



Universidad de Oviedo

Facultad de Economía y Empresa

Master en Economía: Instrumentos del Análisis Económico



# ¿Son igual de productivos los hombres y las mujeres en el sector bancario español? Un enfoque de fronteras estocásticas

*Trabajo de Fin de Master*

Autor:

Raúl García de Vega Yáñez

Tutor/a:

Ana María Rodríguez Álvarez

María José Pérez Villadóniga

Septiembre 2023

# Índice

<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2. Medidas para la igualdad entre hombres y mujeres</b>	<b>4</b>
2.1. La Ley de Igualdad de 2007 . . . . .	4
2.2. El Código de Buen Gobierno de la CNMV . . . . .	5
2.3. La Ley de Representación Paritaria . . . . .	5
2.3.1. Las cuotas de género obligatorias en Europa . . . . .	6
<b>3. La diversidad de género en la dirección y los resultados de la empresa</b>	<b>7</b>
3.1. Perspectivas teóricas . . . . .	7
3.1.1. Dependencia de los recursos (RDT) . . . . .	7
3.1.2. Capital humano . . . . .	7
3.1.3. Teoría de la agencia . . . . .	7
3.1.4. Psicología social . . . . .	7
3.2. Evidencia empírica . . . . .	8
3.2.1. La diversidad como algo positivo . . . . .	8
3.2.2. La diversidad como algo negativo . . . . .	9
3.2.3. Indiferencia a la diversidad . . . . .	9
<b>4. El sector bancario en España</b>	<b>10</b>
4.1. Rasgos básicos . . . . .	10
4.1.1. Tamaño . . . . .	10
4.1.2. Desregulación y competencia . . . . .	10
4.1.3. Concentración . . . . .	10
4.2. La medición de los outputs en el sector bancario . . . . .	11
<b>5. Metodología</b>	<b>11</b>
5.1. Múltiples outputs . . . . .	11
5.1.1. Función de costes . . . . .	12
5.1.2. Varias funciones de producción . . . . .	12
5.1.3. Agregar Outputs . . . . .	13
5.2. La función de distancia . . . . .	13
5.2.1. El vector de requerimiento de inputs . . . . .	14
5.2.2. Orientación al input . . . . .	14
5.2.3. Metodos paramétricos . . . . .	14
5.2.4. La flexibilidad de la forma funcional . . . . .	15
5.2.5. La función translog . . . . .	15
5.2.6. La frontera estocástica . . . . .	17
<b>6. Datos</b>	<b>18</b>
<b>7. Resultados</b>	<b>19</b>
<b>8. Conclusiones</b>	<b>21</b>
8.1. Líneas de investigación futura . . . . .	22
<b>9. Anexo</b>	<b>27</b>
9.1. Obtención de $D_I$ . . . . .	27
9.2. Función de Log-Verosimilitud . . . . .	27

## Índice de figuras

1.	Distribución salarial de los directivos del sector financiero (2018) . . . . .	3
2.	Proporción de mujeres en los puestos de dirección del sector bancario (2005-2021) .	4
3.	Vector de requerimiento de inputs . . . . .	14

## Resumen

Pese a los importantes avances en materia de igualdad, todavía se aprecian diferencias salariales entre hombres y mujeres, que tienden a ser mayores en las categorías más altas. En este trabajo se analiza la brecha salarial entre directivos y directivas del sector financiero. Dado que la teoría económica dicta que el salario es el valor del producto marginal, cabe preguntarse si existen diferencias de rendimiento entre hombres y mujeres. Además, la respuesta a esta pregunta da pistas sobre el efecto de las cuotas de género obligatorias, las cuales están a la espera de su aprobación en el parlamento español.

Para responder a esta cuestión se plantea la estimación de una función de distancia, utilizando la metodología de fronteras estocásticas. Esta función es especialmente relevante para los objetivos de este estudio, pues permite modelizar tecnologías multioutput como es el caso del sector bancario. Encontramos que la proporción de directivas no influye en la eficiencia de los bancos, ya que no se han encontrado diferencias significativas entre ambos sexos. Por ello, concluimos que, aunque el sector financiero está lejos de cumplir la paridad exigida para el futuro, no hay indicios de que su aplicación vaya a tener repercusión en la eficiencia técnica.

## Abstract

Despite important advances in equality, there are still wage differences between men and women, which tend to be higher in the higher categories. In this paper we analyze the wage gap between managers and female managers in the financial sector. Given that economic theory dictates that wages reflect the value of marginal product, it is worth asking whether there are performance differences between men and women. Additionally, the answer to this question provides clues about the impact of mandatory gender quotas, which are awaiting approval in the Spanish parliament.

To answer this question, the estimation of a distance function is proposed, using the stochastic frontiers methodology. This function is especially relevant for the objectives of this study, since it allows modeling multioutput technologies such as the banking sector. We find that the proportion of female executives does not influence banks' efficiency, since no significant differences have been found between both sexes. Therefore, we conclude that, although the financial sector is far from meeting the required gender parity for the future, there are no indications that its implementation will have repercussions on technical efficiency.

## 1. Introducción

En prácticamente todos los países del mundo, las mujeres tienden a percibir salarios inferiores a los de los hombres. Incluso en los países que más han progresado en términos de igualdad de género, se observan diferencias salariales significativas, como es el caso de Noruega (Bertrand et al., 2019).

En España, según los datos de la Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial del INE (2002,2018), la brecha salarial media se ha reducido las dos últimas décadas, pasando de más de un 25 % en 2002 a un 13,5 % en 2018, situándose 6 puntos porcentuales por debajo de la media de la zona euro. La brecha salarial ajustada (media), que controla por las características de los trabajadores, del puesto de trabajo y de la empresa, está en torno al 13.3 % (Anghel y Conde-Ruiz, 2023). Esta desigualdad no solo es persistente, sino que parece haber aumentado en el periodo 2014-2018.

Las causas de las desigualdades de género, así como las posibles medidas para reducirlas, han sido ampliamente analizadas. En la literatura económica, existen fundamentalmente dos formas de explicar la existencia de la brecha salarial. Las teorías del lado de la oferta postulan que las diferencias entre hombres y mujeres en la acumulación de capital humano, como educación y experiencia, son la causa de las diferencias salariales. Por otro lado, las teorías de la discriminación, consideran que el origen de la brecha salarial está en el lado de la demanda, bien debido a los gustos discriminatorios del empresario hacia las mujeres (Becker, 1957) o a que a la hora de contratar, el empresario dispone de información imperfecta sobre la productividad de los trabajadores (Phelps, 1972 ; Aigner y Cain, 1977). Más recientemente, se ha reconocido la posibilidad de que hombres y mujeres difieran en sus preferencias y atributos psicológicos, como la aversión al riesgo o a la competición, que hace que algunas ocupaciones sean más atractivas para los hombres y otras para las mujeres (Bertrand et al., 2010).

A la hora de analizar la brecha salarial, tradicionalmente se han estimado ecuaciones salariales separadas para hombres y mujeres. La diferencia salarial media, se descompone dos partes: una parte explicada por diferencias en las características productivas de los trabajadores y otra parte no explicada, que suele atribuirse a la discriminación (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973).

Sin embargo, estudiar las brecha salarial en la media tiene limitaciones, pues implica suponer que las diferencias se mantienen constantes a lo largo de la distribución salarial. El método de la regresión cuantílica (Bassett y Koenker, 1978) permite analizar la brecha salarial en los distintos deciles de renta. Los investigadores que utilizan este modelo concluyen que la brecha salarial tiende a ser mayor en los puestos mejor remunerados (Collischon, 2019), donde además las mujeres están infrarrepresentadas. En este sentido, se ha argumentado que existen barreras que impiden el ascenso profesional de las mujeres, como la conciliación laboral (Bertrand, 2018), la maternidad (Glauber, 2018) o la discriminación estadística<sup>1</sup> (Lazear y Rosen, 1990). Esto se conoce como el techo de cristal.

Algunos autores atribuyen la menor presencia femenina en los puestos de dirección a diferencias en los atributos psicológicos. Muchas ocupaciones de “alto nivel” se asocian con una mayor volatilidad en los ingresos y suelen tener lugar en ambientes altamente competitivos. Si las mujeres son más aversas al riesgo (Borghans et al., 2009) o a la competencia (Niederle y Vesterlund, 2007), estas características harían que los hombres se inclinaren más por la posición de directivo.

Pese a que lo anterior puede ser cierto para la media de la población, podría ser incorrecto generalizar. El estudio de Adams y Funk (2012) resalta que los directivos no se corresponden con el perfil típico de su género, por lo que estaríamos cometiendo un error al suponer que los directores asumirán más riesgos que sus compañeras. La elección de un sector de actividad no es aleatoria, porque cada rama cuenta con sus propios requerimientos intrínsecos, por lo que no es una decisión independiente de las cualidades personales. Dado que el trabajo de dirección suele ser una tarea fuertemente competitiva, podemos esperar que estos puestos estén ocupados mayoritariamente por aquellos individuos menos aversos al riesgo dentro de cada género (como sugieren Sapienza et al., 2009). De hecho, trabajos más recientes, como el de Adams y Raganathan (2015) concluyen que no existe una relación entre la composición del consejo de administración y los índices de riesgo de las inversiones, es decir, no parece que haya diferencias de comportamiento entre directivos y directivas. Si las diferencias psicológicas promedio fuesen la causa del techo de cristal, estas deberían ser muy considerables.

Con el fin de reducir estas disparidades de género, el gobierno de España ha propuesto una política de cuotas de género obligatorias en los puestos de dirección. En este contexto, es conveniente saber si esta medida puede tener efectos en el desempeño de los bancos. Si existen diferencias de productividad entre los géneros, la medida repercutirá en la producción de outputs bancarios, ya que altera la distribución de la fuerza de trabajo. Si las directivas son menos productivas que los directivos, la medida sería ineficiente, porque aumentaría artificialmente la proporción de trabajadores menos productivos. En la situación contraria (es decir, las mujeres son más productivas), la medida sería eficiente, pues mejoraría el ratio de trabajadores más productivos. Por último, la medida será irrelevante para la eficiencia si no hay diferencias de productividad.

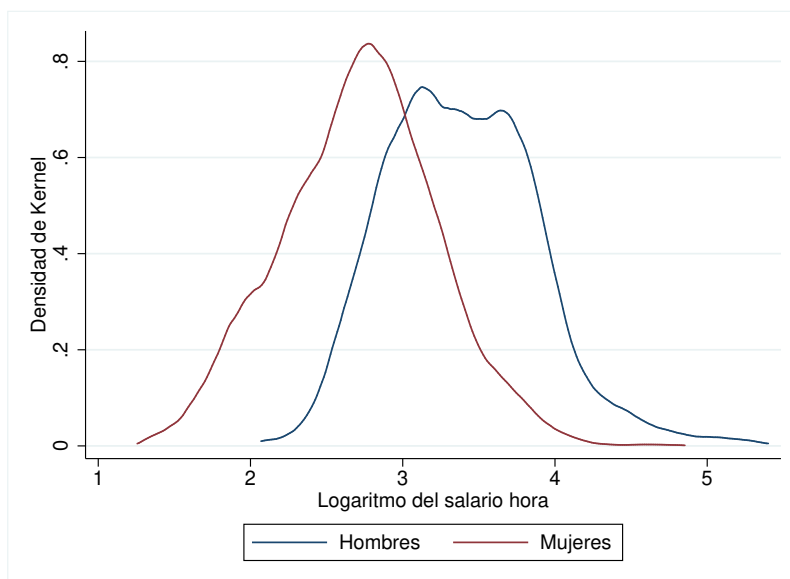
El objetivo de este trabajo es, por tanto, analizar si existen diferencias de productividad entre los directivos y las directivas del sector bancario español.

La Figura 1 nos da una imagen de cómo se distribuyen los salarios por hora para hombres y mujeres en el sector bancario español. Se puede ver que la distribución salarial de las mujeres es más apuntada, y que el salario modal es menor, lo que sugiere que hay diferencias en el promedio, como confirman las cifras presentadas en el Cuadro 1.

---

<sup>1</sup>Discriminación estadística es formar expectativas sobre un individuo en base a las características medias de su grupo. Así, los empresarios esperan que las mujeres sean más propensas a interrumpir su carrera, y deciden no ascenderlas (Lazear y Rosen, 1990).

Figura 1: Distribución salarial de los directivos del sector financiero (2018)



**Fuente:** Elaboración propia con los microdatos de la Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial del Instituto Nacional de Estadística (2018). Los datos se refieren a la categoría “Directores y gerentes” del sector “Finanzas”.

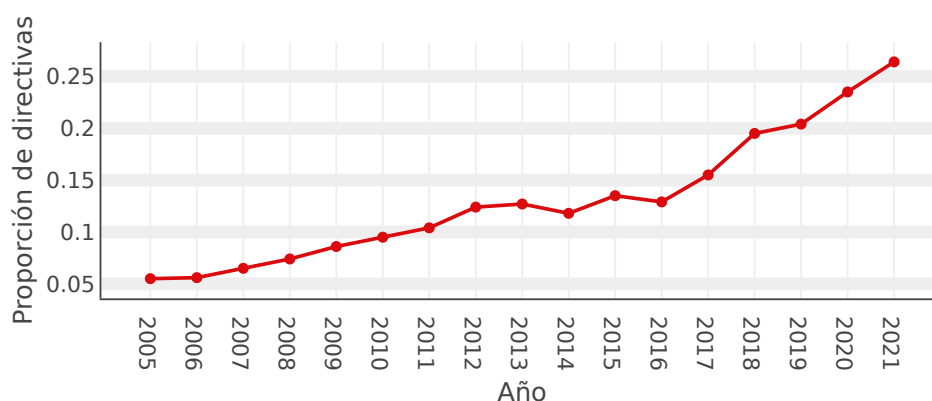
Cuadro 1: Brecha salarial en el salario por hora en los puestos de dirección del sector financiero (2010-2018)

Año	Diferencia	Estadístico t	G.I
2010	15 %	5.39	1341
2014	16.1 %	7.24	1595
2018	15.14 %	6.89	1843

**Fuente:** Elaboración propia con los datos de la Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial (INE) para los años (2018), (2014) y (2010)

El Cuadro 1 indica que existen diferencias significativas entre el salario medio de los directores y el de las directoras. Además, estas diferencias son persistentes en el tiempo y mayores que la brecha media (que se sitúa en un 13.3 % según Anghel y Conde-Ruiz (2023)), lo cual sugiere que puede existir un techo de cristal en España. Además, al contrario de lo que ocurre con la brecha salarial media para el conjunto de la población, no se aprecia una tendencia a la baja en los últimos 8 años.

Figura 2: Proporción de mujeres en los puestos de dirección del sector bancario (2005-2021)



**Fuente:** Elaboración propia con datos de Asociación Española de Banca (2021).

Además, las mujeres están infrarrepresentadas en los altos cargos de las empresas en el sector bancario. Esto queda patente en la Figura 2, donde vemos como ha ido evolucionando el porcentaje medio de mujeres en los puestos directivos (consejo de administración y dirección general) en dicho sector. Pese a que se aprecia una tendencia ascendente desde 2005, la cifra de 2021 (26.4%) está todavía por debajo de unos niveles equilibrados entre los dos géneros. Como apuntan Conde-Ruiz et al. (2018), alcanzar la paridad en los puestos de decisión es importante, ya que las mujeres tienen un nivel educativo similar (incluso superior) al de los hombres de su generación, y representan el talento de la mitad de la población. Por tanto, no hay razones lógicas para dificultar su acceso a los órganos directivos.

En resumen, el análisis descriptivo de las diferencias salariales por género parece indicar que dichas diferencias existen. Dado que la teoría económica dicta que el salario debe corresponderse con el valor del producto marginal, cabe preguntarse si existen diferencias de productividad entre hombres y mujeres, lo que centra el objetivo de este estudio.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: la Sección 2 repasa las medidas más recientes en materia de igualdad de género, la Sección 3 revisa la literatura teórica y empírica sobre la presencia de mujeres en los órganos directivos. Posteriormente, en la Sección 4 se describe el sector bancario español y la medición de sus outputs. Los Apartados 5 y 6 presentan la metodología (función de distancia orientada al input) y los datos utilizados, en último lugar, las secciones 7 y 8 están dedicadas a los resultados y a las conclusiones respectivamente.

## 2. Medidas para la igualdad entre hombres y mujeres

El principio de igualdad jurídica entre hombres y mujeres está sólidamente respaldado por la legalidad vigente, existiendo varias normas internacionales, europeas y nacionales que velan por su cumplimiento. Algunos ejemplos son La Declaración Universal de los Derechos Humanos de 1948, la Directiva 2004/113/CE y la propia Constitución española de 1978.

Con el objetivo de reducir las desigualdades de género, las autoridades públicas han tratado de promover la inclusión de mujeres en los puestos de toma de decisión por medio de planes o leyes. En concreto, las más relevantes para el sector bancario son dos: la Ley de Igualdad de 2007 y el Código de Buen Gobierno de la CNMV de 2015, aunque también cabe destacar el Anteproyecto de Ley de Representación Paritaria, aprobado en el Consejo de Ministros en mayo de 2023.

### 2.1. La Ley de Igualdad de 2007

El objetivo de la Ley Orgánica 3/2007 del Gobierno de España es lograr la plena igualdad de trato entre hombres y mujeres en el plano civil, económico, político y social. En la exposición de motivos, la ley señala que el mero reconocimiento de igualdad ante la ley no elimina problemas

como la discriminación laboral, la violencia de género o los techos de cristal, siendo necesaria una regulación más amplia que incorpore el principio de transversalidad.<sup>2</sup>

La Ley de Igualdad contiene medidas destinadas a la equidad de género en casi todos los ámbitos de la sociedad (deportes, comunicación, urbanismo...etc.). Algunos ejemplos son la mejora de los permisos de maternidad, la obligación de elaborar planes de igualdad o el principio de evitar estereotipos en televisión. Aun así, lo más novedoso fue la introducción de políticas de discriminación positiva: la norma recomendaba una cuota del 40% de mujeres en los consejos de administración de las grandes empresas, sin que hubiese ninguna penalización por incumplir (*soft law quota*). Investigadores como Conde-Ruiz et al. (2018) han cuestionado la efectividad de las cuotas voluntarias, dado que las empresas no han hecho suficientes esfuerzos para llegar al 40% de directivas, como queda patente analizando el Gráfico 2 para el caso concreto del sector bancario español.

## 2.2. El Código de Buen Gobierno de la CNMV

La Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) es la autoridad encargada de supervisar los mercados financieros en España. Su labor principal es garantizar que las empresas faciliten la información necesaria a los inversores. En 2006, se elaboró el Código de Buen Gobierno, que consistía en una serie de sugerencias para que las empresas cotizadas alcanzasen la máxima competitividad, así como un buen funcionamiento de los órganos directivos. Algunas de las recomendaciones del Código se han acabado trasladando a normas legales.

No obstante, algunas leyes posteriores a 2006 afectaban a las recomendaciones del antiguo código, por lo que la CNMV se vio obligada a modificar las pautas en 2015, dando lugar al Código de Buen Gobierno más reciente (CNMV, 2015), que tiene dos grandes diferencias con respecto al anterior:

- Formato: el documento enumera una serie de principios (relativos al consejo, la junta o aspectos generales de las entidades financieras) y liga varias recomendaciones concretas a cada uno.
- Contenido: este Código incorpora sugerencias relacionadas con la responsabilidad social corporativa y la paridad de género en el consejo de administración. Las recomendaciones concretas en esta materia son:
  1. Que la proporción de consejeras llegue al 30% en 2020.
  2. Que este porcentaje alcance el 40% en 2022.

Al igual que con la Ley de Igualdad, se trata de recomendaciones voluntarias. El Código de Buen Gobierno se rige por el principio de “cumplir o explicar”, esto significa que las empresas pueden elegir nombrar a menos consejeras siempre que expliquen el porqué, no hay ninguna sanción en caso de incumplimiento.

## 2.3. La Ley de Representación Paritaria

En mayo de 2023 se aprobó el Anteproyecto de Ley de Representación Paritaria de Mujeres y Hombres en Órganos de Decisión para su remisión al congreso. Su objetivo es asegurar el principio de “representación equilibrada” en las grandes empresas y en la administración.

En vista de que las *soft law quotas* no han resultado ser eficaces para lograr la paridad de género en los órganos directivos de las empresas, la nueva ley presenta medidas más fuertes, imponiendo una representación mínima del 40% de cada género en los consejos y en la dirección general. Las sociedades que no cumplan con este porcentaje deben adecuar sus procesos de selección hasta conseguirlo.

Esta norma afecta (entre otros) a las sociedades anónimas cotizadas y a las grandes empresas no cotizadas. Las primeras están obligadas, además, a elaborar un informe anual sobre la representación de las mujeres en el consejo de administración. Dicho informe deberá ser enviado a la CNMV, que publicará una lista con las empresas que hayan alcanzado la paridad exigida.

---

<sup>2</sup>Esto significa que los Estados deben procurar que la igualdad de género sea parte de todas sus decisiones, en lugar de tratarla como un tema aislado.



El plazo de aplicación no sería el mismo para todas las empresas. Aquellas que coticen en el IBEX35 deberán cumplir la cuota a partir de julio de 2024, las que tengan una capitalización bursátil superior a 500 millones de euros tendrán hasta junio de 2025, mientras que el plazo para las empresas que no alcancen los 500 millones será junio de 2026. Finalmente, el plazo de las grandes empresas no cotizadas se fijaría en junio de 2028. Como vemos en el Cuadro 2, en 2021 solo el 27.5 % de los bancos cumplirían la cuota exigida por el gobierno.

Cuadro 2: Percentiles del porcentaje de directivas (2021)

Percentil	Valor
25	0.11
50	0.25
Media	0.264
72.5	0.4
75	0.44
99	0.6

**Fuente:** Elaboración propia con datos de Asociación Española de Banca (2021).

### 2.3.1. Las cuotas de género obligatorias en Europa

Las cuotas de género obligatorias ya han sido puestas en práctica en otros países europeos. El primero fue Noruega, que adoptó esta política en 2003, estableciendo una cuota del 40 % de mujeres en los consejos de las sociedades anónimas. A los dos años de aprobar esta medida, el porcentaje de mujeres consejeras no había aumentado significativamente. En respuesta, el gobierno endureció la norma, amenazando con disolver las sociedades anónimas que no tuviesen un 40 % de consejeras a 1 de enero de 2008.

Bertrand et al. (2019) estudian si esta medida fue positiva en materia de igualdad de género. En concreto, analizan su impacto en la composición de los consejos de administración, en la movilidad dentro de las empresas, en la conciliación laboral y en las expectativas de las jóvenes noruegas.

En primer lugar, las autoras destacan que el capital humano de las consejeras aumentó notablemente después de la reforma, contribuyendo a reducir la brecha educativa entre consejeros y consejeras. Esto repercutió en las diferencias salariales, que también se redujeron dentro del consejo. Sin embargo, encontraron escasa evidencia de que la política beneficiase indirectamente al resto de mujeres de la empresa. El porcentaje de mujeres en los puestos de más remuneración no se vio afectado por las cuotas, y tampoco había indicios de una política de conciliación laboral más flexible. Además, solo el 10 % de las alumnas de la *Norwegian School of Economics* manifestaron sentirse más motivadas a escoger una carrera de esta rama.

Desde entonces, otros gobiernos han implementado también cuotas de género obligatorias en los consejos de administración:

- Islandia fijó el 40 % de consejeras en 2013.
- Italia aprobó una cuota del 33 % en 2015.
- Alemania estableció una cuota obligatoria del 30 % en 2016.
- Francia aprobó un porcentaje mínimo de 40 % de mujeres en 2017.
- Bélgica tiene una cuota del 33 % desde 2018.

Flabbi et al. (2019) argumentan que las mujeres directivas italianas benefician a las mujeres en la parte alta de la distribución salarial y perjudican a las de la parte baja, porque hacen que su retribución sea más sensible a la productividad. Según su análisis, este efecto es coherente con un modelo de discriminación estadística, donde los empresarios interpretarían mejor las señales de productividad de los trabajadores de su mismo género. Este resultado sugiere que el problema del techo de cristal puede deberse a información incompleta en los mercados de trabajo. De todas formas, todavía no está claro cómo afectan las cuotas obligatorias a la brecha salarial o a los techos de cristal, ya que los meta análisis se suelen centrar en el efecto de las cuotas sobre las finanzas de la empresa, no sobre la igualdad de género o la conciliación laboral (Yu y Madison, 2021).

### 3. La diversidad de género en la dirección y los resultados de la empresa

La relación entre la proporción de directivas y los resultados de la empresa ha sido estudiada desde el punto de vista teórico y empírico. En esta sección, repasamos algunas de las teorías sobre cómo puede afectar la diversidad al funcionamiento del consejo de administración, así como la evidencia empírica.

#### 3.1. Perspectivas teóricas

##### 3.1.1. Dependencia de los recursos (RDT)

La tesis fundamental de Pfeffer y Salancik (2003) es que el consejo de administración actúa como un proveedor de recursos que mejora el rendimiento de la empresa. En concreto, los inputs que proporciona son:

- Vinculación con otras organizaciones: el consejo de administración crea canales de comunicación con las empresas del entorno, de esta forma se consigue información relevante para la compañía o mejor acceso a recursos, como el capital.
- Capital del consejo (*board capital*): incluye cualquier factor que mejore la toma de decisiones, un ejemplo sería la experiencia.

Hillman et al. (2000) amplían este marco, sugiriendo que diferentes directivos conceden diferentes beneficios, de ahí se deduce que la diversidad podría ser algo bueno. Un equipo directivo heterogéneo posee una combinación de puntos de vista única, y teniendo en cuenta que las mujeres cuentan con la mitad de las reservas de capital humano, sería un error no avanzar en materia de paridad.

##### 3.1.2. Capital humano

Aunque se deriva de la obra seminal de Becker (1964), la revisión más completa de este enfoque es la de Terjesen et al. (2009). Los autores apuntan que los colectivos minoritarios tienen una formación muy singular, que puede ser positiva o negativa dependiendo del contexto, ya que el mismo capital no es igual de útil en todas las situaciones. En cierto modo, es una visión compatible con la RDT, porque reconoce que la diversidad tiene implicaciones en el consejo, pero no supone que sean necesariamente buenas. La teoría del capital humano no predice directamente cuál será el efecto de incluir a más mujeres en los consejos de administración o en los comités de dirección.

##### 3.1.3. Teoría de la agencia

El consejo de administración examina si los altos cargos (*managers*) crean valor para la empresa, y cumple la labor de evaluarlos. La principal función de este órgano sería, por tanto, reducir costes de agencia para los accionistas (Jensen y Meckling, 1976). Desde esta perspectiva, Carter et al. (2003) argumentan que la independencia del consejo es clave para una buena supervisión, y que si hay más mujeres esta cualidad se verá reforzada. Esto es así porque habría más miembros “externos” no provenientes de los entornos tradicionales.

En contraposición, otros autores destacan que la independencia del consejo no es lo que más potencia la supervisión. Jensen (1993) alega que el esquema de propiedad es mucho más relevante, ya que el hecho de que los consejeros tengan acciones funciona como un incentivo más fuerte que la independencia. Nuevamente, la teoría de la agencia no da un argumento claro sobre el resultado de aumentar el porcentaje de directivas.

##### 3.1.4. Psicología social

Dentro de la psicología social, hay tres tipos de argumentos sobre el impacto de la diversidad en los órganos directivos de la empresa:

- La diversidad de género es positiva: autores como Kim et al. (2009) defienden que los consejos (o comités de dirección) con más porcentaje de mujeres favorecen la creatividad.

- La diversidad de género es negativa: según Williams y O'Reilly (1998) o Kochan et al. (2003) los consejos heterogéneos serían más proclives a generar conflictos, haciendo las reuniones más ineficientes.
- La diversidad de género no es relevante: este es el punto de, por ejemplo, Westphal y Milton (2000). Se muestran pesimistas sobre la capacidad de los grupos minoritarios para influir en las decisiones, porque aquellos con el estatus de mayoría ejercen un control desproporcionado sobre los grupos.

## 3.2. Evidencia empírica

Carter et al. (2010) realizan una revisión de la literatura empírica que analiza la relación entre la proporción de directivas y los resultados de la empresa. Mientras que algunos de estos trabajos encuentran una relación positiva, otros concluyen que esta relación es negativa, y un tercer grupo no detecta correlación alguna. Así, siguiendo a Carter et al. (2010), realizamos una revisión de la literatura clasificándola en tres grandes epígrafes.

1. La diversidad como algo positivo
2. La diversidad como algo negativo
3. Indiferencia a la diversidad

### 3.2.1. La diversidad como algo positivo

Una de las primeras evidencias de la diversidad de género como un factor positivo está en Nguyen y Faff (2007). El estudio toma una muestra de 500 empresas australianas en los años 2000 y 2001, tratando de averiguar si la proporción de mujeres directivas influye en la Q de Tobin de la compañía, que es el ratio entre el valor de mercado de los activos y su valor intrínseco. Se entiende que unos directivos más eficientes aumentarán la Q de Tobin porque generan valor.

Para aproximar el valor del cociente Q, la opción elegida por Nguyen y Faff (2007) es:

$$Q = \frac{\text{Valor de mercado del pasivo} + \text{Valor de mercado del patrimonio neto}}{\text{Valor de mercado de los activos}} \quad (3.1)$$

Pese a que se cuenta con datos para más de un año, la regresión estimada no es un panel, toma la siguiente forma:

$$Q_i = \lambda_0 + \lambda_1 W_i + \sum \lambda_k Y_{ki} + \varepsilon_i \quad (3.2)$$

Siendo  $W_i$  el porcentaje de mujeres en el consejo de administración y  $Y_k$  un vector de controles (incluyendo el tamaño del consejo, una *dummy* si el presidente (*chairman*) tiene responsabilidades ejecutivas en la empresa, el porcentaje de consejeros independientes y el gasto en activos fijos). Sus resultados indican que el parámetro  $\lambda_1$  es estadísticamente significativo y mayor que cero, concluyendo que la paridad de género contribuye a generar valor en el mercado.

En un estudio similar, Campbell y Mínguez-Vera (2008) recogen datos de 68 compañías de la bolsa de Madrid desde enero de 1995 hasta diciembre del año 2000. Su idea básica es que, si las mujeres son más productivas, su inclusión en el consejo modificaría al alza las expectativas de los inversores, aumentando el precio de las acciones. En su artículo estiman un panel de efectos fijos del tipo :

$$Q_{it} = \alpha_i + \beta_0 + \eta_t + \sum \beta_j CV_{jit} + \delta W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

Donde la variable dependiente  $Q_{it}$  es otra *proxy* de la Q de Tobin:

$$Q_{it} = \frac{(\text{capitalización bursátil}) + (\text{valor de la deuda})}{\text{Total activos}}$$

Donde  $\alpha_i$  y  $\eta_t$  son efectos individuales y temporales respectivamente; el sumatorio  $CV$  recoge las variables de control (que son apalancamiento, tamaño de la empresa y rentabilidad sobre los activos), y por último, la variable  $W_{it}$  es el porcentaje de mujeres en el consejo de administración. Los resultados muestran que el parámetro  $\delta$  es significativo y positivo, indicio de que la

representación femenina en los órganos de dirección puede acarrear beneficios económicos para las empresas.

Terjesen et al. (2016) realizan un análisis de corte transversal con una muestra de 3876 empresas públicas distribuidas a lo largo de 47 países. Su variable dependiente es la Q de Tobin en el año 2010, y la explican en función del porcentaje de consejeras. La lista de variables de control es mayor que en Campbell y Mínguez-Vera (2008), ya que esta vez incluye *dummies* sectoriales, número de reuniones y número de trabajadores, entre otras<sup>3</sup>. Sus conclusiones son las mismas: un consejo con más mujeres afecta de forma positiva a la compañía, presumiblemente por diferencias en el rendimiento o por algún tipo de complementariedad.

Más recientemente, Zhang (2020) matiza la relación positiva. El autor señala que la mayoría de la evidencia sobre género y rendimiento se restringe a un determinado sector o país, haciendo imposible las conclusiones universales. Para romper esta limitación, construye una muestra longitudinal considerable (1086 empresas de 24 sectores repartidas en 35 países) y especifica varios paneles. Su variable dependiente es la Q de Tobin, y su objetivo es captar la heterogeneidad cultural.

La principal conclusión de Zhang (2020) es que el efecto de la diversidad está muy guiado por la “aceptación institucional”.<sup>4</sup> Es decir, el efecto del porcentaje de consejeras depende positivamente de su aceptación cultural, de modo que los países concienciados con la paridad de género tendrán beneficios si incluyen más mujeres en los consejos, pero no será así en entornos menos comprometidos con la igualdad entre hombres y mujeres.

### 3.2.2. La diversidad como algo negativo

Investigadores como Adams y Ferreira (2009) cuestionan la idea de que la diversidad de género esté relacionada con una mayor creación de valor. No consideran que haya evidencia suficientemente robusta para hacer tales afirmaciones, porque la fracción de consejeras presenta fuertes problemas de causalidad inversa.

Utilizando datos de las 500 empresas del Índice Standard & Poor’s (S&P)<sup>5</sup> durante el periodo 1996-2003, especifican una regresión que explique la Q de Tobin incluyendo la diversidad de género en la directiva como regresor. Para minimizar sesgos, instrumentan dicha variable con la proporción de directores hombres que forman parte de otros consejos en los que hay mujeres (y retardan el instrumento). Controlan, además, por el tamaño del consejo, y añaden efectos individuales y *dummies* de sector. Su modelo de efectos fijos sugiere que hay una asociación negativa y significativa entre la proporción de consejeras y la ejecución de este órgano.

Los países que han aprobado cuotas de género en los consejos de administración pueden servir como muestra en el debate de diversidad y rendimiento. Matsa y Miller (2013) analizan el caso de Noruega, que aprobó una cuota obligatoria del 40% en el año 2003. Con el método de diferencias en diferencias, los autores construyen un panel en el que comparan a las empresas que se vieron afectadas por la política con las que no (la cuota no era obligatoria para todas las formas jurídicas). Sus resultados indican que dicha cuota había tenido un efecto negativo sobre los beneficios.

### 3.2.3. Indiferencia a la diversidad

Hay una corriente en la literatura que no encuentra diferencias de rendimiento en función de la diversidad de género del consejo. La proporción de consejeras no parece tener capacidad explicativa sobre los resultados de la empresa, luego se entiende que hombres y mujeres tienen la misma productividad.

Marinova et al. (2016) utilizan una muestra de corte transversal (186 empresas danesas y alemanas) y estiman un sistema de ecuaciones en vez de una sola regresión:

$$\begin{cases} \text{Rendimiento} = \alpha + \alpha \text{Diversidad} + \sum \alpha x + \varepsilon \\ \text{Diversidad} = \beta_0 + \beta_1 \text{Rendimiento} + \sum \beta z + v \end{cases} \quad (3.4)$$

Donde “Rendimiento” sería la Q de Tobin o el rendimiento de los activos y “Diversidad” mide la proporción de consejeras, siendo  $x$  y  $z$  vectores de variables de control. El estudio no encuentra

<sup>3</sup>Más controles son: tamaño del consejo, *dummie* para las empresas que reparten dividendos, ratio deuda-activos, proporción de la compañía en manos de la administración.

<sup>4</sup>Zhang, 2020 la mide con el porcentaje de empresas que han anunciado públicamente un plan de igualdad de género.

<sup>5</sup>El S&P 500 es un índice que muestra la capitalización de las 500 compañías más importantes de Estados Unidos. Incluye 400 empresas industriales, 20 del sector transporte, 40 de los servicios y 40 financieras.

evidencia de que una mayor presencia de mujeres en el consejo de administración tenga recompensas económicas, en consecuencia, no existirían diferencias de productividad entre hombres y mujeres.

Otros estudios valoran la posibilidad de que la diversidad no afecte por igual a todos los roles. En otras palabras, aumentar el porcentaje de mujeres dentro de los consejeros ejecutivos no tiene por qué tener el mismo impacto que hacerlo dentro de los consejeros no ejecutivos. Fernández-Temprano y Tejerina-Gaite (2020) toman datos de 87 empresas españolas durante 10 años (2005-2015) y dividen a los consejeros en ejecutivos y no ejecutivos. El propósito es evaluar el impacto de la diversidad de género en cada grupo sobre la Q de Tobin. Por lo tanto, estiman dos regresiones del tipo<sup>6</sup>:

$$\text{Rendimiento}_{it} = \beta_0 + \gamma \text{diversidad}_{it} + \sum_{j=1}^J \psi_j C_{jit} + \epsilon_{it} \quad (3.5)$$

Donde *Rendimiento* es la Q de Tobin, *diversidad* es el porcentaje de consejeros varones y el sumatorio  $\sum_{j=1}^J \psi_j C_{jit}$  recoge las J variables de control  $C_j$ <sup>7</sup> con su respectivo parámetro  $\psi_j$ . Por último,  $\epsilon_{it}$  es el error compuesto, pues se trata de regresiones de efectos aleatorios. Los resultados no arrojan ninguna evidencia de que la diversidad de género afecte al valor de la empresa.

En último lugar, algunos meta estudios advierten que no se puede concluir que haya relación entre el desempeño de la empresa y la proporción de directivas. A menudo, los supuestos efectos de esta variable esconden variables omitidas, como la edad o la formación, sin que la mayor presencia femenina tenga relevancia por sí misma (Pletzer et al., 2015).

## 4. El sector bancario en España

En el presente epígrafe se explican brevemente los rasgos básicos del sector bancario español, históricamente formado por bancos, cajas de ahorro y cooperativas de crédito. Posteriormente, se incluyen algunas consideraciones teóricas sobre cuáles son los outputs que se producen en dicho sector.

### 4.1. Rasgos básicos

#### 4.1.1. Tamaño

El tamaño relativo del sector bancario español es muy considerable. En 2017, los activos totales de las entidades suponían casi un 300 % del PIB, situando a la banca española como la cuarta más grande de la Eurozona (Delgado et al., 2019). Los bancos mantienen su tamaño pese al auge de los servicios no financieros, ya que los créditos siguen siendo la principal vía de financiación de las familias y las PYMES (Maudos, 2019).

#### 4.1.2. Desregulación y competencia

Delgado et al. (2019) explican que la competencia del sector ha aumentado de forma clara desde los años ochenta. La integración europea, la desregulación de los tipos de interés y la digitalización han internacionalizado los mercados financieros, restando poder a las entidades nacionales y forzándolas a competir en un entorno más globalizado. La mayor competencia provocó una drástica reducción de los márgenes de intermediación (diferencia entre los productos y los costes financieros) en el periodo 1986-2008, pasando de un 4 % a un 1,6 %. (Banco Central Europeo, 2017)

#### 4.1.3. Concentración

Una de las grandes consecuencias de la crisis de 2008 fue la reducción del censo de entidades bancarias. Las múltiples quiebras, junto con la desaparición de las cajas de ahorros, dieron lugar a un intenso proceso de concentración. En 2008 las cinco mayores entidades acaparaban el 42 % del mercado en términos de activos, pero esta cuota ascendió hasta el 61,8 % ocho años después (Cruz-García et al., 2018).

<sup>6</sup>La regresión del artículo original también incluye variables sobre la diversidad educativa.

<sup>7</sup>Estas son: porcentaje de miembros independientes en el consejo, número de reuniones del consejo, porcentaje de propiedad de la empresa en manos de los miembros del consejo, tamaño de la empresa y apalancamiento financiero.

## 4.2. La medición de los outputs en el sector bancario

Los bancos son agentes de intermediación financiera, que canalizan el ahorro para ofrecer servicios a sus clientes. No hay un consenso sobre cuáles son los outputs que producen estas empresas, existiendo varias posturas en la literatura:

- Enfoque de producción: Esta visión fue introducida por Benston (1965), y considera que los outputs son todos los servicios financieros ofrecidos por el banco (principalmente créditos y depósitos). Los inputs serían variables como los trabajadores, el capital o la información.
- Enfoque de intermediación: Como sugiere su nombre, la tarea de los bancos bajo este enfoque es prestar servicios de intermediación. Existen subdivisiones de esta perspectiva<sup>8</sup> que se diferencian por la forma de tratar a los depósitos:
  - *Assets approach*: a grandes rasgos, los activos son los outputs y los inputs figuran en la cuenta de pasivo. Consecuentemente, los créditos serían un output y los depósitos un input.
  - *User cost approach*: para considerar un producto input o output hay que ver su contribución a los ingresos del banco: si su coste supera su rendimiento es un input, si sucede lo contrario es un output (Hancock, 1985). La conclusión es que los depósitos no son necesariamente un output o un input.
  - *Value-added approach*: los depósitos son incluidos como outputs porque generan gran parte del valor añadido de los bancos (estudios como el de Berger et al. (1987) aplican este enfoque). También podríamos incluir en esta subdivisión la tesis de Kolari y Zardkoohi (1987), que concibe los depósitos como una especie de output de la primera etapa de producción. Los bancos serían una estructura de diversificación vertical en la que primero se “fabrican” los recursos (captarlos es una tarea productiva) y luego se prestan. Los autores también argumentan que el banco no tiene los derechos legales de propiedad sobre los depósitos (los consumidores pueden retirarlos con ciertos límites), luego estos no pueden ser un simple recurso como la madera o el metal.

Teniendo en cuenta estos argumentos, y, al igual que otros trabajos como Das y Kumbhakar (2012), que analizan la eficiencia de los bancos por con una función de distancia orientada al input mediante un análisis de frontera estocástica, en este trabajo consideramos adecuado modelizar los depósitos como un output en la actividad bancaria.

## 5. Metodología

Con el objetivo de comprobar si la proporción de consejeras influye de alguna manera en el sector bancario y su proceso productivo, es preciso estimar la tecnología de producción de la banca española en el periodo considerado. Con este fin, se propone un análisis de fronteras. Este análisis se deriva de la teoría microeconómica (función de producción, de costes o de beneficios) que, por definición, analiza funciones que representan el mejor rendimiento o resultado posible (por ejemplo, producir más, o a menor coste, dada la tecnología).

### 5.1. Múltiples outputs

Hemos visto que los bancos son entidades que producen múltiples outputs. Siguiendo a Das y Kumbhakar (2012), supondremos que estos outputs son créditos y depósitos. Esto significa que se debe estimar una frontera que permita caracterizar una tecnología multi output. Existen principalmente 4 alternativas:

- Estimar una función dual de costes.
- Estimar varias funciones de producción.
- Agregar outputs
- Estimar una función de de distancia

A continuación se explican cada una de estas opciones en mayor detalle.

---

<sup>8</sup>Para una revisión detallada del enfoque de intermediación véase Berger y Humphrey (1992).

### 5.1.1. Función de costes

La función de costes ( $C^*(y, w)$ ) se define como el coste mínimo de producir una cantidad de output, dados los precios de los factores y la tecnología. Esto puede escribirse como:

$$C^*(y, w) = \min C(y, w) = \min \sum_{k=1}^K w_k x_k \quad (5.1)$$

s.a.  $y = f(x)$

Donde  $y$  es la producción deseada y  $w_k$  es la remuneración de los  $x_k$  inputs. Nótese que la Expresión (5.1) constituye un proceso de optimización, por lo que la función de costes no es lo mismo que la suma de los gastos asociados a los factores. Para obtener  $C^*(w, y)$  hay que minimizar dicha suma bajo la restricción que impone la tecnología ( $y = f(x)$ ). En consecuencia, la función de costes es una frontera, porque que ninguna empresa puede situarse por debajo.

La cantidad de recursos  $x_k$  que minimiza el coste es la demanda de factores (en adelante  $x_k^D$ ). Dado que esta función también depende de los precios y los salarios, solo necesitamos datos sobre estas dos variables para estimar una función de costes:

$$C^* = \sum_{k=1}^K w_k x_k^D(y, w_k) = C^*(y, w) \quad (5.2)$$

En el caso de una función de costes Cobb-Douglas<sup>9</sup> con un output y  $k$  inputs tenemos:

$$C^*(y, w) = Ay^{\beta_y} \prod_{k=1}^K w_k^{\beta_k} \quad (5.3)$$

Donde  $A$  es una constante. Tomando logaritmos en (5.3) obtenemos la función a estimar:

$$\ln C^*(y, w) = \beta_0 + \beta_y \ln y + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln w_k \quad (5.4)$$

Donde  $\beta_0 = \ln A$ . Cuando la empresa produce más de un output, se pueden añadir tantos  $\beta_y \ln y$  como sea necesario. Además, en la Ecuación (5.4) también es posible incluir otras variables relevantes para obtener información sobre su efecto en la función de costes.

Con todo, la función de costes tiene dos limitaciones. En primer lugar, los precios de los inputs son difícilmente observables. En la práctica se trabaja con datos de retribuciones totales y cantidades de factores utilizados, por lo que es común calcular las medias y operar con ellas. Esto puede sesgar los resultados si las empresas trabajan con inputs de diferente calidad.

En segundo lugar, se debe suponer que los precios de los inputs son estrictamente exógenos. En nuestro caso es un supuesto difícil de justificar, ya que los salarios de los directivos no se determinan en un mercado competitivo.

### 5.1.2. Varias funciones de producción

Otra opción consiste en estimar una función de producción para cada uno de los outputs con los factores productivos como argumentos. Suponiendo el caso de 2 outputs:

$$\begin{aligned} y_1 &= f(x_1, x_2, \dots, x_K) \\ y_2 &= f(x_1, x_2, \dots, x_K) \end{aligned} \quad (5.5)$$

---

<sup>9</sup>Cobb y Douglas (1928) fueron los primeros en utilizarla empíricamente, su expresión genérica para una función de producción es :

$$y = A \prod_{k=1}^K x_k^{\beta_k}$$

Donde  $y$  es la producción,  $A$  es una constante y  $x_k$  son los inputs. Puede demostrarse que, si la función de producción es Cobb-Douglas, también lo será la de costes. Como se verá más adelante, esta forma funcional se caracteriza (entre otras cualidades) por imponer elasticidades constantes.

Donde  $y(y = 1, 2)$  denota los productos y  $x(x = 1...k)$  los inputs. Cada función define la máxima cantidad de output que se puede producir con los recursos disponibles. Suponiendo que tuviésemos información sobre la asignación de los factores en el proceso productivo, este sistema proporcionaría estimaciones más eficientes que las de una sola función de producción (Just et al., 1983). Sin embargo, esta alternativa asume que la producción de  $y_1$  es totalmente independiente de la de  $y_2$ , algo difícil de suponer cuando existen inputs o costes comunes.

El supuesto de separabilidad puede eliminarse incluyendo los productos en las variables independientes de (5.5):

$$\begin{aligned} y_1 &= f(y_2, x_1, x_2, \dots, x_K) \\ y_2 &= f(y_1, x_1, x_2, \dots, x_K) \end{aligned} \quad (5.6)$$

Aun así, esta solución no está exenta de inconvenientes. Como señalan Orea y Álvarez (2002), los parámetros estimados caracterizan la tecnología, y estos serán diferentes en las dos funciones del Sistema (5.6). Por lo tanto, los resultados pierden robustez, porque las propiedades del proceso productivo dependen del output escogido como variable dependiente.

### 5.1.3. Agregar Outputs

Investigadores como Mundlak (1963) o Caves et al. (1982) estudiaron la posibilidad de agregar toda la producción en un única variable. De nuevo, suponiendo el caso de dos outputs:

$$y = F(y_1, y_2, x_1, x_2, \dots, x_K) \quad (5.7)$$

Aquí  $y$  es un indicador que se construye con los outputs  $y_1$  e  $y_2$ . Posteriormente, estos últimos se utilizan como variable independiente en una función de producción con los  $K$  inputs. Los inconvenientes de esta opción dependen, lógicamente, de cómo se elabore  $y$ .

Los créditos y los depósitos suelen estar en las mismas unidades, así que sería posible definir  $y$  como la suma de los dos outputs. Al hacer esto, estamos suponiendo que a la empresa le es indiferente producir un servicio u otro. Dicho supuesto puede ser especialmente inadecuado en nuestro caso, ya que no todos los productos financieros requieren la misma cantidad de recursos.

Escoger una medida de ingresos o ventas puede acarrear limitaciones más importantes. En estos casos necesitaríamos información sobre los precios de los outputs que, además, habría que considerar exógenos. Este supuesto es difícil de defender en el sector bancario, que dista de ser un mercado de competencia perfecta (entre otras razones, debido a sus niveles de concentración).

## 5.2. La función de distancia

La función de distancia fue propuesta originalmente por Shephard (1953) y permite modelizar adecuadamente la ineficiencia en contextos multi output, ya que no presenta ninguna de las limitaciones anteriores y no exige suponer que los agentes siguen un comportamiento optimizador. Podemos distinguir dos orientaciones:

- Orientación al output: se estima la frontera de posibilidades de producción. Es decir, la máxima combinación de outputs que la empresa puede alcanzar con unos recursos dados. Así, la función de distancia mediría cuánto se separa cada individuo de esta referencia, o lo que es lo mismo, el grado en el que se puede aumentar la producción sin emplear más inputs.
- Orientación al input: se estima la isocuanta eficiente, esto es, el menor uso de factores que permite producir una determinada cantidad de output. Cuanto mayor sea la distancia a la frontera, mayor será el grado de ineficiencia. El alejamiento de la isocuanta significa que una empresa puede producir lo mismo con menos recursos.

Pese a que las dos orientaciones son utilizadas en los estudios sobre banca, resulta más frecuente el enfoque de input (véase, por ejemplo, Restrepo-Tobón y Kumbhakar (2015) o Das y Kumbhakar (2016)). Puesto que nuestro objetivo (contrastar si existen diferencias de productividad entre directivos y directivas) está más relacionado con los recursos que con los outputs, en este trabajo optamos por una función de distancia orientada al input.

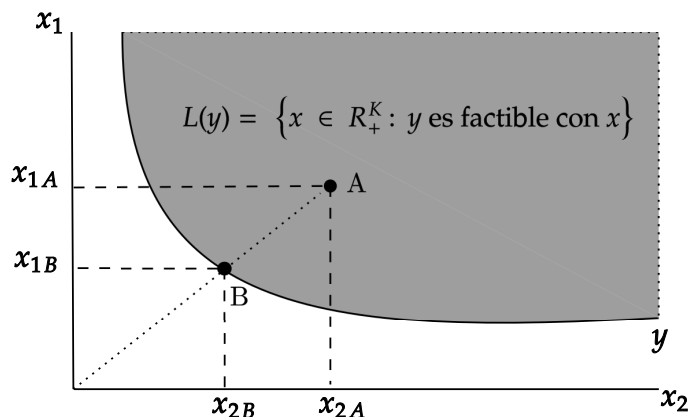


### 5.2.1. El vector de requerimiento de inputs

Un concepto ligado a la función de distancia orientada al input es el vector de requerimiento de inputs  $L(y)$ , que contiene todas las combinaciones de factores  $(x)$  con las que es posible producir el vector de outputs  $y$ :

$$L(y) = \{x \in \mathbb{R}_+^K : y \text{ es factible con } x\}$$

Figura 3: Vector de requerimiento de inputs



En la Figura 3 vemos el caso de un output  $y$  y dos inputs  $(x_1$  y  $x_2)$ .  $L(y)$  se representa con el área sombreada. La línea negra es la isocuanta eficiente, ya que  $y$  no es factible con dotaciones inferiores de factores. Así pues, todos los puntos a la derecha de la frontera son ineficientes, porque sería posible producir la cantidad de output  $y$  con menos inputs.

### 5.2.2. Orientación al input

La función de distancia orientada al input se define como el máximo escalar por el que se puede dividir el vector de inputs sin disminuir la producción. Esta función es decreciente en outputs, no decreciente en inputs y homogénea de grado 1 en los factores productivos (Cornes, 1992).

$$D_I(x, y) = \max \left\{ \lambda : \left( \frac{x}{\lambda} \right) \in L(y) \right\} \quad (5.8)$$

Donde  $\lambda$  es mayor o igual a la unidad. Una empresa eficiente no puede alcanzar el nivel de output  $y$  con menos recursos, luego su función  $D_I$  valdrá 1. Cuando la empresa no opere en la isocuanta,  $D_I$  superará la unidad.

Volviendo a la Figura 3, calculamos la función de distancia de una empresa ineficiente (A) como el cociente entre los recursos que emplea en A y los que emplearía en B (punto donde la empresa es eficiente). Así, por ejemplo, si obtuviésemos un valor de  $D_{IA} = \frac{x_A}{x_B} = 2$ , diríamos que la empresa A utiliza el doble de los inputs necesarios para producir  $y$ , siendo  $(D_{IA} - 1)$  el exceso de recursos que utiliza en relación a la empresa eficiente.<sup>10</sup>

### 5.2.3. Metodos paramétricos

Existen dos grandes enfoques para estimar fronteras: los métodos no paramétricos y los paramétricos. El primer grupo consiste en estimar la frontera envolviendo los datos observados con técnicas de programación matemática. La aproximación paramétrica, en cambio, consiste en definir una función concreta para la frontera y estimar sus parámetros con métodos econométricos.

Orea y Zofío (2019) apuntan que las diferencias entre ambos enfoques no son tan importantes como en el pasado. La naturaleza determinista de los métodos no paramétricos ha sido superada gracias a la incorporación de técnicas estadísticas a la programación matemática. Además, desarrollos recientes permiten que el modelo DEA (principal técnica no paramétrica) trabaje con datos de panel (aunque para muestras pequeñas).

<sup>10</sup>Si  $D_{IA}$  se define como  $\frac{x_A}{x_B}$ , entonces  $D_{IA} = \frac{x_A - x_B}{x_B} + 1$ , luego  $D_{IA} - 1$  es directamente la tasa de variación con respecto a B. Si  $D_{IA} - 1 = 0,2$  decimos que A utiliza un 20% más de recursos que la empresa eficiente (B).

Con todo, Orea y Zofío (2019) también señalan que los métodos paramétricos cuentan con una mayor conveniencia interpretativa, ya que los parámetros pueden ser interpretados directamente como elasticidades de la empresa promedio. Es decir, con el enfoque paramétrico se caracteriza la tecnología para la empresa representativa.

En vista de todo lo anterior, y dados los objetivos del trabajo, consideramos más adecuado adoptar el enfoque paramétrico, por lo que estimaremos una función de distancia paramétrica estocástica.

#### 5.2.4. La flexibilidad de la forma funcional

A la hora de estimar una función de distancia estocástica, es preciso elegir una forma funcional, siendo preciso que esta cumpla la propiedad de flexibilidad (Coelli y Perelman, 2001) para adaptarse bien al proceso productivo que modeliza.

Una forma funcional demasiado sencilla condicionará los futuros resultados. Así, por ejemplo, si estimásemos una forma Cobb-Douglas para  $D_I$  tendríamos:

$$\ln D_{Ii} = \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln y_{mi} + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ki} \quad (5.9)$$

Donde  $y_m$  son los M outputs,  $x_k$  son los K inputs e  $i$  denota a las empresas. Derivando en (5.9) con respecto a  $\ln x_k$  y  $\ln y_m$  obtendríamos las elasticidades de estas variables:

$$\frac{\partial \ln D_I}{\partial \ln x_k} = \beta_k \quad (5.10)$$

$$\frac{\partial \ln D_I}{\partial \ln y_m} = \alpha_m \quad (5.11)$$

Al estimar (5.9) estamos diciendo que las elasticidades de los factores y de los productos son constantes. Es decir, un factor cualquiera tendrá siempre el mismo efecto sobre la tecnología, independientemente de su cantidad y del resto de inputs (y lo mismo puede decirse de los outputs). Esto es una consecuencia del número de parámetros, no de las características del proceso productivo. Por consiguiente, las formas Cobb-Douglas no cumplen el requisito de flexibilidad.

Hay un amplio abanico de funciones más flexibles, siendo la translog una de las más comunes en los trabajos que estiman funciones de distancia. Por ello, es la que emplearemos en este estudio.

#### 5.2.5. La función translog

La función translog fue introducida por Berndt y Christensen (1973). Se caracteriza por incluir términos cuadráticos e interacciones entre todas las variables relevantes. En el contexto de la función de distancia, las interacciones son las de los inputs y los outputs.<sup>11</sup> De esta forma, las elasticidades derivadas de la tecnología no son constantes, sino que dependen del nivel de producción y de inputs utilizados. Para M outputs y K inputs se expresaría:

$$\begin{aligned} \ln D_{Ii} = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln y_{mi} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \alpha_{mn} \ln y_{mi} \ln y_{ni} + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{ki} \ln x_{li} \\ & + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln x_{ki} \ln y_{mi} \end{aligned} \quad (5.12)$$

Donde  $\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \alpha_{mn} \ln y_{mi} \ln y_{ni}$  recoge las interacciones entre los outputs,  $\sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{ki} \ln x_{li}$  las de los inputs y  $\sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln x_{ki} \ln y_{mi}$  las cruzadas entre factores y productos. Estos términos son los que le proporcionan flexibilidad a la forma funcional.<sup>12</sup>

<sup>11</sup>En el caso de un solo output, no hay términos de interacción entre el producto y los factores ni términos cuadráticos del output.

<sup>12</sup>Puede verse que, al anularlos, obtenemos la Cobb-Douglas de (5.9).

La función translog suele entenderse como una aproximación de Taylor de segundo orden a la verdadera tecnología alrededor de un punto. En este sentido, si se dividen las variables independientes por su media geométrica en (5.12), la función translog estimada puede interpretarse como una aproximación a la verdadera tecnología en la media geométrica de los datos:

$$\begin{aligned} \ln D_{Ii} = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln \hat{y}_{mi} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \alpha_{mn} \ln \hat{y}_{mi} \ln \hat{y}_{ni} + \sum_{k=1}^K \beta_m \ln \hat{x}_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln \hat{x}_{ki} \ln \hat{x}_{li} \\ & + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln \hat{x}_{ki} \ln \hat{y}_{mi} \end{aligned} \quad (5.13)$$

Donde  $\hat{x}_k$  e  $\hat{y}_m$  son las variables divididas por su media geométrica. Si calculamos la elasticidad de, por ejemplo,  $\hat{y}_m$ :

$$\frac{\partial \ln D_{Ii}}{\partial \ln \hat{y}_m} = \alpha_m + \alpha_{mm} \ln \hat{y}_m + \sum_{n=1}^{M-1} \alpha_{mn} \ln \hat{y}_n + \sum_{k=1}^K \delta_{km} \ln \hat{x}_k \quad (5.14)$$

Dado que las variables están transformadas, todos los términos que contengan logaritmos se anularán en la media geométrica ( $\ln(1) = 0$ ). La elasticidad pasaría a ser directamente  $\alpha_m$ . Ahora los parámetros de primer orden estimados son elasticidades para la empresa representativa.

Como se ha visto anteriormente, la función de distancia debe ser homogénea de grado 1 en inputs por definición. Esto implica que, si por ejemplo, una empresa multiplica todos sus inputs por una cantidad  $\lambda$ , entonces su ineficiencia debe multiplicarse justo por  $\lambda$ . Pongamos el caso de un agente eficiente que emplea la cantidad de recursos mínima para producir  $y$  (su situación es  $D_I = 1$ ). Si decide doblar sus inputs ( $\lambda = 2$ ) sin cambiar la producción, el máximo escalar por el que podría dividir su vector de factores pasa a ser 2 ( $D_I = 2$ ) en vez de 1. Formalmente, la homogeneidad de grado 1 (en inputs) es:

$$D_I(\lambda x, y) = \lambda D_I(x, y) \quad (5.15)$$

Las condiciones que deben cumplir los parámetros de (5.12) para que se cumpla (5.15) son:

$$\sum_{k=1}^K \beta_m = 1 \quad (5.16)$$

$$\sum_{k=1}^K \beta_{kl} = 0 \quad (5.17)$$

$$\sum_{k=1}^K \delta_{km} = 0 \quad (5.18)$$

Para imponer la homogeneidad de grado uno en inputs, fijamos un input cualquiera como referencia, por ejemplo  $\hat{x}_K$ , dividiendo  $D_I$  y todos los demás inputs por este input. De esta forma obtenemos:

$$\begin{aligned} \ln(D_{Ii}/\hat{x}_{Ki}) = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln \hat{y}_{mi} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \alpha_{mn} \ln \hat{y}_{mi} \ln \hat{y}_{ni} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_m \ln \hat{x}_{ki}^* + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{l=1}^{K-1} \beta_{kl} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{x}_{li}^* \\ & + \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{y}_{mi} \end{aligned} \quad (5.19)$$

Donde  $\hat{x}_{ki}^* = \frac{\hat{x}_{ki}}{\hat{x}_{Ki}}$ . Al imponer homogeneidad, la parte izquierda de la Expresión (5.19) ya no se anula para las observaciones eficientes (como si ocurría en (5.12)). Ordenando:

$$\begin{aligned}
\ln(D_{I_i}) - \ln(\hat{x}_{K_i}) = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln \hat{y}_{mi} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \alpha_{mn} \ln \hat{y}_{mi} \ln \hat{y}_{ni} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_m \ln \hat{x}_{ki}^* + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{l=1}^{K-1} \beta_{kl} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{x}_{li}^* \\
& + \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{y}_{mi}
\end{aligned} \tag{5.20}$$

O lo que es lo mismo:

$$\begin{aligned}
-\ln(\hat{x}_{K_i}) = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln \hat{y}_{mi} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \alpha_{mn} \ln \hat{y}_{mi} \ln \hat{y}_{ni} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_m \ln \hat{x}_{ki}^* + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{l=1}^{K-1} \beta_{kl} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{x}_{li}^* \\
& + \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{y}_{mi} - \ln(D_{I_i})
\end{aligned} \tag{5.21}$$

Esta es la frontera a estimar, siendo  $-\ln D_{I_i}$  el término que captura la ineficiencia técnica de la empresa.<sup>13</sup>

Färe y Primont (1995) demuestran que la función de distancia permite calcular los rendimientos a escala de la tecnología. Los rendimientos a escala indican el incremento que se da en la producción al aumentar todos los inputs en la misma proporción. Un valor de 1 indica rendimientos constantes (la producción aumenta en la misma proporción que los factores), uno mayor indica rendimientos crecientes (el output crece en mayor proporción que los inputs) y valor menor que uno indica rendimientos decrecientes (el output crece en menor proporción que los inputs). Se expresa como:

$$E = \frac{-1}{\sum \frac{\partial D_{I_i}}{\partial y} y} \tag{5.22}$$

Donde  $\frac{\partial D_{I_i}}{\partial y}$  es el coeficiente de primer orden de  $D_I$  con respecto al vector de outputs.

### 5.2.6. La frontera estocástica

El concepto de frontera estocástica aparece por primera vez en Aigner et al. (1977). Al contrario que las fronteras deterministas, que atribuyen todo el alejamiento de la frontera a la ineficiencia (vease Førsund y Hjalmarsson (1987) o Charnes et al. (1994)), no asumen que toda la desviación se debe a la ineficiencia técnica. Es decir, la empresa también puede alejarse de la frontera por causas ajenas a ella (ruido estadístico). Con el objetivo de transformar la función de distancia (5.21) en una frontera estocástica, es preciso considerar un error compuesto. Renombrando  $-\ln D_{I_i} = -u_i$  la Ecuación (5.21) quedaría:

$$\begin{aligned}
-\ln(\hat{x}_{K_i}) = & \alpha_0 + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln \hat{y}_{mi} + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \alpha_{mn} \ln \hat{y}_{mi} \ln \hat{y}_{ni} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_m \ln \hat{x}_{ki}^* + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{l=1}^{K-1} \beta_{kl} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{x}_{li}^* \\
& + \sum_{k=1}^{K-1} \sum_{m=1}^M \delta_{km} \ln \hat{x}_{ki}^* \ln \hat{y}_{mi} + \varepsilon_i
\end{aligned} \tag{5.23}$$

Donde  $\varepsilon_i = v_i - u_i$ . A partir de aquí, es posible definir la expresión  $ET = \exp(-u_i)$ , que mide la ineficiencia técnica, y  $v$  es una perturbación aleatoria que recoge los factores no controlables. El máximo nivel de output alcanzable es el que se produce cuando no hay ineficiencia ( $u = 0$ ). Evidentemente, cuanto más aumente  $u$  menor será la producción. La Ecuación (5.23) puede ser estimada por máxima verosimilitud una vez que se hacen ciertos supuestos sobre los dos componentes del error  $\varepsilon_i$ , que se suponen independientes el uno del otro. Además, asumimos una

<sup>13</sup>Nótese que ahora los sumatorios de los inputs llegan hasta  $K-1$  porque en  $k = K$  tenemos  $\ln(\frac{\hat{x}_{K_i}}{\hat{x}_{K_i}}) = \ln(1) = 0$ .

distribución seminormal para  $u_i$  ( $u$  debe ser mayor que 0, la ineficiencia solo puede aumentar los recursos utilizados) y normal para  $v_i$  (el azar puede sumar o restar recursos).

$$\begin{aligned} v_i &\sim \mathcal{N}(0, \sigma_v^2) \\ u_i &\sim \mathcal{N}^+(0, \sigma_u^2) \end{aligned} \tag{5.24}$$

$$\sigma_{u_i}^2 = e^{\delta Z_i} \tag{5.25}$$

Asumimos además que  $u_i$  puede ser heterocedástico,<sup>14</sup> siguiendo el modelo de Caudill et al. (1995), que supone que la varianza de la ineficiencia depende de un vector de variables  $Z$ , donde  $\delta$  serían parámetros a estimar.<sup>15</sup>

## 6. Datos

Los datos utilizados provienen de los anuarios estadísticos de la Asociación Española de Banca, durante los años 2005-2021, que representan un panel incompleto con 63 entidades y un horizonte temporal de 17 años, dando un total de 563 observaciones.<sup>16</sup>

La base de datos proporciona información sobre el número de empleados en cada categoría, los balances y los productos financieros ofrecidos. Para estimar el Modelo (5.23-5.25) es necesario disponer de datos de inputs y outputs. En concreto, consideramos 2 outputs (créditos y depósitos) y 4 inputs (capital, técnicos, administrativos y directivos). Adicionalmente, dados los objetivos de este estudio, incluimos en el modelo la proporción de mujeres en el agregado de los directivos (denominada % directivas). Las variables consideradas son:

- Capital ( $x_1$ ): la variable corresponde al capital del balance individual que figura en el anuario, expresado en miles de euros reales (en términos de 2021). El capital bancario es el dinero que adquieren las entidades de sus accionistas o de otros inversores, junto con los beneficios no distribuidos.
- Técnicos ( $x_2$ ): definida como el número de personas que figura en la categoría de “Técnicos”.
- Administrativos ( $x_3$ ): el total de empleados que aparece en la denominación “Administrativos”.
- Directivos ( $x_4$ ): suma del número de miembros del consejo de administración y de la dirección general.
- Proporción de directivas (% directivas): la proporción de mujeres directivas frente al total, para recoger la diversidad de género en los puestos de decisión.
- Créditos ( $y_1$ ): esta variable mide el importe en miles de euros reales de los créditos a la clientela, que aparece en el balance individual.
- Depósitos ( $y_2$ ): importe en miles de euros reales de los depósitos a la clientela. Proviene del balance individual.

El Cuadro 3 resume las variables utilizadas en el modelo:

Cuadro 3: Variables consideradas

Denominación	Variable	Categoría
$x_1$	Capital	Input
$x_2$	Técnicos	Input
$x_3$	Administrativos	Input

<sup>14</sup>Al llevar a cabo la estimación solo se observa el error compuesto  $\varepsilon_i$ , no  $u_i$  por separado. En consecuencia, el valor de la función de distancia debe aproximarse como la esperanza de  $e_i^u$  condicionada a  $\varepsilon_i$  (Battese y Coelli, 1988) (vease el Anexo para detalles).

<sup>15</sup>Con esto se evita un análisis de segunda etapa. Como señalan Battese y Coelli (1995), llevar a cabo este tipo de análisis puede conducir a resultados sesgados.

<sup>16</sup>A partir de 2017 algunas entidades registran observaciones nulas en varias variables (desaparecen al tomar logaritmos). Son, mayoritariamente, bancos que desaparecen de la muestra en 2018 por procesos de absorción.

Cuadro 3: Variables consideradas

Denominación	Variable	Categoría
$x_4$	Directivos (consejo y dirección general)	Input
$y_1$	Créditos a clientela	Output
$y_2$	Depósitos a clientela	Output
$\psi_t$	Variables <i>dummy</i> anuales	Control
$\eta_i$	Efectos individuales	Control
% <i>Directivas</i>	Proporción de mujeres en la directiva	Control

En el Cuadro 4 se presentan los estadísticos descriptivos de las variables descritas.

Cuadro 4: Estadísticos descriptivos

Variable	Observaciones	Media	Desviación típica	Min.	Max
Capital	597	106108.1	751575.9	3	8670321
Técnicos	641	2105.978	5253.73	1	30901
Administrativos	584	425.214	975.539	0	6769
Directivos	641	11.751	6.580	3	39
Proporción de directivas	641	.119	.134	0	.6
Créditos	641	$1,93 \cdot 10^7$	$4,97 \cdot 10^7$	3	$3,08 \cdot 10^8$
Depósitos	640	$1,75 \cdot 10^7$	$4,66 \cdot 10^7$	1	$3,09 \cdot 10^8$

## 7. Resultados

Teniendo en cuenta los datos disponibles, la Ecuación (5.23) toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
-\ln \hat{x}_{2it} = & \eta_i + \alpha_0 + \alpha_1 \ln \hat{y}_{1it} + \alpha_2 \ln \hat{y}_{2it} + \beta_1 \ln \hat{x}_{1it}^* + \beta_3 \ln \hat{x}_{3it}^* + \beta_4 \ln \hat{x}_{4it}^* + \frac{1}{2} \alpha_{11} (\ln \hat{y}_{1it})^2 + \\
& + \frac{1}{2} \alpha_{22} (\ln \hat{y}_{2it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{11} (\ln \hat{x}_{1it}^*)^2 + \frac{1}{2} \beta_{33} (\ln \hat{x}_{3it}^*)^2 + \frac{1}{2} \beta_{44} (\ln \hat{x}_{4it}^*)^2 + \\
& + \beta_{13} \ln \hat{x}_{1it}^* \ln \hat{x}_{3it}^* + \beta_{14} \ln \hat{x}_{1it}^* \ln \hat{x}_{4it}^* + \beta_{34} \ln \hat{x}_{3it}^* \ln \hat{x}_{4it}^* + \delta_{11} \ln \hat{x}_{1it}^* \ln \hat{y}_{1it} + \delta_{12} \ln \hat{x}_{1it}^* \ln \hat{y}_{2it} + \\
& \delta_{31} \ln \hat{x}_{3it}^* \ln \hat{y}_{1it} + \delta_{32} \ln \hat{x}_{3it}^* \ln \hat{y}_{2it} + \delta_{41} \ln \hat{x}_{4it}^* \ln \hat{y}_{1it} + \delta_{42} \ln \hat{x}_{4it}^* \ln \hat{y}_{2it} + \sum_{t=1}^T \psi_t d_t + \gamma (\% \text{ Directivas}_{it}) \\
& - u_{it} + v_{it}
\end{aligned} \tag{7.1}$$

Si no existiesen diferencias de productividad por género, la proporción de mujeres no debería influir en la tecnología, por lo que el coeficiente de % *Directivas* debería ser cero al estimar la frontera. Por el contrario, un signo significativamente distinto de cero indicaría que el sexo afecta a la productividad de los directivos.

La Expresión (7.1) es equivalente a un panel de efectos fijos, donde los términos  $\eta_i$  son *dummies* individuales para cada banco. Esto nos permite controlar por la heterogeneidad inobservable, ya que  $\eta_i$  recoge el efecto de todo aquello, invariante en el tiempo, que diferencia a un banco de los demás (por ejemplo, la localización).

Las observaciones de las variables independientes están divididas por su media geométrica, y el input que se fija como numerario es  $\hat{x}_2$  (“Técnicos”). Respecto a la Ecuación (5.25), la varianza de  $u$  es una función del tiempo (esta vez medido con una variable de tendencia), de su cuadrado y de la proporción de directivas.

$$\sigma_{u_{it}}^2 = e^{\sum \delta_t t + \delta_{t^2} t^2 + \delta_d (\% \text{ Directivas}_{it})} \tag{7.2}$$

En el Cuadro 5 se presentan los resultados obtenidos al estimar el Modelo<sup>17</sup> (7.1):

Cuadro 5: Resultados de la Regresión (7.1)

Variable	Coefficiente	Error Estandar	z	$p >  z $
Constante	.066	.090	0.73	0.464
Lncréditos	-.147	.024	-5.97	0.000
Lndepósitos	-.224	.023	-9.52	0.000
(Lncréditos) <sup>2</sup>	-.041	.007	-5.39	0.000
(Lndepósitos) <sup>2</sup>	-.037	.006	-5.93	0.000
(Lncréditos*Lndepósitos)	.030	.005	5.26	0.000
Proporción de directivas	.162	.133	1.21	0.226
Lncapital	.151	.015	9.59	0.000
Lnadministrativos	.113	.015	7.43	0.000
Lndirectivos	.517	.025	19.96	0.000
(Lncapital) <sup>2</sup>	.005	.003	1.60	0.109
(Lnadministrativos) <sup>2</sup>	.057	.010	5.51	0.000
(Lndirectivos) <sup>2</sup>	.110	.022	5.00	0.000
(Lncapital*Lnadministrativos)	.008	.004	1.99	0.047
(Lncapital*Lndirectivos)	-.015	.005	-2.84	0.004
(Lnadministrativos*Lndirectivos)	-.051	.010	-4.65	0.000
(Lncapital*Lncréditos)	.002	.003	0.65	0.513
(Lncapital*Lndepósitos)	-.010	.003	-3.33	0.001
(Lnadministrativos*Lncréditos)	-.015	.010	-1.53	0.125
(Lnadministrativos*Lndepósitos)	.005	.011	0.49	0.624
(Lndirectivos*Lncréditos)	-.019	.011	-1.70	0.089
(Lndirectivos*Lndepósitos)	.068	.014	4.68	0.000

El primer resultado a destacar es que las propiedades de la función de distancia se cumplen en la media, ya que los parámetros de primer orden tienen el signo esperado. En concreto, la función de distancia es creciente en inputs y no creciente en outputs, porque utilizar más recursos aleja a la empresa de la isocuanta, y aumentar la producción reduce la distancia (*ceteris paribus*). En consecuencia, los dos outputs tienen un signo negativo y los tres inputs signo positivo.

Los términos de segundo orden dan indicios de que la forma Cobb-Douglas es demasiado restrictiva (Coelli y Perelman, 2001). Esto es, dado que la mayoría de coeficientes estimados que acompañan a los términos cuadráticos y de interacción son significativos, se contrasta la existencia de complementariedades en el proceso de producción y conviene modelizarlas. Por ello, para los datos con los que se realiza el análisis, la función Cobb-Douglas no es una buena aproximación a la tecnología bancaria en España. Resultando más adecuado seleccionar una forma funcional flexible, como es el caso de la translog.

La variable de la proporción de directivas tiene signo positivo (0.162) en la frontera, pero su parámetro no es significativamente distinto de cero. Un mayor porcentaje de mujeres en los puestos de dirección no afecta a la tecnología bancaria con los datos analizados. Es decir, la proporción de mujeres frente a hombres no afecta significativamente a la tecnología.

En último lugar, a partir de la estimación de la tecnología se obtiene un valor de la Ecuación (5.22) mayor que la unidad, por lo que se contrasta la existencia de rendimientos a escala crecientes en la media muestral.

El Cuadro 6 contiene los resultados de los determinantes de la ineficiencia, donde la varianza de  $u_i$  se asume función de la tendencia temporal, su cuadrado y la proporción de directivas.

<sup>17</sup>Para poder interpretar adecuadamente los coeficientes estimados hay que aplicar la teoría dual que relaciona la función de distancia orientada al input y la función de costes, lo que queda fuera de los objetivos de este trabajo. Así, a partir de los parámetros estimados correspondientes a los inputs, es posible obtener sus precios sombra normalizados. Por otro lado, los coeficientes estimados de los outputs están relacionados con su coste marginal Cornes (1992).

Cuadro 6: Determinantes de la ineficiencia

Variable	Coefficiente	Error estandar	$z$	$p >  z $
Constante	-2.59	.273	-9.49	0.000
Proporción de directivas	.341	1.04	0.33	0.743
Tendencia	.115	.040	2.85	0.004
(Tendencia) <sup>2</sup>	-.052	.014	-3.57	0.000

En primer lugar, el parámetro de la proporción de directivas no resulta significativo, por lo que aumentar la cantidad de consejeras y/o directoras no tiene por qué mejorar la eficiencia bancaria española. Este resultado refuerza la idea de que hombres y mujeres son igualmente productivos en los puestos de dirección, por lo que no parece que las cuotas de género fuesen a tener efecto sobre la eficiencia del sector bancario español. En segundo lugar, los signos de la tendencia y de su cuadrado indican que a lo largo del tiempo la eficiencia del sector bancario ha disminuido, aunque a un ritmo decreciente.

Una vez estimado el modelo, es posible calcular el índice de eficiencia técnica de Farrell (1957) para los bancos de la muestra. El índice de Farrell mide el grado de eficiencia de las empresas y es inverso de la función de distancia orientado al input. En concreto se define como el ratio entre los inputs que utiliza la empresa eficiente y los que utiliza una empresa cualquiera para producir un mismo nivel de output:

$$ET = \frac{x^*}{x_i} \quad (7.3)$$

Donde  $x^*$  es la cantidad de recursos de la empresa eficiente y  $x_i$  es la dotación de una empresa  $i$ . Por construcción,  $ET$  puede tomar cualquier valor entre 0 y 1. Logicamente, el índice de eficiencia se interpreta de forma opuesta a la función de distancia: cuanto más valga  $ET$  más eficiente será la empresa. Los resultados arrojan un valor medio del índice de 0.868, lo que significa que, en la media muestral, se utiliza un 13.2% más de recursos de lo que sería técnicamente eficiente.

## 8. Conclusiones

A pesar de los notables avances en materia de igualdad de género, la brecha salarial todavía es un fenómeno significativo y persistente a nivel mundial. Hasta en los países más avanzados, las mujeres perciben, sistemáticamente, salarios inferiores a los de los hombres, incluso controlando por gran parte de las características observables. Además, estas diferencias tienden a crecer a medida que nos movemos hacia los cargos de mayor remuneración (techo de cristal), donde las mujeres cuentan con escasa presencia.

En España se observa una brecha salarial ajustada que no solo persiste, sino que da signos de haber aumentado desde 2014 (Anghel y Conde-Ruiz, 2023). Asimismo, las diferencias salariales de género entre los directivos del sector financiero son mayores que las observadas en el promedio de la población. Sumado a ello, estos puestos cuentan con un porcentaje modesto de mujeres.

Con el fin de reducir dicha disparidad, las autoridades públicas han aprobado diferentes medidas para favorecer la inclusión de la mujer en los puestos de alta dirección, entre las que destacan la Ley de Igualdad de 2007 y el Código de Buen Gobierno de 2015. Conde-Ruiz et al. (2018) señalan que ambas normas han tenido escasa eficacia, dado que el número de consejeras y/o directoras no ha aumentado significativamente desde su aprobación. Como respuesta, el Gobierno de España aprobó en mayo de 2023 el Anteproyecto de Ley de Representación Paritaria, que obligará a las grandes empresas a tener un 40% de mujeres en sus consejos de administración y en los comités de dirección general.

Dado que la teoría económica establece que el salario es el valor del producto marginal, podemos esperar que la brecha salarial sea consecuencia de diferencias en el rendimiento productivo entre hombres y mujeres. De ser así, la exigencia de las cuotas de género repercutirá en la eficiencia de las empresas, ya que altera artificialmente la distribución de la fuerza de trabajo. Si los hombres son más productivos, las cuotas obligatorias afectarán negativamente a la eficiencia, al aumentar el ratio de trabajadores menos productivos, si, por el contrario, las mujeres son más productivas, esta medida será positiva (disminuyen el ratio de trabajadores menos productivos). Esta medida



será irrelevante para la eficiencia y la productividad si no hay diferencias en el rendimiento por género.

El objetivo de este trabajo es, por tanto, contrastar si existen diferencias de productividad y eficiencia entre los directivos y las directivas del sector bancario español. Para ello se analiza la producción de créditos y depósitos desde 2005 a 2021 con un panel de datos de 63 entidades.

El método del estudio es la estimación de una función de distancia utilizando la metodología de fronteras estocásticas. Este método permite caracterizar la tecnología y modelizar la eficiencia cuando se producen varios outputs, una de sus ventajas es que no presenta las limitaciones que pueden tener las funciones de producción o de costes. En lo que se refiere a la forma funcional, optamos por una función translog, cuya flexibilidad permite captar las complementariedades del proceso productivo. Simultáneamente, se estima una segunda ecuación con los determinantes de la ineficiencia.

El principal resultado es que la proporción de directivas no resulta significativa en la frontera, indicando que la composición de género de la dirección no influye en la tecnología. Además, la diversidad de género en los órganos directivos tampoco parece afectar a la eficiencia técnica de la empresa. Estos resultados sugieren que los directivos son igual de productivos que las directivas.

Lo anterior está en línea con la teoría de la agencia. Jensen (1993) argumenta que la composición de género no es relevante para los consejos de administración. Se asume que tener más mujeres en el consejo de administración podría reforzar la independencia de este órgano, al venir estas de entornos menos tradicionales que los hombres. Según esta teoría, factores como el esquema de propiedad son mucho más decisivos para que el consejo funcione correctamente. Bajo esta lógica, los hombres y las mujeres serían equivalentes en términos de actividad productiva.

Además, los resultados concuerdan con las conclusiones de Pletzer et al. (2015). Esto es, las supuestas diferencias de productividad entre directivos y directivas son consecuencia de variables omitidas, sin que el género influya en el rendimiento por sí mismo. Por ende, es razonable que la proporción de directivas no sea significativa en la tecnología y la eficiencia una vez que se establecen ciertos controles.

Los bancos españoles están muy lejos de la paridad exigida por el gobierno, dado que solo una minoría alcanza el 40% de directivas. Aun así, todo lo visto anteriormente pone en duda que las cuotas de género vayan a tener impacto en la eficiencia o en la tecnología del sector. Por otro lado, este resultado no significa que la medida no pueda tener otras consecuencias positivas. Las cuotas pueden aumentar la formación de las consejeras e influir en las expectativas de las jóvenes (Bertrand et al., 2019), así como compensar la discriminación estadística preexistente en favor de los varones (Flabbi et al., 2019).

Con todo, los resultados presentados tienen limitaciones. En primer lugar, la regresión estimada no incluye variables de calidad bancaria, como el tipo de capital (TIER1, TIER2<sup>18</sup>) o el riesgo de los activos. Además, los resultados no nos permiten obtener conclusiones sobre las causas de la brecha salarial observada con los datos de la Encuesta de Estructura Salarial, ya que se trata de fuentes de datos distintas.

## 8.1. Líneas de investigación futura

A continuación, se presentan algunas de las posibles direcciones que podrían guiar investigaciones futuras:

- Investigación futura podría replicar el trabajo incluyendo variables de calidad bancaria o de riesgo, de esta forma sería posible distinguir heterogeneidad en los outputs.
- En caso de que la Ley de Representación Paritaria se aprobase en el parlamento, esta podría tener un efecto sobre el techo de cristal en España. Sería interesante que trabajos posteriores estudiaran el impacto de las cuotas sobre el salario de las mujeres mejor pagadas de las empresas.
- Investigación posterior podría utilizar los índices de Malmquist (Malmquist, 1953) o Törnqvist (Törnqvist, 1936) para analizar la evolución de la productividad en función de la pro-

---

<sup>18</sup>TIER1 Y TIER2 son categorías de capital estandarizadas para la supervisión bancaria. El primer grupo está compuesto principalmente por las acciones ordinarias y reservas, mientras que TIER2 incluye el capital suplementario, formado por reservas de regularización, capital social de las acciones sin derecho a voto y financiación subordinada.

porción de directivas, ya que ambos índices son compatibles con una función de distancia translog orientada al input.

## Bibliografía

- Adams, R. B., & Ragunathan, V. (2015). Lehman Sisters. *FIRN Research Paper*.
- Adams, R. B., & Ferreira, D. (2009). Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of Financial Economics*, 94(2), 291-309.
- Adams, R. B., & Funk, P. (2012). Beyond the glass ceiling: Does gender matter? *Management Science*, 58(2), 219-235.
- Aigner, D., & Cain, G. (1977). Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 175-187.
- Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37.
- Anghel, B., & Conde-Ruiz, J. I. (2023). *Brechas Salariales de Genero Ajustadas en España: 2002-2018* (inf. téc.). FEDEA.
- Asociación Española de Banca. (2021). *Anuario Estadístico de la Banca en España*.
- Banco Central Europeo. (2017). <https://www.ecb.europa.eu/stats/html/index.es.html>
- Bassett, G., & Koenker, R. (1978). Asymptotic theory of least absolute error regression. *Journal of the American Statistical Association*, 73(363), 618-622.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1988). Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38(3), 387-399.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Becker, G. S. (1957). *The economics of discrimination*. University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1964). Human capital theory. *Columbia, New York, 1964*.
- Benston, G. J. (1965). Branch banking and economies of scale. *The Journal of Finance*, 20(2), 312-331.
- Berger, A. N., Hanweck, G. A., & Humphrey, D. B. (1987). Competitive viability in banking: Scale, scope, and product mix economies. *Journal of Monetary Economics*, 20(3), 501-520.
- Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1992). Measurement and efficiency issues in commercial banking. En *Output measurement in the service sectors* (pp. 245-300). University of Chicago Press.
- Berndt, E. R., & Christensen, L. R. (1973). The translog function and the substitution of equipment, structures, and labor in US manufacturing 1929-68. *Journal of Econometrics*, 1(1), 81-113.
- Bertrand, M. (2018). Coase lecture—the glass ceiling. *Economica*, 85(338), 205-231.
- Bertrand, M., Black, S. E., Jensen, S., & Lleras-Muney, A. (2019). Breaking the glass ceiling? The effect of board quotas on female labour market outcomes in Norway. *The Review of Economic Studies*, 86(1), 191-239.
- Bertrand, M., Goldin, C., & Katz, L. F. (2010). Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3), 228-255.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436-455.
- Boletín Oficial del Estado. (1978). *Constitución Española. Boletín Oficial del Estado, 29 de diciembre de 1978, núm. 311, pp. 29313 a 29424*.
- Boletín Oficial del Estado. (2007). *Ley Orgánica 3/2007, de 22 de marzo, para la igualdad efectiva de mujeres y hombres*.
- Borghans, L., Heckman, J. J., Golsteyn, B. H., & Meijers, H. (2009). Gender differences in risk aversion and ambiguity aversion. *Journal of the European Economic Association*, 7(2-3), 649-658.
- Campbell, K., & Mínguez-Vera, A. (2008). Gender diversity in the boardroom and firm financial performance. *Journal of Business Ethics*, 83, 435-451.
- Carter, D. A., D'Souza, F., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. (2010). The gender and ethnic diversity of US boards and board committees and firm financial performance. *Corporate Governance: An International Review*, 18(5), 396-414.
- Carter, D. A., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. (2003). Corporate governance, board diversity, and firm value. *Financial Review*, 38(1), 33-53.
- Caudill, S. B., Ford, J. M., & Gropper, D. M. (1995). Frontier estimation and firm-specific inefficiency measures in the presence of heteroscedasticity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 105-111.

- Caves, D. W., Christensen, L. R., & Diewert, W. E. (1982). The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1393-1414.
- Charnes, A., Cooper, W. W., Lewin, A. Y., Seiford, L. M., Lovell, C. K., Walters, L. C., & Wood, L. L. (1994). Stratified models of education production using modified DEA and regression analysis. *Data Envelopment Analysis: Theory, methodology, and Applications*, 329-351.
- CNMV. (2015). Código de buen gobierno de las sociedades cotizadas.
- Cobb, C. W., & Douglas, P. H. (1928). A theory of production.
- Coelli, T., & Perelman, S. (2001). Medición de la eficiencia técnica en contextos multioutput. *La medición de la eficiencia y la productividad*, 113-135.
- Collischon, M. (2019). Is there a glass ceiling over Germany? *German Economic Review*, 20(4), e329-e359.
- Conde-Ruiz, J. I., García, M., Yáñez, M., et al. (2018). *Diversidad de género en los consejos: el caso de España tras la ley de igualdad* (inf. téc.). FEDEA.
- Cornes, R. (1992). *Duality and Modern Economics* (inf. téc.). Cambridge University Press.
- Cruz-García, P., Fernández de Guevara, J. F., & Maudos, J. (2018). Concentración y competencia bancarias en España: el impacto de la crisis y la reestructuración. *Revista de Estabilidad Financiera. Nº 34 (mayo 2018)*, p. 59-80.
- Das, A., & Kumbhakar, S. C. (2012). Productivity and efficiency dynamics in Indian banking: An input distance function approach incorporating quality of inputs and outputs. *Journal of Applied Econometrics*, 27(2), 205-234.
- Das, A., & Kumbhakar, S. C. (2016). Markup and efficiency of Indian banks: an input distance function approach. *Empirical Economics*, 51, 1689-1719.
- Delgado, J. L. G., Myro, R., Muñoz, C., & Serrano, J. A. M. (2019). *Lecciones de economía española*. Civitas-Thomson Reuters.
- Färe, R., & Primont, D. (1995). *Multi-Output Production and Duality: Theory and Applications: Theory and Applications*. Springer Science & Business Media.
- Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 120(3), 253-281.
- Fernández-Temprano, M. A., & Tejerina-Gaite, F. (2020). Types of director, board diversity and firm performance. *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 20(2), 324-342.
- Flabbi, L., Macis, M., Moro, A., & Schivardi, F. (2019). Do female executives make a difference? The impact of female leadership on gender gaps and firm performance. *The Economic Journal*, 129(622), 2390-2423.
- Førsund, F. R., & Hjalmarsson, L. (1987). *Analyses of industrial structure: A putty-clay approach*. Almqvist & Wiksell.
- General, L. A., et al. (1948). Declaración Universal de los Derechos humanos. *Naciones Unidas*, 2.
- Glauber, R. (2018). Trends in the motherhood wage penalty and fatherhood wage premium for low, middle, and high earners. *Demography*, 55(5), 1663-1680.
- Hancock, D. (1985). Bank profitability, interest rates, and monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2), 189-202.
- Hillman, A. J., Cannella, A. A., & Paetzold, R. L. (2000). The resource dependence role of corporate directors: Strategic adaptation of board composition in response to environmental change. *Journal of Management studies*, 37(2), 235-256.
- Instituto Nacional de Estadística. (2002). Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial.
- Instituto Nacional de Estadística. (2010). Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial.
- Instituto Nacional de Estadística. (2014). Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial.
- Instituto Nacional de Estadística. (2018). Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial.
- Jensen, M. C. (1993). The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *The Journal of Finance*, 48(3), 831-880.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Just, R. E., Zilberman, D., & Hochman, E. (1983). Estimation of multicrop production functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 65(4), 770-780.
- Kim, B., Burns, M. L., & Prescott, J. E. (2009). The strategic role of the board: The impact of board structure on top management team strategic action capability. *Corporate Governance*, 17(6), 728.
- Kochan, T., Bezrukova, K., Ely, R., Jackson, S., Joshi, A., Jehn, K., Leonard, J., Levine, D., & Thomas, D. (2003). The effects of diversity on business performance: Report of the diversity research network. *Human Resource Management: Published in Cooperation with*

- the School of Business Administration, The University of Michigan and in Alliance with the Society of Human Resources Management*, 42(1), 3-21.
- Kolari, J., & Zardkoohi, A. (1987). *Bank Costs, Structure, and Performance*. Lexington Books.
- Lazear, E. P., & Rosen, S. (1990). Male-female wage differentials in job ladders. *Journal of Labor Economics*, 8(1, Part 2), S106-S123.
- Malmquist, S. (1953). Index numbers and indifference surfaces. *Trabajos de Estadística*, 4(2), 209-242.
- Marinova, J., Plantenga, J., & Remery, C. (2016). Gender diversity and firm performance: Evidence from Dutch and Danish boardrooms. *The International Journal of Human Resource Management*, 27(15), 1777-1790.
- Matsa, D. A., & Miller, A. R. (2013). A female style in corporate leadership? Evidence from quotas. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(3), 136-169.
- Maudos, J. (2019). La bancarización de la economía española en el contexto europeo. *Cuadernos de Información Económica*, nº271, FUNCAS. Recuperado el, 17.
- Ministerio de la Presidencia, Relaciones con las Cortes y Memoria Democrática. (2023). *Anteproyecto de Ley Orgánica de representación paritaria de mujeres y hombres en órganos de decisión*.
- Mundlak, Y. (1963). Specification and estimation of multiproduct production functions. *Journal of Farm Economics*, 45(2), 433-443.
- Nguyen, H., & Faff, R. (2007). Impact of board size and board diversity on firm value: Australian evidence. *Corporate Ownership and Control*, 4(2), 24-32.
- Niederle, M., & Vesterlund, L. (2007). Do women shy away from competition? Do men compete too much? *The Quarterly Journal of Economics*, 122(3), 1067-1101.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 693-709.
- Orea, L., & Álvarez, A. (2002). Eficiencia técnica en pesquerías multiespecie: una aproximación primal. *Economía Agraria y Recursos Naturales*.
- Orea, L., & Zofío, J. L. (2019). Common methodological choices in nonparametric and parametric analyses of firms' performance. *The Palgrave Handbook of Economic Performance Analysis*, 419-484.
- Pfeffer, J., & Salancik, G. R. (2003). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. Stanford University Press.
- Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659-661.
- Pletzer, J. L., Nikolova, R., Kedzior, K. K., & Voelpel, S. C. (2015). Does gender matter? Female representation on corporate boards and firm financial performance—a meta-analysis. *PLoS One*, 10(6), e0130005.
- Restrepo-Tobón, D., & Kumbhakar, S. C. (2015). Nonparametric estimation of returns to scale using input distance functions: an application to large US banks. *Empirical Economics*, 48(1), 143-168.
- Sapienza, P., Zingales, L., & Maestripieri, D. (2009). Gender differences in financial risk aversion and career choices are affected by testosterone. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(36), 15268-15273.
- Shephard, R. W. (1953). *Cost and production functions*. Princeton University Press.
- Terjesen, S., Couto, E. B., & Francisco, P. M. (2016). Does the presence of independent and female directors impact firm performance? A multi-country study of board diversity. *Journal of Management & Governance*, 20, 447-483.
- Terjesen, S., Sealy, R., & Singh, V. (2009). Women directors on corporate boards: A review and research agenda. *Corporate Governance: An International Review*, 17(3), 320-337.
- Törnqvist, L. (1936). The Bank of Finland's Consumption Price Index. *Bank of Finland Monthly Bulletin*, 10, 1.
- Westphal, J. D., & Milton, L. P. (2000). How experience and network ties affect the influence of demographic minorities on corporate boards. *Administrative Science Quarterly*, 45(2), 366-398.
- Williams, K., & O'Reilly, C. (1998). The complexity of diversity: A review of forty years of research. *Research in Organizational Behavior*, 21, 77-140.
- Yu, J. J., & Madison, G. (2021). Gender quotas and company financial performance: A systematic review. *Economic Affairs*, 41(3), 377-390.
- Zhang, L. (2020). An institutional approach to gender diversity and firm performance. *Organization Science*, 31(2), 439-457.

## 9. Anexo

### 9.1. Obtención de $D_I$

El valor de  $D_I$  se calcula como :

$$D_{Ii} = E(e^{u_i} | \varepsilon_i) = \left\{ \frac{1 - \Phi(-\sigma_* - \mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\sigma_*/\mu_*)} \right\} e^{\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*} \quad (9.1)$$

$\Phi$  es la función de densidad acumulada de la distribución normal,  $\mu_{*i}$  es  $\frac{\varepsilon_i \sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$  y el termino  $\sigma_*$  es un ratio  $\frac{\sigma_u \sigma_v}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}}$ .

### 9.2. Función de Log-Verosimilitud

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{1}{2} \ln(2/\pi) - \ln \left( \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \right) + \ln \Phi \left( \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} \right) - \frac{\varepsilon_i^2}{2(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)} \right\} \quad (9.2)$$

$\lambda$  es el cociente entre desviaciones  $\frac{\sigma_u}{\sigma_v}$