con la distribución marginal de las categorías y de las puntuaciones individuales, una advertencia que tuvimos en cuenta al interpretar los resultados que obtuvimos y que nos llevó a corroborarlos con tablas de co-ocurrencia y con el cálculo de la media de cada componente como indicador adicional de su prevalencia relativa.

El conjunto de estas comprobaciones no confirmó de manera estricta el orden teórico inicial. Tanto la media de prevalencia de cada componente como el procedimiento de

invariant item ordering y las tablas de co-ocurrencia con el componente más exigente de la escala coincidieron en señalar que el Centro de Información a las Mujeres representa, en la práctica, un escalón más exigente que el plan de igualdad interno, y no al revés como habíamos anticipado en el planteamiento teórico inicial. En términos de prevalencia, el plan de igualdad interno está presente en el 56,1% de los municipios de la muestra, frente a un 51,9% en el caso del CIM, lo que sitúa a este último como el componente menos frecuente de los dos y, por tanto, como el escalón más exigente según el criterio clásico de que el ítem menos prevalente ocupa la posición más alta de la jerarquía.

II. Tabla de co-ocurrencia

Componente presente	Políticas	Organismo	Plan igualdad	CIM	Plan interno	Consejo de la Mujer
Políticas	-	96,1%	74,6%	51,8%	57,8%	40,1%
Organismo	96,9%	-	74,0%	50,6%	57,2%	40,3%
Plan de igualdad	98,9%	97,6%	-	55,9%	64,7%	46,9%
CIM	98,3%	97,1%	79,4%	-	59,6%	58,3%
Plan interno	98,7%	97,2%	85,0%	54,9%	-	49,2%
Consejo de la Mujer	98,9%	98,9%	86,8%	75,8%	69,3%	-

El procedimiento de *invariant item ordering* confirmó que este orden se mantiene estable a lo largo de todo el continuo de institucionalización, sin detectar ninguna violación en ninguno de los seis componentes y con un coeficiente HT de 0,872, un valor alto que respalda la solidez de esta jerarquía. Las tablas de co-ocurrencia con el componente más exigente de la escala, el Consejo de la Mujer, apuntan en la misma dirección, ya que entre los municipios que cuentan con Consejo de la Mujer, el 75,8% dispone también de CIM, frente a un 69,3% que dispone de plan de igualdad interno. Es decir, entre los municipios de nuestra muestra resulta más habitual disponer de un plan de igualdad interno sin CIM que disponer de un CIM sin plan de igualdad interno, lo que indica que crear un servicio estable de

información y atención a las mujeres exige a los ayuntamientos un compromiso mayor que revisar sus propios procedimientos internos de personal y de gestión.

Dado que las tres comprobaciones convergieron en la misma dirección, decidimos sustituir el orden teórico inicial por este orden empíricamente validado, que intercambia únicamente las posiciones del CIM y del plan de igualdad interno y mantiene sin cambios la posición del resto de componentes. Este es el orden que empleamos en el resto de los análisis presentados en esta ponencia:

Políticas de igualdad → Organismo → Plan de igualdad → Plan de igualdad interno → CIM → Consejo de la Mujer

Cabe señalar que este ajuste no altera de forma relevante el comportamiento general de la escala, ya que el escalograma de Guttman recalculado con el nuevo orden apenas mejora la reproducibilidad obtenida con el orden teórico original, pasando de un coeficiente de reproducibilidad de 0,722 a uno de 0,725, lo que sugiere que el margen de error remanente frente a una escala perfecta no depende tanto de este intercambio puntual como de la menor capacidad discriminante de tres de los seis componentes, entre ellos precisamente el CIM y el plan de igualdad interno.

3.2. El tratamiento de los valores perdidos

Referente a las respuestas “no sé” registradas en el cuestionarios, optamos por codificarlas como valores perdidos y no como respuestas negativas en esta primera fase de la investigación, siguiendo la evidencia de que asimilar las respuestas de incertidumbre a una categoría sustantiva como el no distorsiona la estructura de las variables y debilita la validez de las medidas resultantes (Denman *et al.*, 2018).

Descartamos también cualquier procedimiento de imputación de los valores perdidos en esta primera fase, incluida la imputación múltiple, porque esta técnica exige asumir que los datos se pierden de forma aleatoria condicional en las variables observadas (Little &

Rubin, 2002:18), un supuesto que no puede darse por sentado en nuestro caso porque la ausencia de respuesta puede reflejar simplemente que la persona informante desconocía si el municipio contaba con un determinado mecanismo. Esta decisión evita imputar valor por el riesgo de introducir sesgo cuando la no respuesta es extensa y su mecanismo no está bien caracterizado. Optamos en esta fase de la investigación, por tanto, por construir la variable dependiente como una suma simple de los puntos obtenidos en los seis componentes, calculada únicamente para los municipios con respuesta completa, y por excluir mediante eliminación por lista aquellos con al menos un ítem sin responder.

Esta decisión tiene un coste evidente en términos de tamaño muestral. De los 1.311 municipios de la base original, 551 respondieron a los seis componentes de la escala. De ese conjunto, 44 municipios habían sido encuestados en dos olas distintas de recogida de datos, por lo que aplicamos un proceso de deduplicación que conserva una única observación por municipio, correspondiente a la ola más reciente. Tras este proceso, la muestra final sobre la que trabajamos en esta primera fase queda compuesta por 454 municipios, que son los que respondieron a todos los ítems de la escala índice en la ola más reciente (en el caso de las observaciones que estaban duplicadas). El desarrollo del análisis con un número mayor de municipios, aprovechando también a quienes respondieron de forma parcial, se abordará en la siguiente fase del proyecto.

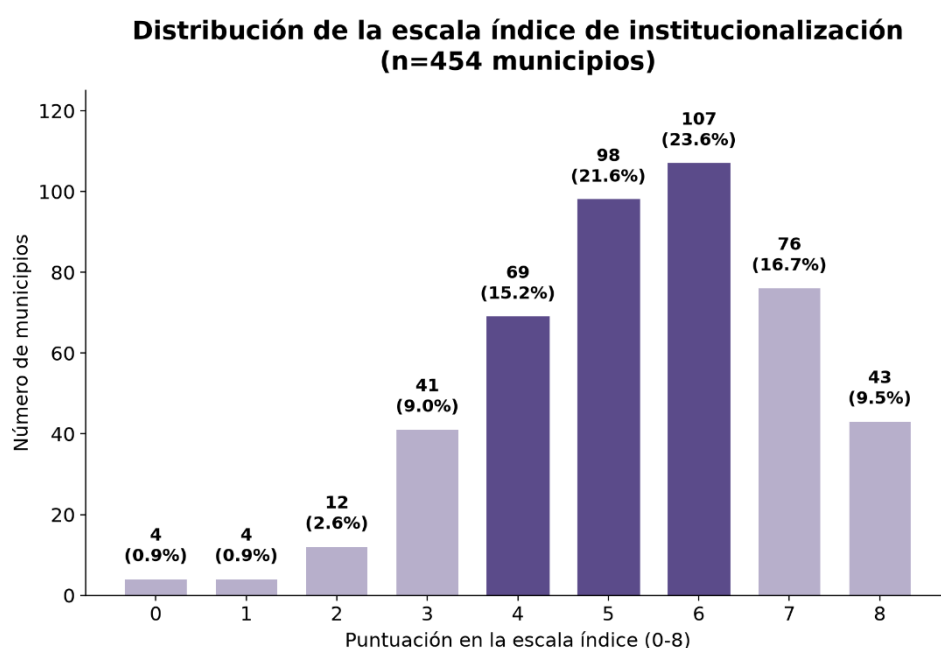
4. Resultados

4.1. Objetivo 1: la variación en la institucionalización de la transversalidad de género

El primer objetivo de este trabajo es describir cuánta variación existe entre los municipios españoles en el grado de institucionalización de la transversalidad de género. Al observar la distribución de las puntuaciones obtenidas por los 454 municipios de nuestra muestra, encontramos que la mayoría se concentra entre los cuatro y los siete puntos, sobre

un rango posible de cero a ocho. Sin minoritarios tanto los municipios con puntuaciones muy bajas, que apenas han empezado a construir una arquitectura institucional de igualdad, como los que alcanzan la puntuación máxima, con los seis componentes plenamente desarrollados.

III. Gráfico de distribución de la escala índice



Esta forma de distribución, concentrada en los tramos intermedios y con colas pequeñas en ambos extremos, sugiere que la mayor parte de los municipios españoles de más de dos mil habitantes ha avanzado de manera parcial en este proceso, sin que ello implique todavía una institucionalización completa ni tampoco una ausencia total de compromiso.

4.2. Objetivo 2: Factores y contexto políticos

4.2.1. Proporción de mujeres en el gobierno

Para contrastar la primera hipótesis calculamos la proporción de mujeres en el gobierno municipal, disponible para 441 de los 454 municipios de nuestra muestra. La correlación bivariada entre la proporción de mujeres en el gobierno municipal y la puntuación de institucionalización fue de apenas 0,080 sobre 441 municipios, un coeficiente que en términos sustantivos apenas se distingue de la ausencia de relación. Su valor p de 0,093

queda por encima del umbral convencional de 0,05, lo que quiere decir que, si en la población de municipios españoles no existiera ninguna relación real entre ambas variables, observar por azar muestral una correlación de esta magnitud o mayor tendría una probabilidad superior al nueve por ciento, demasiado alta como para descartar con confianza que el patrón se deba simplemente a qué municipios concretos terminaron respondiendo la encuesta. Esto no equivale a demostrar que la relación es nula, sino a reconocer que la evidencia disponible en esta primera muestra no permite afirmarla con la seguridad que exige el estándar convencional de la inferencia estadística.

Para comprobar si esta ausencia de relación se mantenía al considerar otros factores, estimamos un modelo de regresión lineal que incorpora, además de la proporción de mujeres, el tamaño poblacional del municipio y el número de concejalías. El modelo en su conjunto resultó claramente significativo, con $F(3, 435)$ igual a 15,935 y una p inferior a 0,001, lo que indica que estas tres variables juntas explican una parte real y no casual de la variación en la puntuación de institucionalización. Explican, en concreto, un 9,9% de esa variación, con un R^2 ajustado de 0,093. Puede parecer una proporción modesta, pero este es un fenómeno complejo, se busca explicar la institucionalización de la transversalidad de género con apenas tres variables, y en investigación social un modelo que deja sin explicar más del 90% de la varianza no es infrecuente ni descalifica el hallazgo, siempre que al menos algunos de sus predictores resulten significativos (Ozili, 2023), como es nuestro caso.

De todos modos, la proporción de mujeres siguió sin ser un predictor significativo una vez controlado por tamaño y estructura administrativa, con un coeficiente estandarizado de apenas 0,045 y una p de 0,326, muy lejos de cualquier umbral convencional de significación. En cambio, el número de concejalías emergió como el predictor claramente dominante del modelo, con un coeficiente estandarizado de 0,286 y una p inferior a 0,001, y el tamaño poblacional también resultó significativo aunque con una magnitud bastante más discreta, con

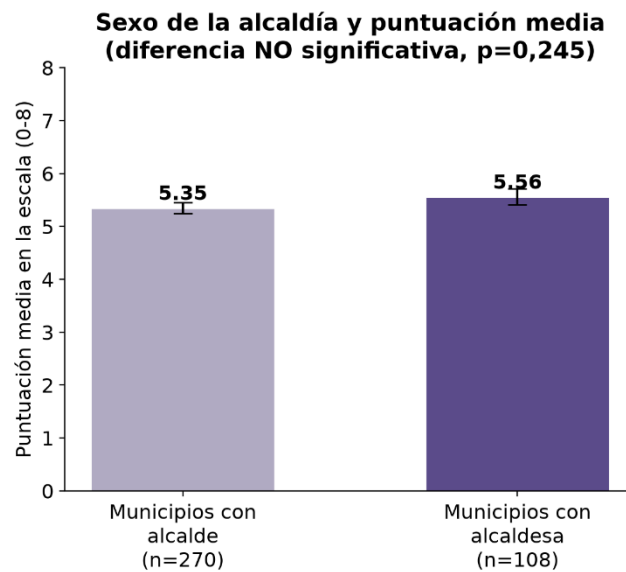
un coeficiente de 0,101 y una p de 0,027. Esta comparación de coeficientes estandarizados indica que el número de concejalías pesa más de seis veces lo que pesa la proporción de mujeres a la hora de predecir la puntuación de institucionalización, una vez que ambas variables compiten dentro del mismo modelo. Antes de confiar en esta comparación quisimos descartar que se debiera a que las tres variables predictoras estuvieran demasiado relacionadas entre sí, lo que habría distorsionado los coeficientes. Los diagnósticos de colinealidad lo descartan con claridad, con una tolerancia superior a 0,98 y un factor de inflación de la varianza inferior a 1,02 en los tres casos, valores muy alejados de los umbrales que suelen encender una alarma en este tipo de diagnósticos.

En consonancia con la primera hipótesis, la comparación entre municipios liderados por una alcaldesa ($\bar{X} = 5,56$) y por un alcalde ($\bar{X} = 5,35$) arrojó una diferencia descriptiva de apenas 0,22 puntos en la escala. Sin embargo, la prueba t de Student indicó que esta diferencia no es estadísticamente significativa ($t(376) = -1,164$; $p = 0,245$), situándose el intervalo de confianza al 95% entre -0,58 y 0,15 puntos (incluyendo el cero). Un resultado análogo se observó al analizar la proporción continua de mujeres en el gobierno municipal, cuyo coeficiente en el modelo multivariante no resultó significativo ($\beta = 0,045$; $p = 0,326$). Estos primeros hallazgos nos llevan a concluir que, con la evidencia y la potencia muestral disponibles en esta ase, no existe base empírica para afirmar que la presencia femenina en el ejecutivo municipal influya en el grado de la institucionalización de la transversalidad. Esto respalda empíricamente la necesidad de desvincular la representación descriptiva de la representación sustantiva o estructural en el ámbito local. Es más, en este momento, el modelo de regresión evidencia que la capacidad administrativa del ayuntamiento, que ha sido medida a través del número de concejalías, se constituye como el predictor dominante de la institucionalización ($\beta = 0,286$; $p < 0,001$), demostrando un peso más de seis veces superior al de la proporción de mujeres.

4.2.2. Género de la alcaldía

Para contestar esta segunda hipótesis comparamos la puntuación en la variable dependiente (la escala de institucionalización) entre los municipios gobernados por una alcaldesa y por un alcalde, sobre una muestra efectiva de 378 municipios, de los cuales 270 tenían alcaldes y 108, alcaldesas.

IV. Gráfico del sexo de la alcaldía y puntuación media



La media de la puntuación fue de 5,35 en los municipios con alcalde y de 5,56 en los municipios con alcaldesa, con desviaciones típicas de 1,67 y 1,55 respectivamente, de modo que la diferencia observada, de apenas 0,22 puntos sobre una escala de ocho, va en la dirección que anticipaba la hipótesis. Antes de comparar las medias comprobamos que ambos grupos presentaran una variabilidad interna parecida, lo que confirmó la prueba de Levene, con una F de 0,408 y una p de 0,523, y esto nos permitió aplicar la prueba t asumiendo varianzas iguales sin necesidad de correcciones adicionales. El resultado fue $t(376)$ igual a -1,164, con una p de 0,245 a dos colas, un valor muy alejado del umbral convencional de significación. Esto quiere decir que, aunque la diferencia observada apunta en la dirección esperada, con la variabilidad que presenta esta muestra no podemos descartar que una

diferencia de esta magnitud o mayor surja simplemente por azar en qué municipios concretos respondieron la encuesta. El intervalo de confianza al 95% de esa diferencia, que va de menos 0,58 a 0,15 puntos, refuerza esta lectura porque incluye el valor cero, es decir, incluye la posibilidad de que en la población no exista ninguna diferencia real entre gobiernos liderados por hombres y por mujeres.

Este resultado, junto con el hallazgo anterior sobre la proporción de mujeres, refuerza la idea de que la sola presencia femenina en el espacio de mayor visibilidad política del municipio no se traduce automáticamente en una mayor institucionalización de la transversalidad, en línea con la distinción entre representación descriptiva y sustantiva discutida en el marco teórico (Ferrín y Paleo, 2025:4).

4.2.3. Partido de la alcaldía

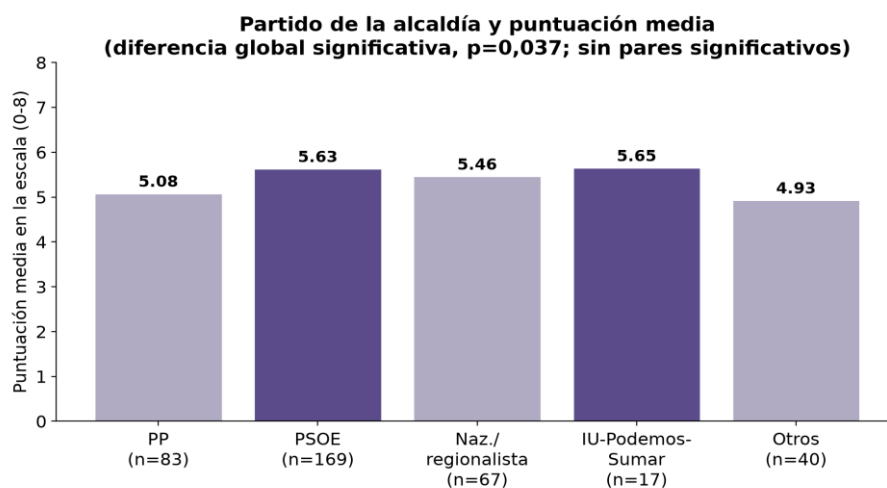
Para esta hipótesis comparamos la puntuación de institucionalización entre cinco categorías partidistas, con una muestra efectiva de 376 municipios distribuidos en 83 gobernados por el PP, 169 por el PSOE, 67 por formaciones nacionalistas o regionalistas, 17 por la familia IU-Podemos-Sumar y 40 en una categoría residual de otros partidos, mientras que el único caso de VOX se excluyó del contraste inferencial porque un solo municipio no permite estimar ninguna variabilidad dentro de ese grupo. La prueba de Levene no mostró heterogeneidad de varianzas entre los cinco grupos, con una $F(4, 371)$ de 1,641 y una p de 0,163, lo que nos habilitó a interpretar directamente el análisis de varianza sin recurrir a correcciones para varianzas desiguales.

El análisis de varianza (ANOVA) entre las cinco familias partidistas mostró una asociación global estadísticamente significativa con la puntuación en la escala ($F(4, 371) = 2,587$; $p = 0,037$), si bien la magnitud de dicha asociación es modesta ($\eta^2 = 0,027$), explicando únicamente el 2,7% de la varianza total observada.

Como se aprecia descriptivamente en el gráfico V, los municipios de la coalición IU-Podemos-Sumar obtuvieron la puntuación media más alta, con 5,65 puntos, seguidos muy de cerca por el PSOE con 5,63, mientras que las formaciones nacionalistas o regionalistas se situaron en 5,46, el PP en 5,08 y la categoría de otros partidos en 4,93. Este patrón descriptivo coincide con la evidencia previa de que los gobiernos municipales del PSOE muestran con mayor frecuencia organismos de igualdad y una mayor presencia de mujeres en cargos relevantes que los gobiernos del PP (Otero-Hermida y Bouzas, 2012:139).

No obstante, al aplicar los contrastes *post-hoc* con la corrección de Tukey para identificar diferencias entre pares específicos de partidos, ninguna de las comparaciones alcanzó la significación estadística convencional (siendo la más cercana PSOE vs. PP con $p = 0,094$ y PSOE vs. Otros con $p = 0,103$). Esta ausencia de significación en las comparaciones por pares responde a la drástica reducción de la potencia estadística al fragmentar la submuestra en grupos asimétricos y de reducido tamaño (como IU-Podemos-Sumar, con $n = 17$). Por tanto, aunque existe evidencia de una asociación global del color políticos, los datos actuales no permiten sostener de manera concluyente la superioridad de un partido específico sobre otro, debiendo interpretarse este patrón como una tendencia preliminar a verificar en muestras más amplias.

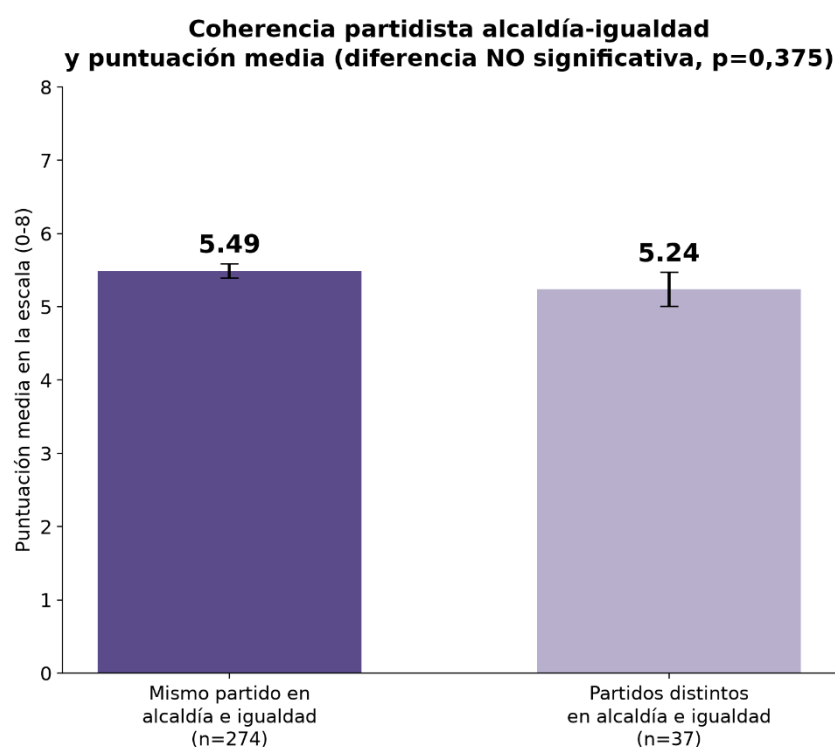
V. Gráfico del partido de la alcaldía y puntuación media



4.2.4. Coherencia partidista entre alcaldía e igualdad

Para esta última hipótesis del objetivo dos, construimos una muestra efectiva de 311 municipios. De estos, 274 tenían el mismo grupo partidista en la alcaldía y en la concejalía de igualdad, lo que representa el 88,1% de los casos válidos frente a solo 37 municipios con partidos distintos en ambos cargos. La prueba de Levene no mostró heterogeneidad de varianzas, con una F de 0,901 y una p de 0,343. La media de puntuación fue de 5,49 en los municipios con coherencia partidista, con una desviación típica de 1,63, y de 5,24 en los municipios con partidos distintos, con una desviación típica de 1,42, una diferencia de 0,25 puntos que otra vez va en la dirección que anticipaba la hipótesis. El contraste, sin embargo, no fue significativo, con $t(309)$ igual a -0,888 y una p de 0,375 a dos colas, y el tamaño del efecto volvió a ser pequeño, con una d de Cohen de -0,155 (Cohen, 1988). En este caso, el problema de potencia estadística es todavía más evidente que en la hipótesis anterior, porque el desequilibrio muestral entre ambos grupos, 274 municipios frente a apenas 37, hace que cualquier prueba de diferencia de medias tenga muy poca capacidad para detectar un efecto de esta magnitud, incluso si existiera en la población. Este desequilibrio en sí mismo es también un hallazgo sustantivo, porque sugiere que, en el contexto español, la alcaldía tiende a nombrar responsables de igualdad de su propio partido con independencia de su orientación ideológica, lo que limita de partida la variación disponible para contrastar esta hipótesis con los datos que tenemos.

VI. Gráfico de coherencia partidista alcaldía-igualdad



5. Discusión y primeras conclusiones

El escenario que ofrecen estos primeros hallazgos apunta a una conclusión razonablemente clara para esta fase del estudio, aunque conviene leerla con la cautela que exige cualquier análisis basado en una muestra reducida. Ni la proporción de mujeres en el gobierno, con una p de 0,326 en el modelo de regresión, ni el sexo de quien ocupa la alcaldía, con una p de 0,245 en la comparación de medias, alcanzan el umbral convencional de significación estadística en esta primera fase, lo que nos lleva a concluir que, con los datos empíricos disponibles, no existe evidencia que sostenga un impacto de la representación descriptiva de género sobre la institucionalización de la transversalidad. En cambio, el número de concejalías se comportó como el predictor claramente más sólido de cuantos hemos analizado, con un coeficiente estandarizado de 0,286 frente al 0,045 de la proporción de mujeres, lo que sugiere que la capacidad organizativa del ayuntamiento pesa mucho más que su composición de género a la hora de explicar por qué unos municipios han avanzado más que otros en este proceso. El partido que ocupa la alcaldía, por su parte, sí mostró una

asociación global estadísticamente significativa, con un ANOVA de $F(4, 371)$ igual a 2,587 y una p de 0,037, con los gobiernos del PSOE y de la coalición IU-Podemos-Sumar por encima del PP y de otras formaciones en términos descriptivos. Sin embargo, el tamaño de esa asociación es modesto, con una eta cuadrado de apenas 0,027, y la ausencia de significación en las comparaciones específicas por pares no nos permite realizar afirmaciones categóricas sobre diferencias entre partidos concretos hasta disponer de una muestra más amplia.

Cabe insistir en que estos resultados son preliminares y están condicionados por la decisión metodológica de esta primera fase de la investigación de restringir el análisis a los municipios con respuesta completa en los seis componentes de la escala. Esta decisión, adoptada de manera deliberada para no introducir ningún supuesto sobre el comportamiento de las respuestas ausentes, garantiza la validez interna de la escala índice pero genera un posible sesgo de selección hacia ayuntamientos con mayor capacidad organizativa y una pérdida de potencia estadística, que es precisamente la que explica por qué algunas hipótesis, como la del partido de gobierno, muestran un patrón global significativo sin que podamos confirmar estadísticamente qué grupos concretos lo sostienen, dado que grupos como el de IU-Podemos-Sumar cuentan con apenas 17 municipios o el de partidos distintos en alcaldía e igualdad con apenas 37.

La siguiente fase de este trabajo ampliará el análisis incorporando al mayor número posible de municipios de la base de datos original, lo que permitirá comprobar si estas asociaciones se consolidan, se debilitan o incluso emergen con más fuerza al disponer de mayor potencia estadística. Además, en las siguientes fases abordaremos el tercer objetivo de este estudio, todavía pendiente, que consiste en analizar si los cambios de gobierno producidos tras las elecciones locales se asocian con cambios en la puntuación de institucionalización de los municipios que fueron encuestados en más de una ola de recogida de datos.

Con todo, este primer acercamiento ya permite extraer una lección de fondo para el debate sobre la transversalidad de género en el ámbito local español. La institucionalización de la igualdad en los municipios no parece depender tanto de quién gobierna en términos de composición de género, sino de la capacidad administrativa disponible y, en menor medida pero de forma estadísticamente perceptible, de la orientación política del gobierno municipal. Esta lectura no resta importancia a la presencia de mujeres en los espacios de decisión, sino que invita a matizar el mecanismo a través del cual esa presencia podría llegar a influir en la acción pública, un matiz que solo una muestra más amplia y un diseño longitudinal como el que perseguimos en las siguientes fases del proyecto podrán aclarar con mayor precisión.

Referencias bibliográficas

- Alonso Álvarez, Alba (2014). *El mainstreaming de género en España*. Valencia: Tirant lo Blanch.
- Cohen, Jacob (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). New York: Routledge. Obtenido de <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- Denman, D. C., A.S Baldwin, A. C. Betts, A. McQueen y J.A. Tiro (2018). Reducing "I Don't Know" Responses and Missing Survey Data: Implications for Measurement. *Medical Decision Making*: 673-682. doi:10.1177/0272989X18785159
- European Institute for Gender Equality. (2023). *The pathway to progress: strengthening effective structures for gender equality and gender mainstreaming in the EU*. Luxembourg: European Institute for Gender Equality. doi:10.2839/313138
- Alfama Guillén, Eva y Alba Alonso Álvarez (2015). Las políticas de género en la administración pública. Una introducción. *Revista Vasca de Gestión de Personas y Organizaciones Públicas*(8): 24-41.
- Guttman, Louis (abril de 1944). A basis for Scaling Qualitative Data. *American Sociological Review*, 9(2): 139-150. Obtenido de <https://www.jstor.org/stable/2086306>
- Ortero-Hermida, Paula y Ramón Bouza Lorenzo, R. B. (2012). Estructura, recursos y desarrollo de las políticas de igualdad en el ámbito local. *Revista de Estudios Políticos*: 139-163.
- Ligtovet, R., L.A. Ark, J.M Marvelde, y K. Sijtsma, K. (2010). Investigating an Invariant Item Ordering for Polytomously Scored Items. *Educational and Psychological Measurement*, 4(70): 578-595.
- Little, R. y D. Rubin (2002). *Statistical Analysis with Missing Data*. Hoboken: John Wiley & Sons, INC.
- Menzel, H. (1953). A New Coefficient for Scalogram Analysis. *Oxford University Press*, 17(2): 268-280.
- Mokken, R. J. (1971). *A Theory and Procedure of Scale Analysis with applications in Political Research*. Berlin: Gruyter Mouton.
- Ozili, Peterson K. (2023). The Acceptable R-Square in Empirical Modelling for Social Science Research. En C. A. Saliya, *Social Research Methodology and Publishing Results: a guide to non-native English speakers*: 134-143. IGI Global Scientific Publishing. doi:10.4018/978-1-6684-6859-3.ch009
- Ferrín Pereira, Mónica y Paleo Mosquera, Natalia (2025). Pushing for Gender Mainstreaming: women's presence and alliances at the local level in Spain. *Social Politics*: 1-27.
- Sijtsma, K. e I. W. Molenaar (2002). *Introduction to Nonparametric Item Response Theory*. -: SAGE Publications, Inc. Obtenido de <https://doi.org/10.4135/9781412984676>

Transversalidad de género en el contexto municipal español: ¿cuánta y por qué?

Mónica Ferrín Pereira

Mariele de Almeida Hochmüller

Contidos

01 CONTEXTO DE LA INVESTIGACIÓN

02 OBJETIVOS

03 PRIMEROS HALLAZGOS

Transversalidad de género

- enfoque organizativo, gerencial y cultural orientado a incorporar la perspectiva de género en todas las políticas, niveles y fases del proceso de decisión pública.
- Dos dimensiones (Ferrín y Paleo, 2025):
 - a) procesos administrativos, el presupuesto, los recursos humanos, la contratación, la evaluación y los mecanismos internos de gestión
 - b) incorporación de la perspectiva de género en el contenido de las políticas públicas que se desarrollan en las distintas áreas municipales

Transversalidad de género

- enfoque organizativo, gerencial y cultural orientado a incorporar la perspectiva de género en todas las políticas, niveles y fases del proceso de decisión pública.
- Dos dimensiones (Ferrín y Paleo, 2025):
 - a) **procesos administrativos, el presupuesto, los recursos humanos, la contratación, la evaluación y los mecanismos internos de gestión**
 - b) incorporación de la perspectiva de género en el contenido de las políticas públicas que se desarrollan en las distintas áreas municipales

Objetivos

analizar la variación
en la
implementación de
la transversalidad de
género a nivel
municipal

identificar las
condiciones que
favorecen o
dificultan la
integración de la
perspectiva de
género en la acción
pública local

Evaluar si los
cambios de
gobierno tras las
elecciones locales
se asocian con
cambios en el
grado de
institucionalización

Objetivos

analizar la variación
en la
implementación de
la transversalidad de
género a nivel
municipal

identificar las
condiciones que
favorecen o
dificultan la
integración de la
perspectiva de
género en la acción
pública local

Evaluar si los
cambios de
gobierno tras las
elecciones locales
se asocian con
cambios en el
grado de
institucionalización

Metodología

- Cuestionario dirigido a municipios españoles con más de 2000 habitantes, que recoge información sobre el grado de desarrollo de la transversalidad de género y sobre diversas características de los ayuntamientos.
- Respuestas “no sé” como valores perdidos.
- Submuestra inicial de 551 para la construcción de la variable dependiente.

Escala índice grado de la institucionalización de la transversalidad de género

6 variables dicotómicas

Políticas de igualdad

Plan de igualdad

Plan de igualdad interno

Centro de Información a las Mujeres (CIM)

Consejo Municipal de la Mujer

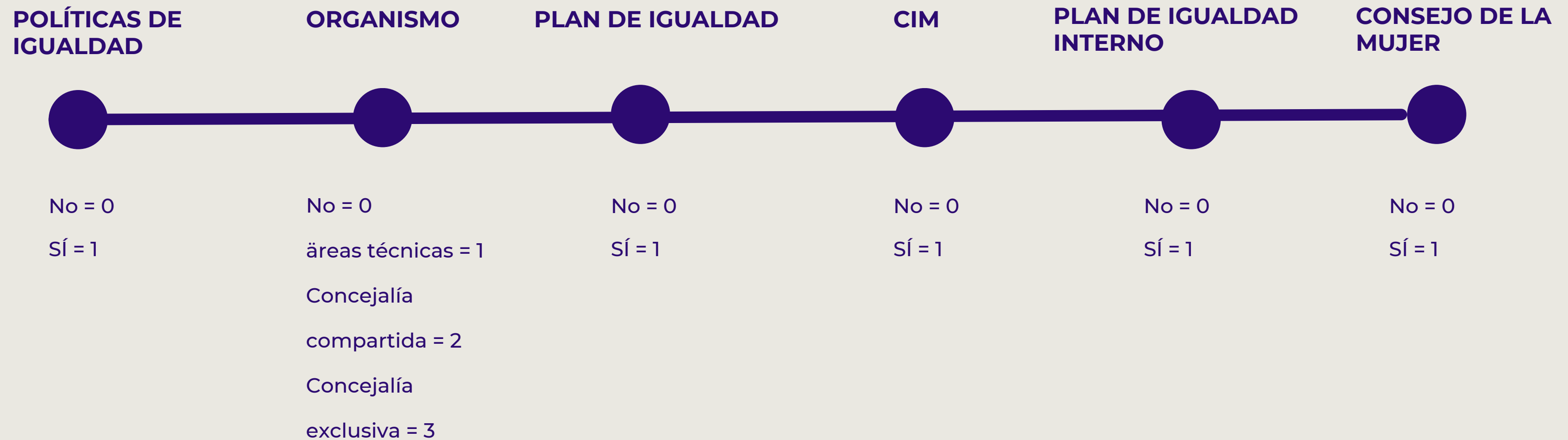
1 variable ordinal

Organismo:

- áreas técnicas
- concejalía compartida
- concejalía exclusiva

mínima posible es cero y la máxima es ocho

Escala índice grado de institucionalización de la transversalidad de género



Orden jerárquico teórico

Orden jerárquico teórico

Escala índice grado de la institucionalización de la transversalidad de género

1. Escalograma de Guttman

- Coeficiente de Reproducibilidad (CR) = 0,722
- El orden jerárquico teórico no se cumple
- Inversiones sistemáticas entre CIM y Plan de Igualdad inter

Escala índice grado de la institucionalización de la transversalidad de género

2.Prevalencia de cada componente

Variable	Prevalencia
Políticas de igualdad	96,6%
Organismo (normalizado)	73,8%
Plan de igualdad	73,7%
CIM	51,9%
Plan de igualdad interno	56,1%
Consejo de la Mujer	40,1%

Escala índice grado de la institucionalización de la transversalidad de género

2.Prevalencia de cada componente

Variable	Prevalencia
Políticas de igualdad	96,6%
Organismo (normalizado)	73,8%
Plan de igualdad	73,7%
CIM	51,9%
Plan de igualdad interno	56,1%
Consejo de la Mujer	40,1%

Escala índice grado de la
institucionalización de
la transversalidad de
género

3. Invariant Item Ordering (IIO) de Mokken

- Confirma el nuevo orden jerárquico encontrado
- HT = 0,872

Escala índice grado de la institucionalización de la transversalidad de género

4. Tabla de co-ocurrencia

Componente presente	Políticas	Organismo	Plan igualdad	CIM	Plan interno	Consejo
Políticas	-	96,1%	74,6%	51,8%	57,8%	40,1%
Organismo	96,9%	-	74,0%	50,6%	57,2%	40,3%
Plan de igualdad	98,9%	97,6%	-	55,9%	64,7%	46,9%
CIM	98,3%	97,1%	79,4%	-	59,6%	58,3%
Plan interno	98,7%	97,2%	85,0%	54,9%	-	49,2%
Consejo	98,9%	98,9%	86,8%	75,8%	69,3%	-

Escala índice grado de la institucionalización de la transversalidad de género

4.Tabla de co-ocurrencia

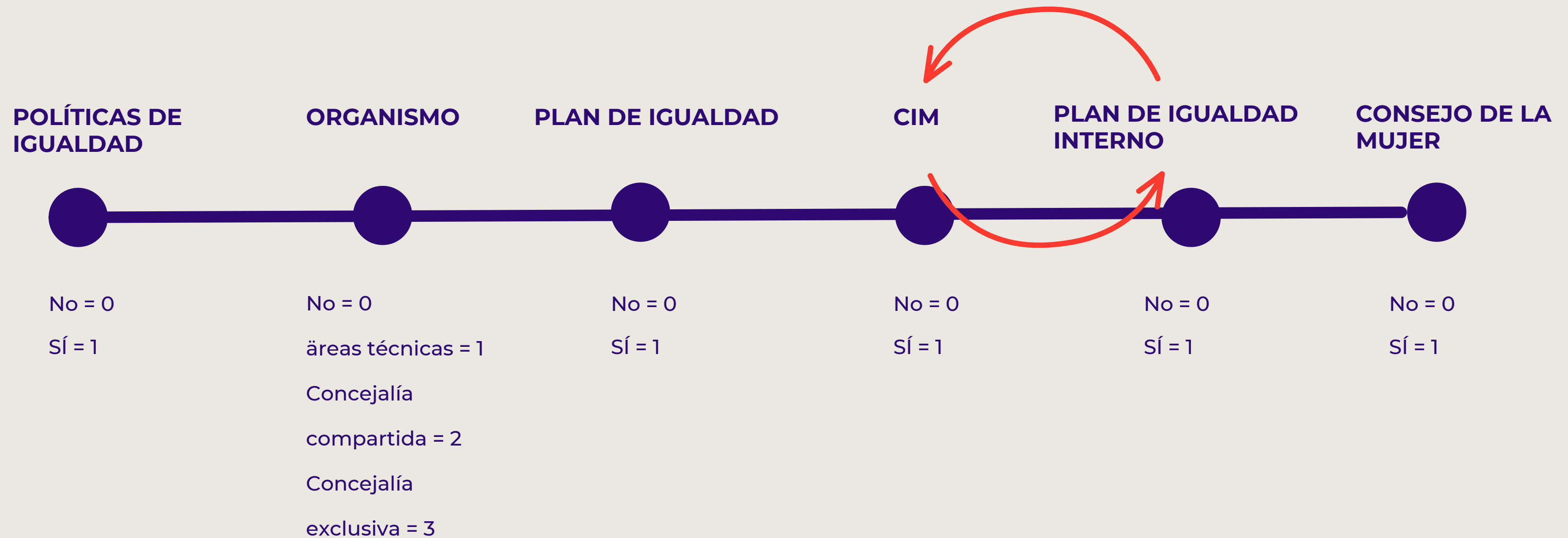
Componente presente	Políticas	Organismo	Plan igualdad	CIM	Plan interno	Consejo
Políticas	-	96,1%	74,6%	51,8%	57,8%	40,1%
Organismo	96,9%	-	74,0%	50,6%	57,2%	40,3%
Plan de igualdad	98,9%	97,6%	-	55,9%	64,7%	46,9%
CIM	98,3%	97,1%	79,4%	-	59,6%	58,3%
Plan interno	98,7%	97,2%	85,0%	54,9%	-	49,2%
Consejo	98,9%	98,9%	86,8%	75,8%	69,3%	-

Escala índice grado de la institucionalización de la transversalidad de género

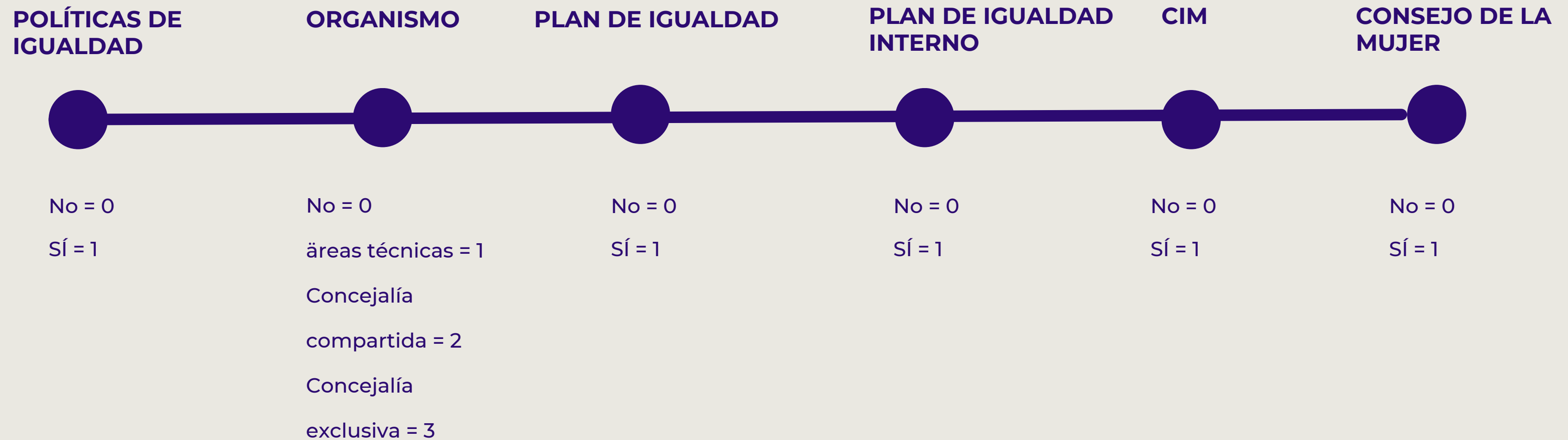
4. Tabla de co-ocurrencia

Componente presente	Políticas	Organismo	Plan igualdad	CIM	Plan interno	Consejo
Políticas	-	96,1%	74,6%	51,8%	57,8%	40,1%
Organismo	96,9%	-	74,0%	50,6%	57,2%	40,3%
Plan de igualdad	98,9%	97,6%	-	55,9%	64,7%	46,9%
CIM	98,3%	97,1%	79,4%	-	59,6%	58,3%
Plan interno	98,7%	97,2%	85,0%	54,9%	-	49,2%
Consejo	98,9%	98,9%	86,8%	75,8%	69,3%	-

Escala índice grado de institucionalización de la transversalidad de género



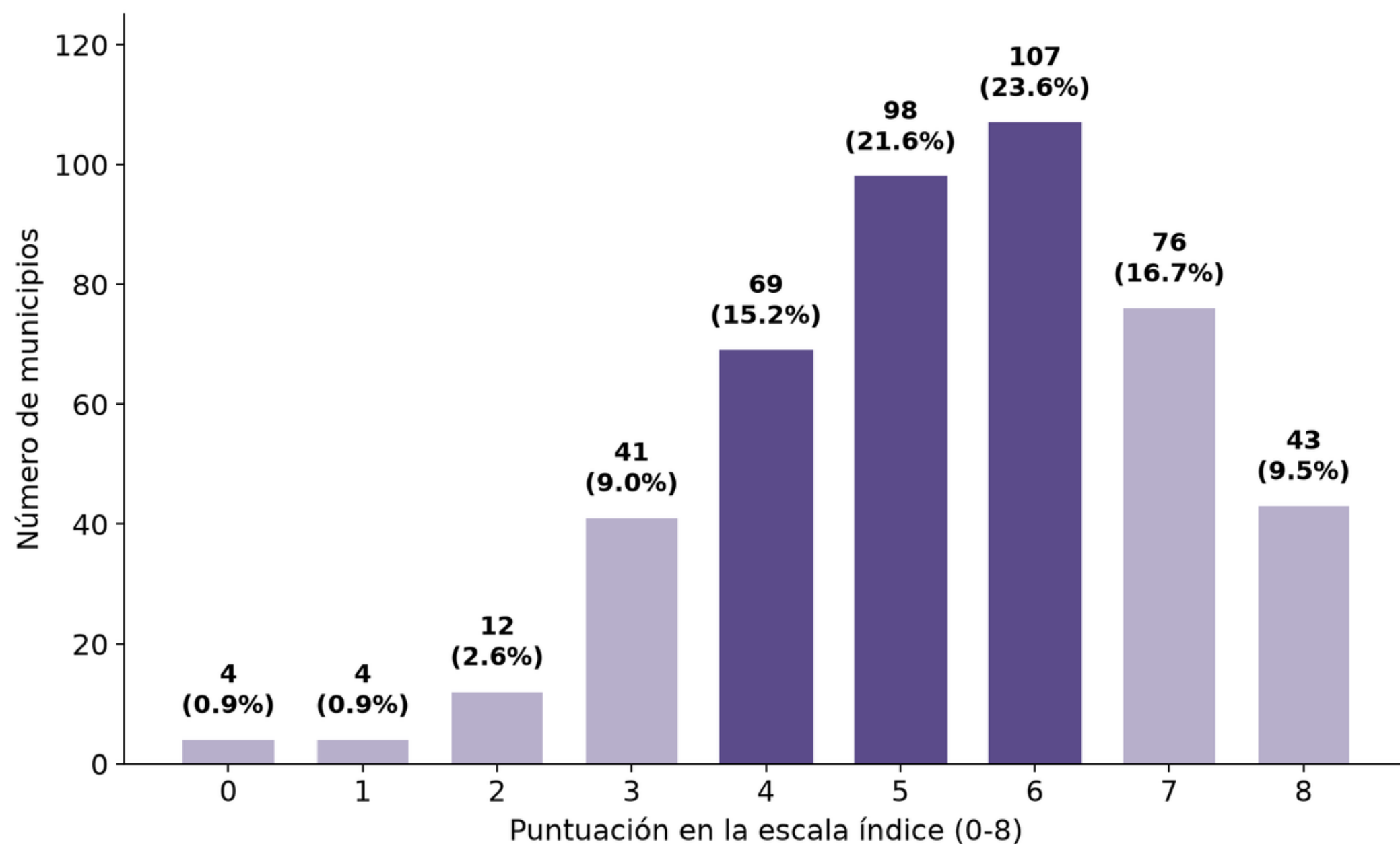
Escala índice grado de institucionalización de la transversalidad de género



Orden jerárquico empírico

Escala índice grado de institucionalización de la transversalidad de género

**Distribución de la escala índice de institucionalización
(n=454 municipios)**



- validada sobre los 551 municipios con información completa en los seis componentes
- Tras deduplicar = 454 municipios
- Suma simple de los puntos obtenidos (mín. 0 máx. 8 puntos)

Objetivo 2

Factores y contexto políticos

Primeros hallazgos

Factores y contexto políticos

Proporción de
mujeres en el
gobierno

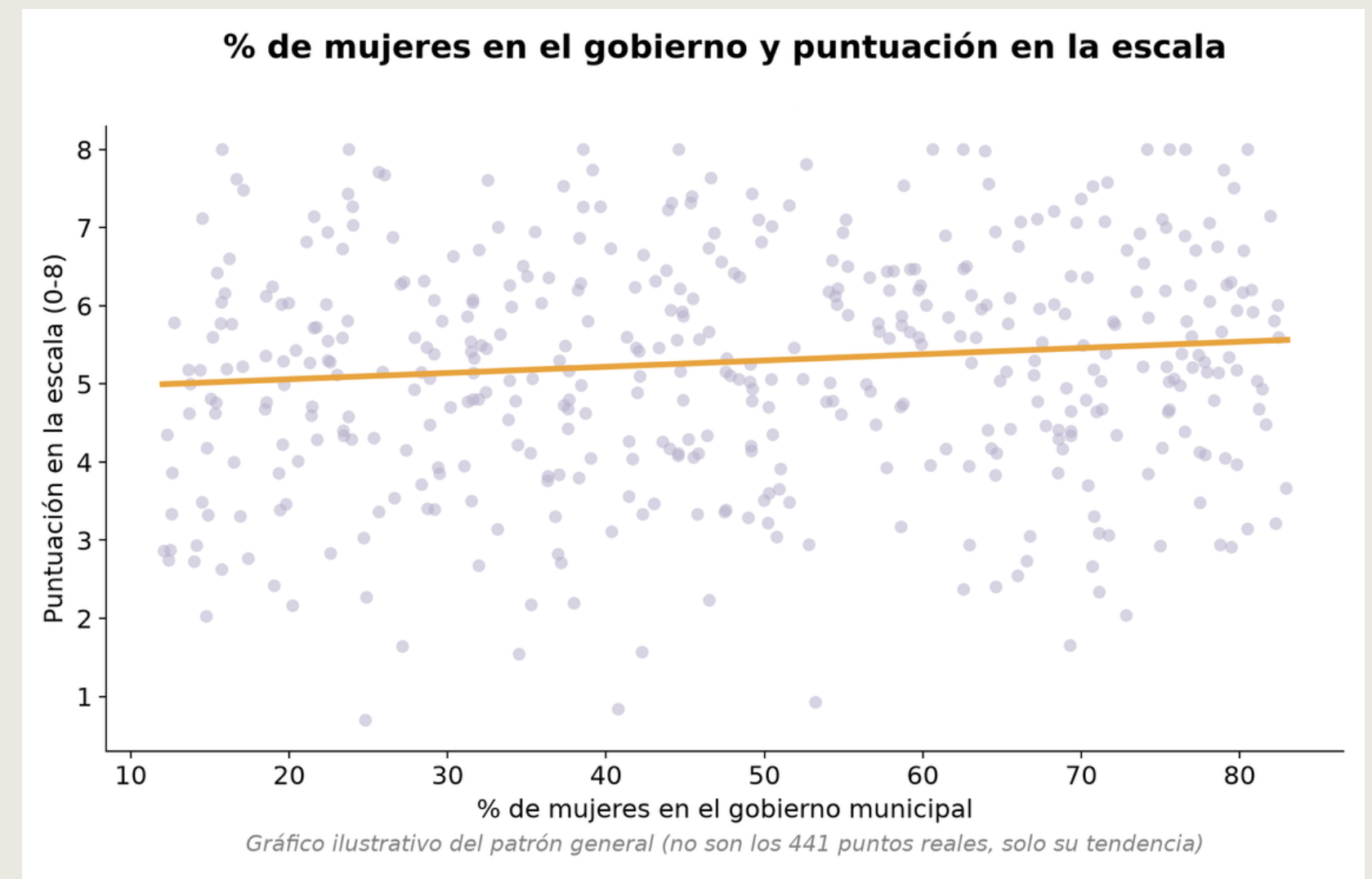
Género de la
alcaldía

Partido de la
alcaldía

Coherencia
partidista entre
alcaldía e igualdad

Proporción de mujeres en el gobierno

- $n = 441$
- Relación positiva no significativa ($p = 0,326$)
- modelo de regresión con tamaño población y número de concejalías



Proporción de mujeres en el gobierno

Primeros hallazgos

La **sola presencia de mujeres** en el gobierno **no basta para explicar** las diferencias en la puntuación en la escala índice de institucionalización de la transversalidad de género.

Al controlar por tamaño poblacional y **número de concejalías**, la capacidad del aparato municipal muestra un **peso predictivo mayor** sobre la escala que la propia proporción de mujeres.

Factores y contexto políticos

Proporción de
mujeres en el
gobierno

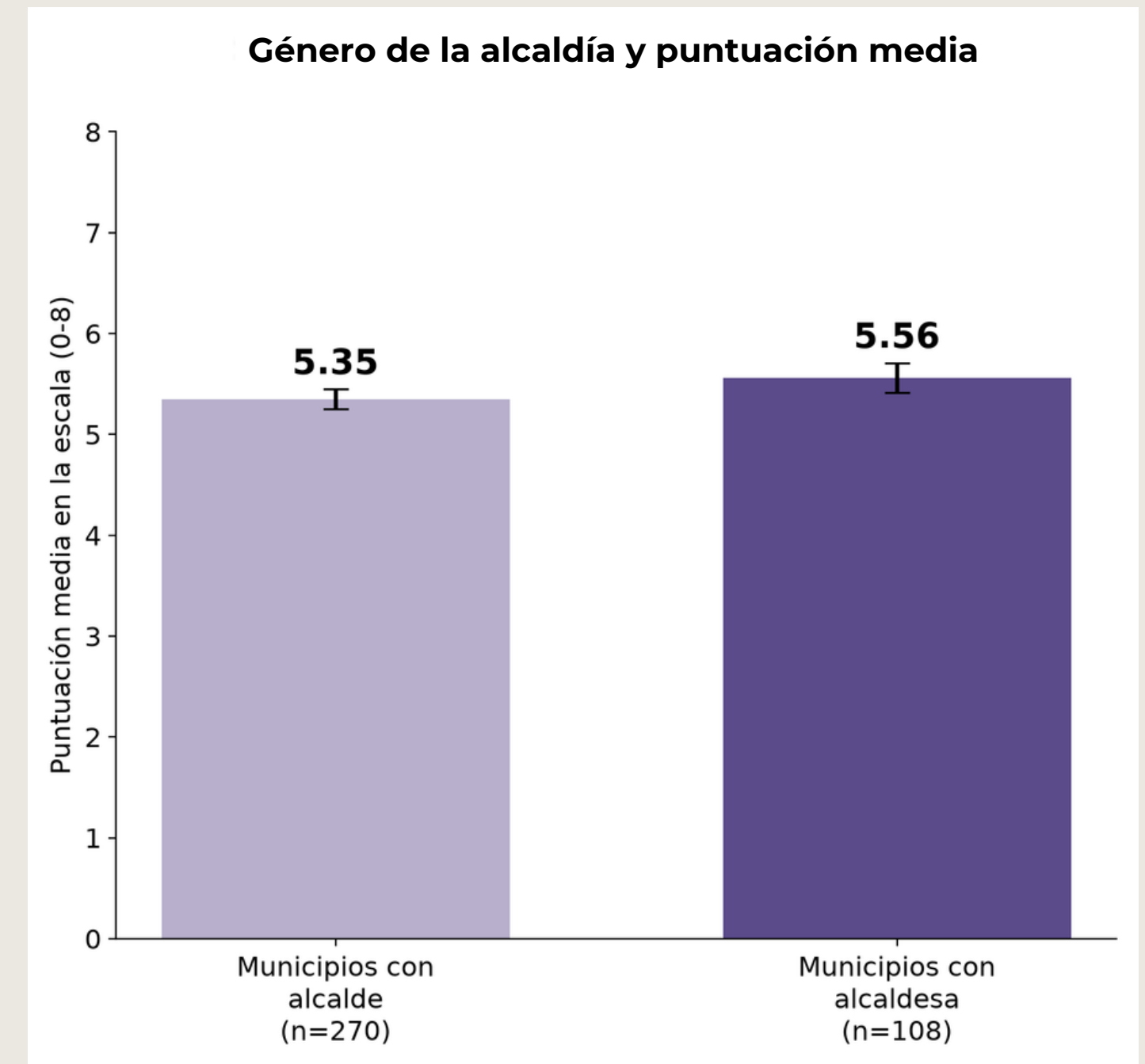
Género de la
alcaldía

Partido de la
alcaldía

Coherencia
partidista entre
alcaldía e igualdad

Género de la alcaldía

- Puntuación media 5,35 (alcalde) vs. 5,56 (alcaldesa)
- Diferencia no significativa ($p=0,245$)
- $n = 378$



Género de la alcaldía

Primeros hallazgos

Al igual que ocurre con la proporción general de mujeres en el gobierno, **la titularidad femenina** en la alcaldía **no genera por sí sola una mayor institucionalización de la transversalidad**, lo que confirma que la mera presencia o visibilidad política en el cargo más alto no basta para transformar o dotar de mayor infraestructura formal al aparato administrativo local.

Factores y contexto políticos

Proporción de
mujeres en el
gobierno

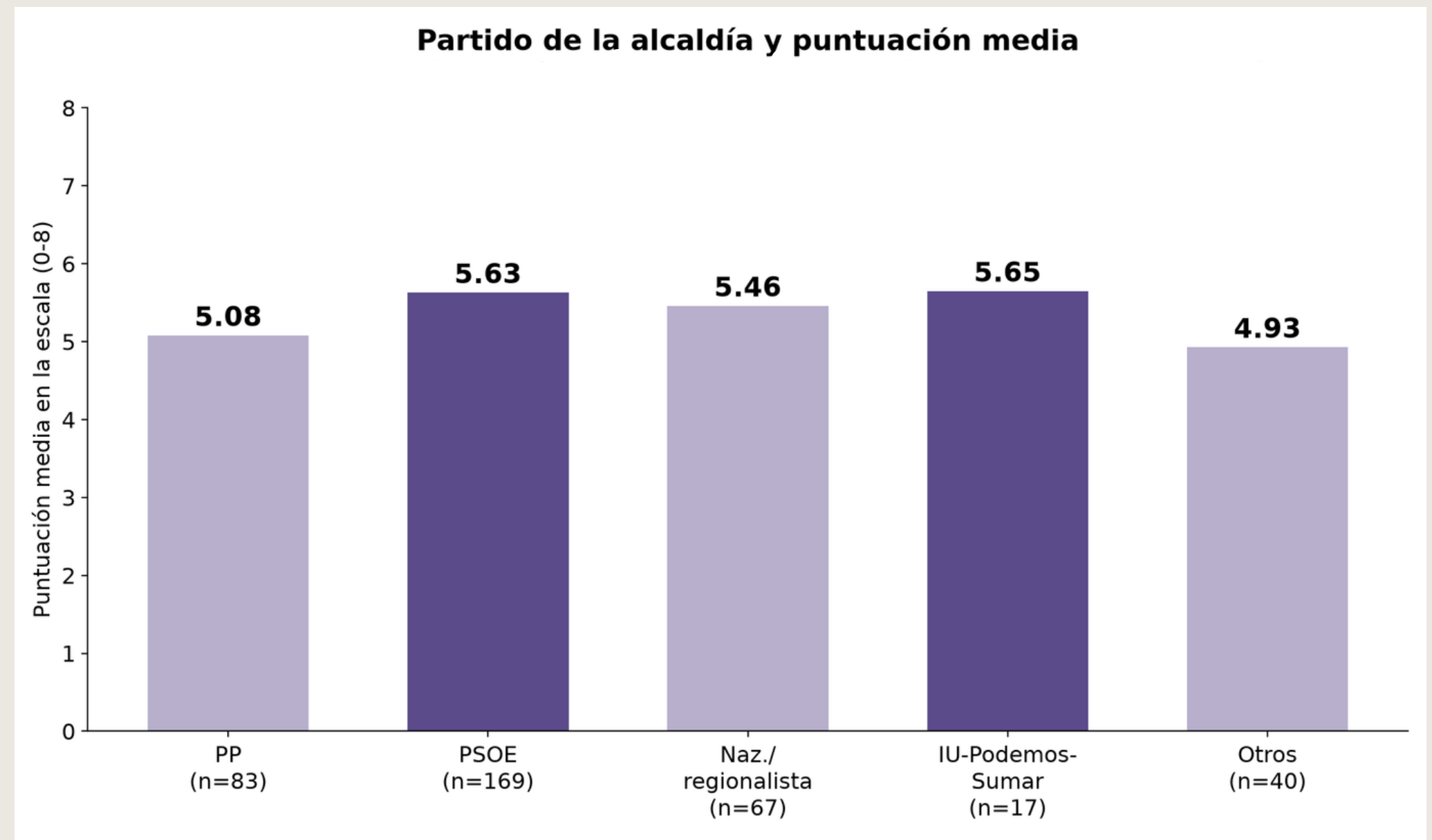
Género de la
alcaldía

Partido de la
alcaldía

Coherencia
partidista entre
alcaldía e igualdad

Partido de la alcaldía

- $n = 376$
- Diferencia global significativa ($p = 0,037$)



Factores y contexto políticos

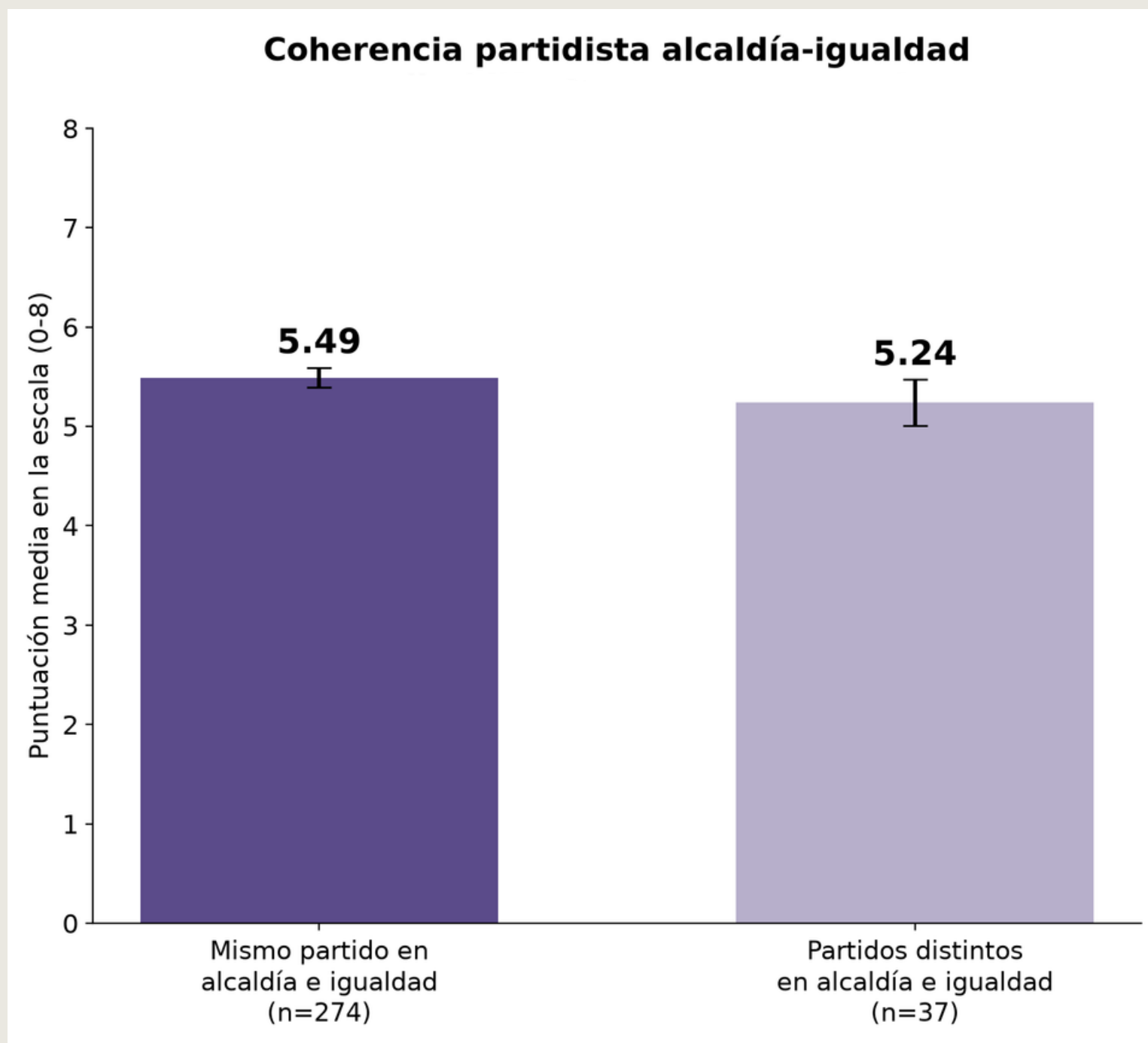
Proporción de
mujeres en el
gobierno

Género de la
alcaldía

Partido de la
alcaldía

**Coherencia
partidista entre
alcaldía e igualdad**

Coherencia partidista entre alcaldía e igualdad



- diferencia no estadísticamente significativa ($p= 0,375$)
- $n = 311$
- Alcaldía tiende a nombrar su propia formación ($n= 274$ de 311)

Discusión y primeras conclusiones

Primera fase de la investigación

- **Validación de la variable dependiente:** La escala índice (0-8 puntos) confirma una jerarquía empírica sólida para medir la arquitectura formal de la institucionalización de la transversalidad de género.
- **Capacidad sobre presencia:** La capacidad organizativa y los recursos municipales pesan más que la representación descriptiva de género a la hora de construir estructuras estables de igualdad.

Discusión y primeras conclusiones

Primera fase de la investigación

- **Efecto partido:** La orientación política del equipo de gobierno incide en el desarrollo institucional, aunque requiere muestras más amplias para detallar los efectos entre partidos específicos.
- **Asignación de competencias:** La tendencia a nombrar responsables de igualdad del mismo partido que la alcaldía limita la variación disponible para evaluar la coherencia partidista.

Siguientes pasos de la investigación

- **Ampliación de muestra y depuración de datos:** aplicación de técnicas de imputación de datos y análisis de sensibilidad para abordar los valores perdidos y el sesgo de atrición muestral (n= 454)
- **Analizar** si **los cambios de gobierno** producidos tras las elecciones locales **se asocian** con cambios en la **puntuación de la escala índice** de los municipios que fueron encuestados en más de una ola de recogida de datos.

Referencias bibliograficas

Alonso Álvarez, Alba (2014). El mainstreaming de género en España. Valencia: Tirant lo Blanch.

Cohen, Jacob (1988). Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences (2nd ed.). New York: Routledge. Obtenido de <https://doi.org/10.4324/9780203771587>

Denman, D. C., A.S Baldwin, A. C. Betts, A. McQueen y J.A. Tiro (2018). Reducing "I Don't Know" Responses and Missing Survey Data: Implications for Measurement. Medical Decision Making: 673-682. doi:10.1177/0272989X18785159

European Institute for Gender Equality. (2023). The pathway to progress: strengthening effective structures for gender equality and gender mainstreaming in the EU. Luxembourg: European Institue for Gender Equality. doi:10.2839/313138

Alfama Guillén, Eva y Alba Alonso Álvarez (2015). Las políticas de género en la administración pública. Una introducción. Revista Vasca de Gestión de Personas y Organizaciones Públicas(8): 24-41.

Guttman, Louis (abril de 1944). A basis for Scaling Qualitative Data. Americal Sociological Review, 9(2): 139-150. Obtenido de <https://www.jstor.org/stable/2086306>

Ortero-Hermida, Paula y Ramón Bouza Lorenzo, R. B. (2012). Estructura, recursos y desarrollo de las políticas de igualdad en el ámbito local. Revista de Estudios Políticos: 139-163.

Ligtovet, R., L.A. Ark, J.M Marvelde, y K. Sijtsma, K. (2010). Investigating an Invariant Item Ordering for Polytomously Scored Items. Educational and Psychological Measurement, 4(70): 578-595.

Little, R. y D. Rubin (2002). Statistical Analysis with Missing Data. Hoboken: John Wiley & Sons, INC.

Menzel, H. (1953). A New Coeficiente for Scalogram Analysis. Oxford University Press, 17(2): 268-280.

Mokken, R. J. (1971). A Theory and Procedure of Scale Analysis with applications in Political Research. Berlin: Gruyter Mouton.

Ozili, Peterson K. (2023). The Acceptable R-Square in Empirical Modelling for Social Science Research. En C. A. Saliya, Social Research Methodology and Publishing Results: a guide to non-native English speakers: 134-143.IGI Global Scientific Publishing. doi:10.4018/978-1-6684-6859-3.ch009

Ferrín Pereira, Mónica y Paleo Mosquera, Natalia (2025). Pushing for Gender Mainstreaming: women's presence and alliances at the local level in Spain. Social Politics: 1-27.

Sijtsma, K. e I. W. Molenaar (2002). Introduction to Nonparametric Item Response Theory. -: SAGE Publicatios, Inc. Obtenido de <https://doi.org/10.4135/9781412984676>