

¿Son las Élites Meritocráticas y Buscadoras de Eficiencia? Evidencia de Estudiantes de MBA*

Marcel Preuss Germán Reyes Jason Somerville Joy Wu

Octubre de 2026

Resumen

Las élites influyen de manera desproporcionada en la formulación de políticas, pero poco se sabe sobre sus preferencias de justicia y eficiencia—determinantes clave del apoyo a las políticas redistributivas. Investigamos estas preferencias en un experimento de laboratorio incentivado con futuras élites: estudiantes de MBA de la Ivy League. Encontramos que los estudiantes de MBA implementan distribuciones de ingresos sustancialmente más desiguales que el estadounidense promedio, independientemente de si la desigualdad proviene de la suerte o del mérito. Sus decisiones redistributivas también son mucho más sensibles a los costos de eficiencia que la respuesta casi nula hallada en muestras representativas de EE. UU. Estos patrones reflejan en parte ideales de justicia distintos: una gran proporción de los estudiantes de MBA queda fuera de las clasificaciones estándar, exhibiendo en cambio tendencias “meritocráticas débiles” que toleran la desigualdad incluso cuando proviene de la suerte. Estos hallazgos identifican un canal a través del cual las preferencias de las élites podrían sostener la desigualdad en EE. UU.

*Preuss: Cornell University, email: mp2222@cornell.edu; Reyes (autor de correspondencia): Middlebury College e IZA, email: greyes@middlebury.edu; Somerville: University of California, Santa Barbara, email: jasonsomerville@ucsb.edu; Wu: University of British Columbia, email: joy.wu@sauder.ubc.ca. Por sus valiosos comentarios y sugerencias, agradecemos a Peter Andre, Alexander Cappelen, Peter Matthews, Ricardo Pérez-Truglia, Erik Sørensen, Bertil Tungodden, y a los participantes en FAIR NHH y en el Cornell Behavioral Economics Research Group. El experimento reportado en este artículo fue inscrito en el registro de ensayos controlados aleatorizados de la American Economic Association bajo el ID AEARCTR-0015448. El experimento fue revisado y se le otorgó una exención por parte del Institutional Review Board de Cornell University (Protocolo #0147786).

1. Introducción

El apoyo a las políticas redistributivas depende de cómo los individuos ponderan las consideraciones de justicia frente a los costos de eficiencia (e.g., [Alesina and Angeletos, 2005](#); [Bénabou and Tirole, 2006](#)). Estudios de muestras representativas de EE. UU. encuentran que los individuos prefieren redistribuir el ingreso cuando la desigualdad surge de la suerte en lugar del esfuerzo, pero muestran poca sensibilidad a los costos de eficiencia ([Almås et al., 2020, 2025](#); [Cohn et al., 2023](#)).

Los resultados de política, sin embargo, no están determinados únicamente por las preferencias del público en general. Las teorías del “control de las élites” en ciencia política sostienen que las élites—individuos con un sustancial capital económico, político o social—determinan en gran medida qué políticas se adoptan.¹ En consonancia con estas teorías, la evidencia empírica muestra que las élites tienen una influencia desproporcionada en la formulación de políticas, mientras que el votante mediano tiene poca o ninguna influencia. Por ejemplo, [Gilens and Page \(2014\)](#) muestran que la adopción de políticas en EE. UU. está fuertemente relacionada con el apoyo de los grupos empresariales y del diez por ciento más rico, y no está correlacionada con las preferencias del estadounidense promedio.² Por lo tanto, comprender la desigualdad en EE. UU. requiere medir las preferencias de justicia y eficiencia de las élites.

No obstante, pocos trabajos han estimado estas preferencias, en parte porque las élites son difíciles de contactar. Abordamos esta brecha obteniendo decisiones redistributivas incentivadas de dos cohortes de estudiantes de MBA de Cornell—*futuras* élites. Los estudiantes de universidades de élite tienen una probabilidad desproporcionadamente alta de alcanzar el uno por ciento superior ([Chetty et al., 2020](#)), y los graduados de estos programas están sobrerrepresentados en posiciones de liderazgo de EE. UU. ([Wai et al., 2024](#); [Chetty et al., 2026](#)). Los exalumnos del programa de MBA de Cornell incluyen directores ejecutivos de empresas Fortune 500, miembros del Congreso, miembros de directorios y

¹Véanse, entre otros, [Mills \(1956\)](#), [Burch \(1980\)](#), [Ferguson \(1995\)](#), [Winters and Page \(2009\)](#), [Winters \(2011\)](#), [Beard \(2012\)](#) y [Domhoff \(2013, 2017\)](#).

²Para más evidencia en EE. UU., véanse [Hacker and Pierson \(2010\)](#), [Gilens \(2012\)](#), [Rigby and Wright \(2013\)](#), [Gilens and Page \(2014\)](#), [Bartels \(2016\)](#), [Page and Gilens \(2017\)](#), [Page et al. \(2018\)](#) y [Hertel-Fernandez \(2019\)](#). La evidencia sobre la influencia de las élites en la formulación de políticas en otros países es mixta. Estudios de un solo país en Alemania, Noruega y los Países Bajos muestran que las élites ejercen una influencia desproporcionada en la formulación de políticas ([Elsässer et al., 2021](#); [Schakel, 2021](#); [Mathisen, 2023](#)). Sin embargo, en regresiones entre países, las preferencias de los individuos de bajos ingresos son más predictivas de la redistribución que las de los individuos de altos ingresos ([Maréchal et al., 2025](#)).

fundadores de empresas importantes ([Cornell University, 2026](#)).

Para estimar las preferencias redistributivas de los estudiantes de MBA, seguimos el paradigma del espectador imparcial ([Cappelen et al., 2013](#)). Este diseño experimental involucra a “trabajadores” y “espectadores imparciales” a lo largo de tres etapas. En la etapa de producción, los trabajadores completan una tarea de esfuerzo real. En la etapa de ingresos, emparejamos aleatoriamente a los trabajadores y determinamos sus ingresos con base en el desempeño en la tarea o en el azar. Así, la desigualdad de ingresos se debe al mérito o a la suerte. En la etapa de redistribución, los estudiantes de MBA que actúan como espectadores imparciales eligen las asignaciones finales de ingresos para tres pares de trabajadores. Cada par de trabajadores difiere en el origen de la desigualdad (mérito vs. suerte) y en el costo de redistribuir los ingresos (sin costo vs. redistribución costosa). Nuestro análisis principal utiliza la primera decisión redistributiva de los espectadores, el diseño estándar entre sujetos en la literatura. Complementamos esto con un análisis dentro de sujetos que utiliza las tres decisiones por espectador.

Reportamos dos hallazgos principales. Primero, los estudiantes de MBA implementan distribuciones de ingresos más desiguales que las elegidas por el estadounidense promedio, independientemente de si los ingresos de los trabajadores se deben a la suerte o al mérito. Los estudiantes de MBA implementan un coeficiente de Gini de 0.43 cuando los ingresos de los trabajadores reflejan la suerte y de 0.61 cuando reflejan el desempeño en la tarea. Estos niveles superan las estimaciones combinadas correspondientes de 0.29 y 0.57 de cuatro muestras representativas de EE. UU. ([Almås et al., 2020](#); [Cohn et al., 2023](#); [Preuss et al., 2025](#); [Harris and Sterba, 2025](#)).

Segundo, las decisiones redistributivas de los estudiantes de MBA responden al costo de eficiencia de la redistribución. Cuando los ingresos de los trabajadores se asignan aleatoriamente, introducir un costo de eficiencia incrementa el coeficiente de Gini implementado en 0.21 puntos. Esta respuesta es mucho mayor que en las muestras representativas de EE. UU., donde las respuestas estimadas a los costos de eficiencia son típicamente estadísticamente indistinguibles de cero ([Almås et al., 2020, 2025](#)). Replicamos estos hallazgos con estudiantes de grado en negocios de Cornell—otra muestra de futuras élites.

Para comprender por qué las futuras élites implementan distribuciones más desiguales que el estadounidense promedio, las clasificamos según los ideales de justicia establecidos en la literatura. Siguiendo la metodología estándar de [Almås et al. \(2020\)](#), estimamos que el 9.9 por ciento de los estudiantes de MBA son igualitaristas, el 23.2 por ciento son libertarios, el 22.6 por ciento son meritócratas y el 44.3 por ciento no encaja en ninguno de

estos tres ideales de justicia. En relación con las muestras representativas de EE. UU., la fracción de igualitaristas es similar, las fracciones de meritócratas y libertarios son menores y la fracción no clasificada es mucho mayor (Almås et al., 2020, 2025; Cohn et al., 2023; Preuss et al., 2025; Harrs and Sterba, 2025). Utilizamos nuestro diseño de medidas repetidas y encontramos que muchos de estos espectadores no clasificados muestran tendencias meritocráticas débiles—redistribuyen más cuando la desigualdad surge de la suerte que del desempeño, pero aun así permiten que los ganadores por suerte conserven una ventaja en ingresos. Nos referimos a estos meritócratas débiles no clasificados como “moderados”. Las respuestas abiertas sobre los determinantes de la desigualdad en EE. UU. muestran que los moderados atribuyen la desigualdad a múltiples fuerzas—educación, oportunidades desiguales y discriminación—un perfil distinto de cualquier ideal de justicia estándar.

Nuestros hallazgos sugieren que las políticas redistributivas de EE. UU. siguen siendo más limitadas de lo que preferiría el ciudadano promedio porque las élites, al ejercer una influencia desproporcionada sobre la política, toleran más desigualdad. Este desajuste forma parte de un enigma más amplio: EE. UU. sigue siendo un país altamente desigual a pesar del amplio apoyo a una distribución más igualitaria (Norton and Ariely, 2011, 2013). Esta brecha de preferencias también es consistente con evidencia reciente de que las ponderaciones de bienestar implícitas en las políticas tributarias y de transferencias vigentes de EE. UU. son menos progresivas que las de la población general, con un peso desproporcionado para los individuos de altos ingresos en esas políticas (Capozza and Srinivasan, 2024).

Contribuimos a la literatura sobre la relación entre las percepciones de justicia y la redistribución del ingreso. La evidencia empírica muestra que el origen de la desigualdad—esfuerzo versus suerte—moldea las actitudes de los individuos hacia la redistribución.³ Trabajos recientes estiman cómo se distribuyen los ideales de justicia en muestras representativas de la población (Almås et al., 2020, 2025; Müller and Renes, 2021; Cohn et al., 2023; Harrs and Sterba, 2025). Estimamos los ideales de justicia en una muestra de *futuras* élites que probablemente influirán en la formulación de políticas y en las decisiones empresariales que afectan directamente la desigualdad, como los esquemas de compensación de los trabajadores.

Dos artículos relacionados también estudian las preferencias distributivas de las élites:

³El trabajo empírico que utiliza experimentos de laboratorio incluye Cappelen et al. (2007), Cappelen et al. (2010), Cappelen et al. (2013), Cappelen et al. (2022), Almås et al. (2010), Almås et al. (2011), Durante et al. (2014), Mollerstrom et al. (2015), Andre (2025), Dong et al. (2025), Bhattacharya and Mollerstrom (2025), Preuss et al. (2025), Harrs and Sterba (2025) y Yusof and Sartor (2025).

Fisman et al. (2015) y Cohn et al. (2023). Fisman et al. (2015) estudian las preferencias distributivas de los estudiantes de derecho de Yale utilizando juegos del dictador modificados en los que los sujetos dividen una dotación entre ellos mismos y otro participante. Encuentran que las élites otorgan más peso a su propio pago y priorizan la eficiencia por encima del *altruismo*—es decir, reducir su propio pago para ayudar a otros. Por el contrario, encontramos que las élites priorizan la eficiencia por encima de las preocupaciones por la *igualdad*. Además, cuando los sujetos tienen un interés económico personal en la asignación, como en Fisman et al. (2015), separar el interés propio de las preferencias de justicia requiere supuestos fuertes sobre la forma funcional.⁴ Asimismo, Nax et al. (2021) reportan una replicación fallida y argumentan que las diferencias observadas entre élites y no élites pueden reflejar variaciones en el protocolo. Nuestro diseño de espectador imparcial aborda ambas inquietudes: al eliminar el interés económico de los sujetos en el resultado, medimos las preferencias de justicia y eficiencia directamente sin supuestos estructurales, y al utilizar un protocolo uniforme entre poblaciones, garantizamos la comparabilidad con los estudios existentes. Cohn et al. (2023) encuentran que los estadounidenses de altos ingresos o alta riqueza—hogares en el 5 por ciento superior por ingresos o riqueza, identificados utilizando datos de encuestas autorreportados—son menos aversos a la desigualdad que la población general. Más allá de estudiar una población diferente, nuestro artículo complementa su trabajo y se distingue de él en dos aspectos principales. Primero, examinamos cómo las preocupaciones por la eficiencia moldean la redistribución—un parámetro que estudios previos de muestras representativas estiman cercano a cero, un desconcertante resultado nulo. Segundo, nuestro reclutamiento en clase mitiga el sesgo de autoselección de las muestras basadas en encuestas, en las que los individuos con preferencias sociales particulares tienen mayor probabilidad de participar (Levitt and List, 2007).

Finalmente, contribuimos a la literatura sobre los determinantes de la desigualdad en el mercado laboral. Si bien las políticas de fijación de salarios de las empresas impulsan una desigualdad de ingresos sustancial (e.g., Card et al., 2018), por qué las empresas pagan a trabajadores observacionalmente equivalentes salarios diferentes sigue siendo poco comprendido.⁵ Una explicación potencial se centra en el papel de los gerentes en el diseño de

⁴Los individuos utilizan la incertidumbre o las ineficiencias como “margen de maniobra moral” para excusar el egoísmo (Dana et al., 2007; Exley, 2016, 2020). La forma funcional utilizada para estimar las preocupaciones por la eficiencia ignora este posible factor de confusión, lo que puede inflar las estimaciones de eficiencia para los sujetos más egoístas.

⁵El trabajo reciente que estudia la fijación de salarios de las empresas incluye Hall and Krueger (2012), Caldwell and Harmon (2019), Lachowska et al. (2022), Cullen et al. (2025), Derenoncourt and Weil (2025), Dube et al. (2025), Reyes (2025), Hazell et al. (2026) y Hjort et al. (2026).

los esquemas de compensación (Frank et al., 2015; Acemoglu et al., 2025; He and le Maire, 2025). Si las preferencias de justicia de los gerentes moldean las decisiones de fijación de salarios, entonces la heterogeneidad en estas preferencias podría generar dispersión salarial a nivel de empresa. Abordamos esta hipótesis haciendo que futuros gerentes asignen ingresos reales entre trabajadores observacionalmente equivalentes, variando únicamente el origen declarado de los ingresos de los trabajadores entre decisiones. Documentamos una heterogeneidad sustancial en la desigualdad de ingresos implementada entre los participantes, lo que sugiere que la variación en las preferencias de justicia de los gerentes puede contribuir a los diferenciales salariales entre trabajadores por lo demás similares.

2. Diseño Experimental

Seguimos el paradigma estándar del espectador imparcial (Cappelen et al., 2013). El experimento tiene dos tipos de participantes—trabajadores y espectadores imparciales—a lo largo de tres etapas: una etapa de producción, una etapa de ingresos y una etapa de redistribución (la Figura A1 del Apéndice muestra el flujo del experimento).

2.1. Etapas del Experimento

En la etapa de producción, los trabajadores tienen cinco minutos para completar una tarea de encriptación de esfuerzo real (la Figura A2 del Apéndice muestra un ejemplo). Informamos a los trabajadores que sus ingresos dependen de su desempeño relativo y de la decisión de un tercero, pero no describimos el mecanismo de redistribución.

En la etapa de ingresos, los trabajadores se emparejan aleatoriamente y compiten en un formato en el que el ganador se lleva todo. Determinamos al ganador de cada par ya sea por el número de encriptaciones completadas (“desempeño”) o por el lanzamiento de una moneda (“suerte”). Los ganadores reciben una asignación inicial de \$6, mientras que los perdedores reciben \$0. Los trabajadores nunca conocen el resultado de su competencia—solo observan su pago final luego de la redistribución.

En la etapa de redistribución, los espectadores (estudiantes de MBA) eligen las asignaciones finales de ingresos para tres pares de trabajadores. Cada par difiere en cómo se determina al ganador y en si la redistribución es costosa. Los espectadores saben qué trabajador ganó cada competencia pero no cuántas encriptaciones completaron los trabajadores. Los espectadores pueden redistribuir cualquier monto entre \$0 y \$6 en incrementos de \$0.50. Presentamos cada decisión como un esquema de ajuste. Incentivamos a los espectadores

seleccionando aleatoriamente una de sus decisiones para implementarla.⁶

Luego de la etapa de redistribución, los espectadores completan una encuesta de salida que cubre datos demográficos, antecedentes socioeconómicos, aspiraciones profesionales, opiniones sociales y una prueba de atención. La segunda cohorte de MBA también responde una pregunta abierta sobre los principales determinantes de la desigualdad del ingreso en EE. UU.

2.2. Condiciones de Tratamiento

Estudiamos tres condiciones, presentadas a los espectadores en un orden aleatorizado (véase la Figura A3 del Apéndice para capturas de pantalla de cada tratamiento). En el tratamiento de *suerte*, el ganador se determina por el lanzamiento de una moneda. En el tratamiento de *desempeño*, el ganador es el trabajador que completó más encriptaciones. En el tratamiento de *costo de eficiencia*, el ganador se determina por el lanzamiento de una moneda, y la redistribución implica un “costo de ajuste” que reduce los ingresos totales de los participantes. Por cada \$1.00 de reducción en los ingresos del ganador, los ingresos del perdedor aumentan solo \$0.50, lo que resulta en una pérdida neta del ingreso total.⁷

3. Datos y Estadísticas Descriptivas

3.1. Reclutamiento de Trabajadores y Espectadores

Reclutamos a 880 individuos radicados en EE. UU. en Prolific para que trabajaran en la tarea de encriptación.⁸ Pagamos a los trabajadores una tarifa de participación de \$1.50 por completar la tarea, más un bono de hasta \$6 basado en la decisión de un espectador elegido al azar. El bono promedio fue de \$2.86, lo que resultó en una compensación total

⁶Para mitigar el impacto de los efectos de anclaje sobre las decisiones de redistribución, les decimos a los espectadores que a los trabajadores no se les informó si habían ganado o perdido su enfrentamiento, sino que solo se les comunicarían sus ingresos finales.

⁷Una posible preocupación es que los espectadores podrían intentar minimizar el esfuerzo cognitivo seleccionando opciones por defecto, lo que podría sesgar nuestros resultados. Nuestro diseño experimental aborda esto de dos maneras: ninguna opción estaba preseleccionada, lo que obligaba a los espectadores a elegir activamente, y presentamos las opciones de forma horizontal en lugar de vertical para evitar que optaran por defecto por las opciones “de arriba”. Ningún espectador avanzó por todas las decisiones redistributivas sin elegir activamente al menos una opción, lo que sugiere que las preocupaciones por la minimización del esfuerzo difícilmente sesgan nuestros resultados.

⁸Estos fueron emparejados en 440 pares de trabajadores, que se vincularon a las decisiones redistributivas de nuestros 271 estudiantes de MBA y 167 estudiantes de grado en negocios.

promedio de \$4.36 por trabajador. (Véase el Apéndice B.1 para detalles adicionales sobre la muestra de trabajadores.)

Recopilamos las decisiones redistributivas de los estudiantes de MBA de dos cohortes consecutivas (2023 y 2024) durante clases obligatorias. Este enfoque mitiga las preocupaciones de autoselección que pueden surgir en los experimentos (Levitt and List, 2007). De los 338 estudiantes de MBA que comenzaron el experimento, excluimos a 67 que lo abandonaron antes de llegar a la primera pantalla de redistribución, dejando una muestra de análisis de 271 estudiantes.⁹

3.2. Estadísticas Descriptivas y Balance

El Cuadro A1 del Apéndice presenta estadísticas descriptivas de los espectadores, tanto en general (columna 1) como según el primer tratamiento mostrado (columnas 2–4). La mayoría de los estudiantes de MBA tienen entre 24 y 31 años (83 por ciento), son hombres (55 por ciento) y nacieron en EE. UU. (56 por ciento). Prefieren marcadamente las carreras en el sector privado (84 por ciento) y los roles gerenciales (91 por ciento), y la mayoría planea trabajar en EE. UU. después de graduarse (94 por ciento). La mayoría votó en elecciones recientes (69 por ciento) y cree que el trabajo duro conduce a una vida mejor (81 por ciento). Las características observables están balanceadas entre los grupos definidos por el primer tratamiento mostrado: las pruebas F no rechazan la hipótesis de igualdad conjunta en ninguna condición.

Para comparar nuestros resultados con un punto de referencia, contrastamos las decisiones redistributivas de los estudiantes de MBA con las de cuatro estudios que estiman la distribución de los ideales de justicia en la población general de EE. UU.: Almås et al. (2020), Cohn et al. (2023), Harrs and Sterba (2025) y la Survey of Consumer Expectations (SCE) recopilada por Preuss et al. (2025). Para los estudios que reportan la proporción de ingresos redistribuidos, usamos esa medida para construir el coeficiente de Gini correspondiente.¹⁰ También reportamos una estimación combinada de todas las muestras representativas usando un metaanálisis de efectos aleatorios de DerSimonian–Laird (DerSimonian and Laird, 1986). El Apéndice C compara el diseño experimental, el reclutamiento y las

⁹El experimento se realizó al final de las sesiones de clase con participación voluntaria claramente indicada. Los estudiantes de MBA suelen tener compromisos inmediatamente después de clase, incluidas sesiones de práctica de entrevistas de casos, llamadas de reclutamiento y reuniones de networking, lo que puede haber llevado a algunos estudiantes a retirarse antes de completar el experimento.

¹⁰Si bien estos estudios de comparación se realizaron en momentos distintos, la investigación muestra que las preferencias distributivas permanecen estables a lo largo del tiempo (Fisman et al., 2023; Harrs and Sterba, 2026), lo que hace que estas comparaciones entre estudios sean informativas.

características de la muestra entre los estudios de referencia.¹¹

4. Origen de las Diferencias de Ingreso y Desigualdad Implementada

4.1. Efectos del Mérito y la Eficiencia sobre la Redistribución

Estimamos modelos lineales de la forma:

$$\text{Gini}_{ip} = \beta_0 + \beta_1 \text{Performance}_p + \beta_2 \text{EfficiencyCost}_p + \varepsilon_{ip}, \quad (1)$$

donde Gini_{ip} es el coeficiente de Gini de la asignación final de ingresos en el par de trabajadores p implementada por el espectador i , Performance_p y EfficiencyCost_p son indicadores que toman el valor uno si el par p compitió en los tratamientos de desempeño o de costo de eficiencia y cero si compitió en el tratamiento de suerte. β_0 mide el Gini promedio cuando los ingresos de los trabajadores se asignan aleatoriamente y no hay costo de redistribución. β_1 mide el impacto causal de asignar los ingresos de los trabajadores en función del desempeño sobre la desigualdad implementada. β_2 mide el efecto de introducir un costo de eficiencia sobre el Gini.¹²

El Cuadro 1 presenta estimaciones de la regresión de la ecuación (1). Las columnas 1 y 2 utilizan todas las decisiones redistributivas de los espectadores, con la columna 1 sin controles (por lo que la identificación se basa tanto en variación entre sujetos como dentro de sujetos) y la columna 2 con efectos fijos de espectador (identificación basada en variación dentro de sujetos). Las columnas 3 y 4 utilizan solo las primeras decisiones de los espectadores (identificación basada en variación entre sujetos), aunque el orden en que presentamos los tratamientos no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre las decisiones redistributivas (Cuadro A2 del Apéndice). Agrupamos los errores estándar a nivel de espectador en todos los casos. El Apéndice B.2 muestra evidencia descriptiva

¹¹Otra comparación relevante es Fisman et al. (2015), quienes también estudian las preferencias distributivas y de eficiencia de las élites. Debido a que su diseño experimental, sus datos y su estrategia de identificación difieren sustancialmente de los nuestros—ellos usan un juego del dictador con estimación estructural de una función de utilidad CES—no los incluimos en el ejercicio principal de comparación. En el Apéndice C.4, comparamos los parámetros de eficiencia implícitos en nuestro artículo usando su metodología.

¹²Si bien β_2 representa el efecto de cambiar EfficiencyCost_p de 0 a 1, podemos derivar la elasticidad de arco implícita respecto al costo de eficiencia c . Con $c = 0$ en la condición sin costo y $c = 0.5$ en la condición de costo de eficiencia, la elasticidad de arco es aproximadamente $\epsilon \approx (\beta_2/\bar{G})/(\Delta c/\bar{c})$, donde $\bar{G}$ es el coeficiente de Gini promedio, $\Delta c = 0.5$ y $\bar{c} = 0.25$ es el punto medio de los dos niveles de costo.

sobre la desigualdad implementada y las decisiones de redistribución entre las condiciones experimentales.

La desigualdad de ingresos basada en el mérito y los costos de eficiencia aumentan la desigualdad implementada. Cuando los ingresos de los trabajadores se asignan aleatoriamente, los espectadores implementan un coeficiente de Gini de $\hat{\beta}_0 = 0.420$ (columnas 1 y 2). Asignar los ingresos de los trabajadores en función de su desempeño aumenta el coeficiente de Gini implementado en $\hat{\beta}_1 = 0.240$ puntos de Gini ($p < 0.01$), o 57 por ciento del Gini de la condición de suerte. De manera similar, introducir un costo de redistribución aumenta el coeficiente de Gini en $\hat{\beta}_2 = 0.188$ puntos de Gini ($p < 0.01$), o 45 por ciento del Gini de la condición de suerte. Esto corresponde a una elasticidad implícita de aproximadamente 0.17: un aumento del uno por ciento en el costo se asocia con un aumento de aproximadamente 0.17 por ciento en el Gini.

Los coeficientes son similares cuando se utiliza solo la primera decisión de cada espectador, aunque con un impacto algo menor de la condición de desempeño. La columna 3 muestra que asignar los ingresos de los trabajadores en función del desempeño (en relación con la suerte) aumenta el coeficiente de Gini en $\hat{\beta}_1 = 0.191$ puntos de Gini ($p < 0.01$), o 44 por ciento del Gini de la condición de suerte. Aun así, dados los errores estándar, no podemos rechazar la igualdad de coeficientes entre las columnas 1 y 3 a niveles convencionales.

Los resultados son robustos a varias restricciones de la muestra, verificaciones de especificación y variables dependientes alternativas. El Apéndice B.3 muestra robustez a (i) excluir a los espectadores que no pasaron la prueba de atención (Cuadro B2 del Apéndice); (ii) excluir a los espectadores que respondieron el experimento con apuro (Cuadro B3 del Apéndice); (iii) excluir a los espectadores que asignaron estrictamente más ingresos al perdedor que al ganador (Cuadro B4 del Apéndice); (iv) excluir a los espectadores que clasificamos como poseedores de ideales de justicia no estándar (Cuadro B5 del Apéndice); (v) excluir a los espectadores que redistribuyeron más cuando había un costo de eficiencia (Cuadro B6 del Apéndice); (vi) estimar la regresión por separado para cada cohorte (Cuadro B7 del Apéndice); (vii) incluir efectos fijos de ronda (Cuadro B8 del Apéndice); y (viii) usar como variable de resultado la proporción de ingresos redistribuidos neta del costo de eficiencia (Cuadro B9 del Apéndice).

4.2. ¿Son las Decisiones Redistributivas de las Élites Diferentes de las del Estadounidense Promedio?

Para comparar a los estudiantes de MBA con muestras de referencia de EE. UU., la Figura 1 grafica los coeficientes de Gini promedio por condición de tratamiento y el Cuadro 2 presenta estimaciones de regresión lado a lado de la ecuación (1), en el que el Panel A compara a los estudiantes de MBA con la población general y el Panel B, con submuestras de mayores ingresos. La columna 1 reproduce la especificación de la primera decisión de la columna 4 del Cuadro 1, que es el diseño más comparable con los estudios de referencia.

Las futuras élites son más tolerantes con la desigualdad cuando las diferencias de ingresos provienen de la suerte. En la condición de suerte, los estudiantes de MBA implementan un Gini de 0.425 (Cuadro 2, Panel A, columna 1), en comparación con una estimación combinada de 0.292 de las cuatro muestras representativas de EE. UU. (columna 6). El Gini de los MBA supera significativamente a los de Cohn et al. (2023) ($p < 0.001$) y Harris and Sterba (2025) ($p = 0.003$), y es estadísticamente indistinguible de los de las muestras de mayor desigualdad de Almås et al. (2020) y Preuss et al. (2025) ($p = 0.410$ y $p = 0.663$, respectivamente). La brecha entre los MBA y la estimación combinada equivale a alrededor del 68 por ciento de la brecha de desigualdad implementada entre EE. UU. y Noruega en Almås et al. (2020). La conclusión se extiende a las muestras de referencia de mayores ingresos (Panel B): el Gini combinado de la condición de suerte es 0.281. La brecha persiste incluso frente a la muestra del 5% superior por ingreso o riqueza de Cohn et al. (2023), que implementa un Gini en la condición de suerte de 0.271—alrededor de un 36 por ciento menor que la estimación de los MBA.¹³

Las futuras élites responden menos al origen de la desigualdad que el estadounidense promedio. La condición de desempeño aumenta el Gini implementado en 0.184 puntos entre los estudiantes de MBA, en comparación con una estimación combinada de 0.279 de las muestras representativas (Cuadro 2, columna 6). Sin embargo, los estudiantes de MBA parten de una línea base mucho más alta en la condición de suerte, por lo que aun así implementan más desigualdad en términos absolutos: su Gini en la condición de desempeño es 0.609, en comparación con una estimación combinada de 0.571 de las muestras representativas. El patrón es similar para las submuestras de mayores ingresos: el Gini combinado

¹³Cohn et al. (2023) encuentran que los dueños de negocios son los más tolerantes con la desigualdad. La tolerancia a la desigualdad en este subgrupo es también la más cercana a la de nuestra muestra, aunque persiste una brecha en el tratamiento de suerte donde los dueños de negocios todavía implementan menos desigualdad que los estudiantes de MBA (un Gini de 0.350 frente a 0.432).

de la condición de desempeño es 0.540 (Panel B), todavía por debajo de la estimación de los MBA. El mismo patrón se sostiene frente a la muestra del 5% superior por ingreso o riqueza de [Cohn et al. \(2023\)](#): aunque su efecto del desempeño (0.253 puntos) supera la estimación de los MBA, su menor línea base en la condición de suerte (0.271) deja su Gini en la condición de desempeño en 0.524—todavía por debajo del nivel de los MBA.¹⁴

La mayor brecha entre los estudiantes de MBA y la población general está en su capacidad de respuesta a los costos de eficiencia. La condición de costo de eficiencia aumenta el Gini en 0.211 puntos entre los estudiantes de MBA, en comparación con 0.011 puntos estadísticamente no significativos en la muestra representativa de EE. UU. de [Almås et al. \(2020\)](#)—el único otro estudio con un tratamiento de costo de eficiencia equivalente (mismo costo de redistribución del 50 por ciento). La diferencia entre estas dos respuestas a la eficiencia es estadísticamente significativa ($p = 0.004$). En un reanálisis de los datos de [Almås et al. \(2020\)](#), encontramos que los encuestados con ingresos del hogar superiores a \$100,000 también responden significativamente a los costos de eficiencia (0.174 puntos de Gini, $p < 0.05$), aunque la respuesta de los estudiantes de MBA sigue siendo mayor.¹⁵

4.3. Replicación con Estudiantes de Grado en Negocios de Élite

Para evaluar la robustez de estos resultados, replicamos nuestro análisis con estudiantes *de grado* en negocios de Cornell de la Dyson School of Applied Economics and Management (en adelante “estudiantes de Dyson”; véase el Apéndice D para más detalles). Los estudiantes de Dyson son otra muestra de futuras élites: las universidades de la Ivy League muestran alta movilidad hacia el uno por ciento superior ([Chetty et al., 2020](#)) y una representación desproporcionada en posiciones de liderazgo ([Chetty et al., 2026](#)).

¹⁴Algunos modelos de economía política sugieren que las preferencias del votante mediano, y no las del promedio, determinan los resultados de política (e.g., [Downs, 1957](#)). Para evaluar si nuestras comparaciones son sensibles a esta distinción, calculamos el Gini implementado mediano y promedio en cada una de las muestras representativas y tomamos un promedio simple no ponderado a lo largo de los estudios (distinto de la estimación combinada de efectos aleatorios de 0.292 reportada anteriormente). En la condición de desempeño, el Gini promedio y el mediano son similares (0.59 frente a 0.54). En la condición de suerte, sin embargo, el Gini mediano (0.05) es sustancialmente menor que el promedio (0.30). Por lo tanto, comparar a las futuras élites con el ciudadano mediano arroja una brecha de preferencias aún mayor que compararlas con el ciudadano promedio.

¹⁵Un trabajo reciente de [Almås et al. \(2025\)](#), para el cual no hay microdatos disponibles, estima que la condición de costo de eficiencia aumenta el Gini en aproximadamente 0.08 puntos en su muestra de EE. UU. (véase su Figura 5, panel b), un coeficiente que también es estadísticamente indistinguible de cero. La respuesta a la eficiencia de los MBA supera la de todos los países en su muestra mundial, lo que confirma que las futuras élites responden sustancialmente más a los costos de eficiencia que las poblaciones representativas.

Los estudiantes de Dyson implementan distribuciones de ingresos tan desiguales como las de los estudiantes de MBA: un coeficiente de Gini de 0.416 cuando los ingresos de los trabajadores se determinan por suerte y 0.727 cuando se determinan por desempeño—sustancialmente más alto que los Gini en las muestras representativas de EE. UU. La sensibilidad de los estudiantes de Dyson a los costos de eficiencia también refleja la de los estudiantes de MBA: los costos de redistribución aumentan el Gini en 0.198 puntos, casi idéntico a la estimación de los MBA y sustancialmente mayor que la respuesta cercana a cero en las muestras representativas. Esta consistencia entre las poblaciones de negocios de grado y de posgrado respalda nuestra conclusión de que las futuras élites toleran más desigualdad y responden con mayor fuerza a los costos de eficiencia que la población general.

5. Los Ideales de Justicia de la Élite

5.1. Medición de los Ideales de Justicia

Para entender por qué las futuras élites implementan más desigualdad que la población general, clasificamos a los estudiantes de MBA según su ideal de justicia. Desarrollamos un marco estadístico que modela los ideales de justicia como funciones que van de las distribuciones iniciales de ingresos a las asignaciones finales (véase el Apéndice E). Siguiendo la literatura, nos centramos en tres ideales de justicia: igualitarista, libertario y meritocrático. Los igualitaristas igualan los ingresos de los trabajadores sin importar cómo se generaron esos ingresos. Los libertarios dejan los ingresos iniciales sin cambios sin importar cómo surgieron las diferencias de ingresos. Los meritócratas condicionan sus decisiones redistributivas al origen de la desigualdad: igualan los ingresos cuando la desigualdad se basa enteramente en la suerte (es decir, no hay mérito en la asignación de ingresos), pero redistribuyen menos cuando la desigualdad refleja diferencias de desempeño. Estos ideales de justicia predicen las preferencias sociales de los individuos por la redistribución (Harris and Sterba, 2025).

Utilizamos dos diseños complementarios para medir los ideales de justicia. El primer enfoque se basa en comparaciones entre sujetos, usando solo la primera decisión redistributiva de cada espectador y excluyendo a quienes vieron primero el entorno con costo de eficiencia. Este es el diseño estándar utilizado en la literatura (e.g., Almås et al., 2020, 2025; Cohn et al., 2023) y nos permite comparar nuestros resultados con el trabajo previo. El segundo enfoque utiliza la variación dentro de sujetos a partir de múltiples decisiones por

espectador entre los tratamientos de suerte y desempeño. Este enfoque, también utilizado por [Harris and Sterba \(2025\)](#), nos permite identificar el ideal de justicia de cada espectador, no solo las proporciones agregadas. Extendemos los supuestos de identificación estándar para acomodar estas múltiples observaciones por espectador (véase el Apéndice E).

El diseño de primera elección proporciona comparaciones limpias entre individuos y evita sesgos derivados de decisiones secuenciales, pero es más vulnerable al error de medición y al ruido en las elecciones. El diseño de medidas repetidas reduce el error de medición al incorporar más información sobre el comportamiento de cada espectador, pero requiere suponer que las elecciones iniciales no influyen en las decisiones posteriores.¹⁶ Presentamos resultados de ambos enfoques para establecer robustez y para facilitar la comparación con la investigación existente.

5.2. Estimaciones de los Ideales de Justicia

Con base en las primeras elecciones de los espectadores, estimamos que el 9.9 por ciento de los estudiantes de MBA son igualitaristas, el 23.2 por ciento son libertarios, el 22.6 por ciento son meritócratas y el 44.3 por ciento siguen otros ideales de justicia (Cuadro 3, Panel A; la Figura 2 grafica estas estimaciones junto con el punto de referencia combinado de efectos aleatorios). Estas estimaciones son similares a las del diseño de medidas repetidas, que clasifica al 6.5 por ciento como igualitaristas, al 15.3 por ciento como libertarios, al 28.7 por ciento como meritócratas y al 49.4 por ciento como seguidores de otros ideales de justicia. Las diferencias en proporciones entre los dos diseños no son estadísticamente significativas a niveles convencionales (Figura A4 del Apéndice). Una prueba de Wald de chi-cuadrado no logra rechazar la igualdad de distribuciones entre los dos diseños ($p = 0.27$), lo que sugiere que nuestras estimaciones de ideales de justicia son robustas al método de elicitación.¹⁷

La distribución de los ideales de justicia entre los estudiantes de MBA difiere marcadamente de la de la población general (Cuadro 3, Panel B). En relación con el punto de referencia combinado de las cuatro muestras representativas de EE. UU., las proporciones de libertarios y meritócratas son menores entre los estudiantes de MBA. La mayor diferencia está en la categoría “otros”: el 44.3 por ciento de las futuras élites no está clasificado,

¹⁶La evidencia reciente muestra que las clasificaciones de tipo de justicia a nivel individual son altamente estables a lo largo del tiempo ([Harris and Sterba, 2026](#)), lo que respalda aún más el uso de la variación dentro de sujetos para identificar los ideales de justicia.

¹⁷Algunas diferencias entre diseños son considerables a pesar de ser estadísticamente no significativas, en particular para los libertarios (23.2 vs. 15.3 por ciento).

en comparación con una estimación combinada del 19 por ciento en las cuatro muestras de referencia.¹⁸ Una prueba de Wald de chi-cuadrado rechaza la igualdad de distribuciones entre la muestra de MBA y cada una de las cuatro muestras representativas individualmente: $p = 0.005$ para la SCE, $p = 0.002$ para Almås et al. (2020), $p < 0.001$ para Cohn et al. (2023) y $p < 0.001$ para Harsanyi and Sterba (2025).

Las preferencias de justicia de los estudiantes de MBA difieren sistemáticamente de las de los estadounidenses de mayores ingresos (Cuadro 3, Panel C). Los estudiantes de MBA tienen menor probabilidad de ser meritócratas, y una proporción mayor queda fuera de las tres clasificaciones convencionales de ideales de justicia. Esto contrasta con el trabajo previo que muestra que los estadounidenses de mayores ingresos son con menos frecuencia igualitaristas y con más frecuencia meritócratas que el estadounidense promedio, aunque los hallazgos varían a lo largo de los estudios. Una prueba de Wald de chi-cuadrado rechaza la igualdad de distribuciones entre la muestra de MBA y las muestras de mayores ingresos en Cohn et al. (2023) ($p < 0.001$) y Harsanyi and Sterba (2025) ($p = 0.004$), y arroja rechazos marginales para la SCE ($p = 0.060$) y Almås et al. (2020) ($p = 0.081$).

5.3. Comprensión de las Percepciones de Justicia de las Futuras Élite

¿Quiénes son los espectadores que no se ajustan a los ideales de justicia estándar? Para responder esto, primero evaluamos si las percepciones de justicia no clasificadas reflejan elecciones deliberadas. Luego, identificamos patrones sistemáticos en las decisiones de redistribución utilizando el diseño de medidas repetidas.

¿Son las Percepciones de Justicia No Estándar Deliberadas o Aleatorias? Los espectadores clasificados como “otros” toman decisiones deliberadas en lugar de hacer clic al azar a lo largo de la encuesta. Cuatro elementos de evidencia respaldan esto. Primero, los espectadores no clasificados dedican tanto tiempo a tomar sus decisiones de redistribución como los espectadores clasificados (Cuadro A3 del Apéndice). Segundo, pasan la prueba de atención incorporada a la misma tasa que los demás espectadores.¹⁹ Tercero, la distribución conjunta de sus elecciones de redistribución entre las condiciones de suerte y desempeño

¹⁸La alta proporción de individuos en la categoría “otros” no es un artefacto de nuestras definiciones de ideales de justicia—empleamos el mismo enfoque de clasificación que Almås et al. (2020) en nuestro análisis entre sujetos, y aun así encontramos una proporción sustancialmente mayor de individuos no clasificados que en estudios previos.

¹⁹En nuestros datos, el 6.7 por ciento de todos los espectadores no pasa la prueba de atención. Una regresión bivariada de un indicador de no pasar la prueba de atención sobre la variable dummy de “otros” ideales arroja un $\hat{\beta} = -0.005$ estadísticamente no significativo ($p = 0.88$).

muestra patrones sistemáticos en lugar de la distribución uniforme que esperaríamos de hacer clic al azar (lo analizamos más adelante). Cuarto, nuestro estudio de replicación con otra muestra de futuras élites—los estudiantes de Dyson—encuentra tasas similares de espectadores no clasificados (Sección 4.3).

Patrones Redistributivos que Conducen a Élites No Clasificadas. Para identificar los patrones detrás de los ideales de justicia no clasificados, examinamos la distribución conjunta de las elecciones de redistribución en las condiciones de desempeño y suerte (Cuadro A4 del Apéndice). El patrón no clasificado más común es redistribuir más en la condición de suerte que en la condición de desempeño, pero sin igualar completamente los ingresos en la condición de suerte. Específicamente, el 11.1 por ciento de los espectadores redistribuye \$1 o \$2 en la condición de suerte mientras redistribuye \$0 en la condición de desempeño, y el 8.4 por ciento redistribuye \$2 en la condición de suerte y \$1 en la condición de desempeño. Estos espectadores se comportan como “meritócratas débiles”: recompensan las diferencias de esfuerzo, pero aún permiten que los ganadores por suerte conserven una ventaja al no igualar completamente los ingresos en la condición de suerte. En conjunto, estas elecciones representan el 19.5 por ciento de todos los espectadores (o el 39.5 por ciento de los espectadores no clasificados). Nos referimos a estos espectadores como “moderados”.²⁰

Los moderados implementan distribuciones de ingresos más desiguales que los meritócratas. En promedio, los moderados redistribuyen el 18.8 por ciento de los ingresos e implementan un coeficiente de Gini de 0.624, mientras que los meritócratas redistribuyen el 31.7 por ciento de los ingresos e implementan un coeficiente de Gini de 0.367. Estas diferencias son estadísticamente significativas a $p < 0.01$. La distinción clave entre moderados y meritócratas es que los moderados preservan algo de desigualdad incluso cuando resulta puramente del azar, lo que contradice el principio meritocrático de que solo las diferencias basadas en el mérito deberían recompensarse.²¹

²⁰El 60 por ciento restante de los espectadores no clasificados no muestra un único patrón dominante—el subgrupo más grande redistribuye la misma cantidad intermedia sin importar el origen de la desigualdad, y el resto están dispersos en la distribución conjunta (Cuadro A4 del Apéndice)—por lo que no encajan en ninguno de los ideales de justicia estándar y se entienden mejor como un residuo heterogéneo en lugar de un tipo coherente. La única característica que predice la pertenencia es una propensión marginalmente menor a haber votado en elecciones recientes (Cuadro A5 del Apéndice; $p < 0.10$).

²¹Varias características individuales se correlacionan significativamente con el tipo de justicia (Cuadro A5 del Apéndice). Los hombres tienen mayor probabilidad que las mujeres de ser libertarios ($p < 0.01$), los encuestados que creen que trabajar largas horas es necesario tienen mayor probabilidad de ser moderados ($p < 0.05$), y los estudiantes políticamente activos—según si votaron en elecciones recientes—tienen mayor

Narrativas sobre la Desigualdad. Para caracterizar mejor a los moderados en relación con otros tipos de justicia, analizamos las respuestas abiertas de la segunda cohorte de MBA a la pregunta: “What do you believe is the main driver of income inequality in the United States?”. Utilizamos grandes modelos de lenguaje (LLM) para clasificar las respuestas en ocho categorías desarrolladas inductivamente a partir de los datos: educación, oportunidades desiguales, discriminación, política gubernamental, poder corporativo/de las élites, legado histórico, explicaciones conductuales/culturales y otras. Para cada respuesta, los LLM produjeron una única etiqueta, la más adecuada, y una codificación multietiqueta. Por ejemplo, las respuestas que mencionan “school”, “college” o “studying” se clasifican en educación, mientras que las menciones de raza, género o sesgo se clasifican en discriminación. El Apéndice F detalla la metodología, las pruebas de robustez y citas representativas.

La clasificación muestra diferencias sistemáticas entre tipos de justicia (Cuadro F2 del Apéndice y Figura F1). Los meritócratas enfatizan la educación (38.9 por ciento), los libertarios enfatizan las explicaciones conductuales y culturales (26.7 por ciento) y los igualitaristas enfatizan las barreras—oportunidades desiguales (62.5 por ciento) y discriminación (25.0 por ciento). Los moderados comparten el énfasis de los meritócratas en la educación, pero citan las barreras—discriminación (23.1 vs. 11.1 por ciento) y oportunidades desiguales (26.9 vs. 19.4 por ciento)—con mayor frecuencia. A diferencia de los meritócratas, que con frecuencia citan fuerzas históricas y sistémicas (25.0 por ciento), los moderados casi nunca lo hacen (3.8 por ciento), atribuyendo en cambio la desigualdad a múltiples causas próximas. Los moderados difieren de los libertarios en su bajo énfasis en las explicaciones conductuales (11.5 vs. 26.7 por ciento) y su alto énfasis en las barreras. En conjunto, estos patrones indican que los moderados sostienen una visión distinta de por qué existe la desigualdad, una que no captan las clasificaciones estándar de tipos de justicia.²²

probabilidad de ser meritócratas ($p < 0.05$).

²²Como ejercicio contable exploratorio, nos preguntamos cuánto de la brecha moderado–meritócrata en redistribución puede explicarse por sus narrativas diferentes. Estimamos una regresión de la proporción de ingresos redistribuida sobre indicadores de cada categoría narrativa, combinando a moderados y meritócratas, y multiplicamos cada coeficiente por la diferencia moderado–meritócrata en la frecuencia con que se cita cada categoría. Sumando entre categorías, las narrativas explican alrededor del 20 por ciento de la brecha, debido principalmente a que los meritócratas citan causas históricas y sistémicas con mayor frecuencia, lo que se asocia con más redistribución.

6. Conclusiones

Examinamos qué tipos de desigualdad consideran dignos de redistribución las futuras élites y cuánto peso le dan a la eficiencia. Encontramos que los estudiantes de MBA implementan distribuciones de ingresos sustancialmente más desiguales que el estadounidense promedio y son mucho más sensibles a los costos de eficiencia.

Nuestros resultados abordan un enigma en la economía política de la desigualdad: si bien la mayoría de los estadounidenses expresa fuertes preferencias por distribuciones del ingreso más igualitarias ([Norton and Ariely, 2011, 2013](#)), EE. UU. sigue siendo una nación altamente desigual ([Chancel et al., 2022](#); [Saez and Zucman, 2022](#)). Nuestros resultados sugieren una explicación: las futuras élites, que probablemente accederán a posiciones con una influencia desproporcionada sobre las decisiones de política pública y organizacionales, toleran distribuciones de ingresos sustancialmente más desiguales que el estadounidense promedio, y por lo tanto pueden ser más reacias a adoptar políticas redistributivas. Esto coincide con la evidencia reciente de que las ponderaciones de bienestar de la población general son sustancialmente más progresivas que las implícitas en las políticas tributarias y de transferencias vigentes ([Capozza and Srinivasan, 2024](#)). La prevalencia de moderados entre las futuras élites sugiere además que las élites no solo toleran más desigualdad, sino que reflexionan sobre sus causas de manera diferente, de formas que las clasificaciones de ideales de justicia existentes no captan.

Aunque documentamos diferencias en las preferencias redistributivas entre las futuras élites y la población general, no podemos precisar por qué difieren. Características observables como la educación, el origen socioeconómico o las aspiraciones profesionales pueden explicar estas diferencias, pero la dirección de la causalidad sigue sin estar clara. Los individuos con preferencias de búsqueda de eficiencia pueden autoseleccionarse en programas de negocios de élite, o estos programas pueden moldear sus preferencias a través de la formación y la socialización ([Bauman and Rose, 2011](#); [Sundemo and Löfgren, 2025](#)). Si bien estos mecanismos causales ameritan investigación futura, nuestro hallazgo central no cambia: existe una considerable brecha de preferencias entre la población general y quienes probablemente moldearán la política pública.

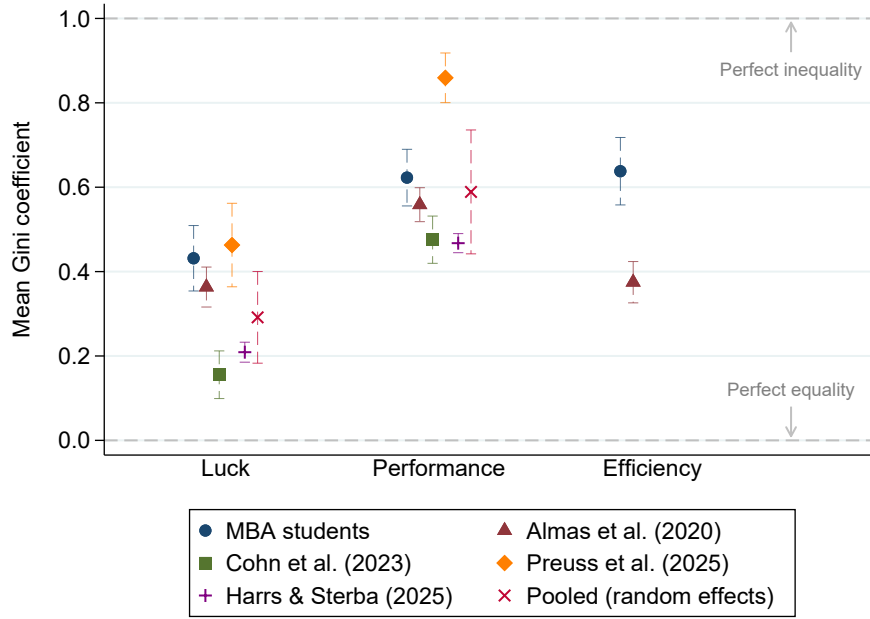
Sigue siendo una pregunta abierta si estas preferencias persisten a medida que los estudiantes de MBA avanzan hacia posiciones de poder. Tres elementos de evidencia sugieren que estas preferencias pueden perdurar. Primero, los estudiantes de MBA y los estudiantes de grado en negocios arrojan resultados similares, lo que indica que las preferencias redis-

tributivas de las futuras élites son estables a lo largo de las etapas educativas. Segundo, las preferencias distributivas tienden a ser estables en el tiempo ([Fisman et al., 2023](#); [Harris and Sterba, 2026](#)). Tercero, [Almås et al. \(2020\)](#) encuentran que la edad no tiene un efecto económicamente significativo sobre las preferencias redistributivas, lo que sugiere que es poco probable que las brechas de preferencias entre las futuras élites y la población general se reduzcan únicamente con la edad.

Otra dirección prometedora es explorar la heterogeneidad de preferencias entre grupos de élite. Existen diferencias demográficas e ideológicas entre las élites de Silicon Valley, Wall Street y Capitol Hill ([Broockman et al., 2019](#); [Bühlmann et al., 2025](#)). Los líderes empresariales pueden tener preferencias distintas de las de las élites políticas, académicas o culturales. Medir estas preferencias entre grupos de élite y rastrear cómo se traducen en influencia sobre la política pública son extensiones naturales.

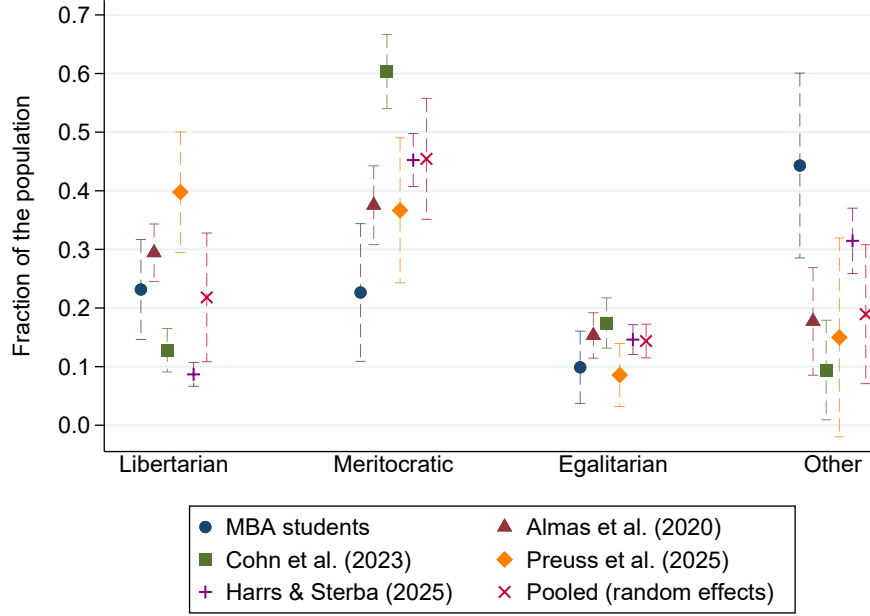
Figuras y Cuadros

Figura 1: Desigualdad Implementada entre Tratamientos: Élite vs. Estudios de Referencia



Notas: Esta figura grafica los coeficientes de Gini promedio con intervalos de confianza del 95 por ciento para cada condición de tratamiento a lo largo de los estudios. El coeficiente de Gini mide la desigualdad implementada en la asignación final de ingresos, y va de cero (igualdad perfecta) a uno (máxima desigualdad). Para [Cohn et al. \(2023\)](#), construimos el Gini como $1 - 2 \times (\text{share redistributed})$; las observaciones se ponderan para ser representativas de la población de EE. UU. Para [Harris and Sterba \(2025\)](#), construimos el Gini como $|1 - \text{transfer}/2|$ usando únicamente la primera decisión de cada encuestado. El tratamiento de eficiencia está disponible solo en nuestro experimento y en [Almas et al. \(2020\)](#). La estimación combinada es un metaanálisis de efectos aleatorios de DerSimonian–Laird a lo largo de los cuatro estudios de referencia ([DerSimonian and Laird, 1986](#)).

Figura 2: La Distribución de los Ideales de Justicia entre Estudiantes de MBA y en EE. UU.



Notas: Esta figura muestra las fracciones estimadas de igualitaristas, libertarios, meritócratas y espectadores no clasificados (“otros”) a lo largo de los estudios, con base en un diseño entre sujetos que usa una decisión redistributiva por espectador. Los igualitaristas son espectadores que igualan los ingresos cuando el ganador se determina por desempeño. Los libertarios son espectadores que no redistribuyen cuando los ingresos se asignan aleatoriamente. Los meritócratas se identifican como la diferencia entre la proporción de espectadores que asignan más al ganador en la condición de desempeño y la proporción que asigna más al ganador en la condición de suerte (siguiendo a [Almås et al., 2020](#)). Los espectadores restantes se clasifican como portadores de “otros” ideales. Las líneas verticales discontinuas representan intervalos de confianza del 95 por ciento a partir de errores estándar robustos agrupados a nivel del espectador.

Estimamos la distribución de los ideales de justicia en los datos de [Preuss et al. \(2025\)](#) usando solamente la primera decisión de los espectadores en la condición de “resultados afortunados”, en la cual el ganador se determina por el lanzamiento de una moneda con cierta probabilidad y por desempeño en caso contrario. Conservamos únicamente las decisiones en las que el lanzamiento de la moneda determinó el resultado con probabilidad uno (equivalente a nuestra condición de “suerte”) o el desempeño lo hizo con probabilidad uno (equivalente a nuestra condición de “desempeño”). Para [Harris and Sterba \(2025\)](#), usamos su muestra de Prolific de EE. UU., en la cual los espectadores toman decisiones de redistribución tanto en la condición de suerte como en la de mérito, presentadas en orden aleatorizado. Para las estimaciones entre sujetos que se muestran aquí, usamos solamente la condición presentada primero. El ganador recibe \$4 y el perdedor \$0; los espectadores pueden transferir \$0–\$4. Clasificamos los ideales de justicia usando las mismas definiciones que en los demás estudios.

También reportamos una estimación combinada de todas las muestras representativas usando un metaanálisis de efectos aleatorios de DerSimonian–Laird ([DerSimonian and Laird, 1986](#)), que tiene en cuenta el error de muestreo dentro de cada estudio y la heterogeneidad entre estudios al ponderar cada estimación por $1/(se_i^2 + \hat{\tau}^2)$, donde $\hat{\tau}^2$ es la varianza estimada entre estudios.

Cuadro 1: Coeficiente de Gini Implementado entre Entornos

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.240*** (0.029)	0.242*** (0.035)	0.191*** (0.052)	0.184*** (0.054)
Efficiency condition	0.188*** (0.024)	0.187*** (0.029)	0.206*** (0.057)	0.211*** (0.060)
Constant (Mean Gini Luck)	0.420*** (0.024)	0.420*** (0.018)	0.432*** (0.040)	0.425*** (0.071)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	793	793	271	271
N (individuals)	271	271	271	271

Notas: Este cuadro muestra las estimaciones de β_0 , β_1 y β_2 de la ecuación (1). El tratamiento omitido es la condición de suerte. El resultado es el coeficiente de Gini de la asignación final de ingresos en el par de trabajadores p implementada por el espectador i , $Gini_{ip}$. El coeficiente de Gini toma un valor entre cero y uno, donde cero denota igualdad perfecta (ambos trabajadores tienen los mismos ingresos después de la redistribución) y uno denota desigualdad perfecta (un trabajador retiene todos los ingresos). Calculamos el coeficiente de Gini como:

$$Gini_{ip} = \frac{|\text{Income Worker 1} - \text{Income Worker 2}|}{\text{Income Worker 1} + \text{Income Worker 2}}.$$

Las especificaciones de las columnas 2 y 4 incluyen controles adicionales. En la columna 2, incluimos efectos fijos de espectador. En la columna 4, controlamos por género, intervalos de edad, situación financiera de los padres durante la infancia y una variable dummy por haber nacido en EE. UU. Errores estándar robustos a heterocedasticidad agrupados a nivel del espectador entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro 2: Coeficiente de Gini Implementado: Élites vs. Estudios de Referencia

Variable dependiente: coeficiente de Gini						
Muestras representativas de EE. UU.						
Estudiantes de MBA	Almås et al. (2020)	Cohn et al. (2023)	Preuss et al. (2025)	Harrs and Sterba (2025)	Combinada	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Panel A. Muestras de población general						
Performance	0.184*** (0.054)	0.195*** (0.032)	0.320*** (0.040)	0.396*** (0.059)	0.258*** (0.017)	0.279*** (0.033)
Efficiency	0.211*** (0.060)	0.011 (0.035)				0.011 (0.035)
Constant	0.425*** (0.071)	0.363*** (0.024)	0.156*** (0.029)	0.463*** (0.050)	0.209*** (0.012)	0.292*** (0.055)
<i>N</i>	271	1,000	614	197	1,476	3,287
Panel B. Submuestras de mayores ingresos						
Performance	0.184*** (0.054)	0.271*** (0.065)	0.253*** (0.045)	0.467*** (0.124)	0.244*** (0.033)	0.259*** (0.025)
Efficiency	0.211*** (0.060)	0.174** (0.077)				0.174** (0.077)
Constant	0.425*** (0.071)	0.316*** (0.048)	0.271*** (0.033)	0.456*** (0.118)	0.268*** (0.024)	0.281*** (0.019)
<i>N</i>	271	213	316	49	398	976

Notas: Este cuadro muestra las estimaciones de la ecuación (1) a lo largo de los estudios. La variable dependiente es el coeficiente de Gini de la asignación final de ingresos. El tratamiento omitido es la condición de suerte, de modo que la constante estima el Gini promedio cuando los ingresos se asignan aleatoriamente. Las filas “Performance” y “Efficiency” muestran los efectos de tratamiento de pasar de la condición de suerte a las condiciones de desempeño y de eficiencia, respectivamente. La columna 1 reporta las estimaciones de nuestra muestra de MBA usando las primeras decisiones de los espectadores y controlando por género, intervalos de edad, situación financiera de los padres durante la infancia y una variable dummy por haber nacido en EE. UU. Las columnas 2–5 reportan las estimaciones de muestras representativas de EE. UU. en los estudios indicados, sin controles adicionales. La columna 6 reporta estimaciones combinadas de un metaanálisis de efectos aleatorios de DerSimonian–Laird a lo largo de los cuatro estudios de referencia (DerSimonian and Laird, 1986). La condición de costo de eficiencia está disponible en nuestro experimento y en Almås et al. (2020), pero no en los demás estudios; la estimación combinada de eficiencia refleja, por lo tanto, un único estudio. Para Preuss et al. (2025), calculamos el Gini directamente a partir de la asignación de cada espectador entre los dos trabajadores, usando la primera decisión por encuestado. Para Cohn et al. (2023), construimos el coeficiente de Gini como $1 - 2 \times (\text{share redistributed})$; las observaciones se ponderan para ser representativas de la población de EE. UU. Para Harrs and Sterba (2025), construimos el Gini como $|1 - \text{transfer}/2|$, donde la transferencia va de \$0 a \$4; usamos únicamente la primera decisión de cada encuestado. El Panel A usa la muestra completa de cada estudio. El Panel B se restringe a las submuestras de mayores ingresos: individuos con ingreso del hogar $\geq \$100,000$ en Almås et al. (2020), la SCE y Harrs and Sterba (2025), y el 5% superior por ingreso o riqueza en Cohn et al. (2023). La columna de MBA es idéntica entre paneles. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre paréntesis; los errores estándar combinados tienen en cuenta la heterogeneidad entre estudios. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro 3: Distribución de los Ideales de Justicia: Élite vs. Ciudadanos Promedio

	Porcentaje de...			
	Libertarios (1)	Meritócratas (2)	Igualitaristas (3)	Otros ideales (4)
Panel A. Estudiantes de MBA				
MBA students (spectators' first choices)	23.16 (4.35)	22.65 (5.99)	9.89 (3.15)	44.30 (8.05)
MBA students (repeated-measures design)	15.33 (1.58)	28.74 (1.98)	6.51 (1.08)	49.43 (2.76)
Panel B. Estadounidense promedio				
SCE – Average American	39.77 (5.25)	36.67 (6.31)	8.57 (2.75)	14.99 (8.66)
Almås et al. (2020) – Average American	29.43 (2.50)	37.54 (3.43)	15.32 (1.98)	17.72 (4.69)
Cohn et al. (2023) – Average American	12.80 (1.89)	60.33 (3.22)	17.45 (2.19)	9.42 (4.33)
Harris and Sterba (2025) – Average American	8.68 (1.04)	45.24 (2.30)	14.61 (1.30)	31.46 (2.84)
Panel C. Muestras de mayores ingresos				
SCE – USA income over 100k	44.44 (12.05)	40.32 (13.27)	3.23 (3.23)	12.01 (18.22)
Almås et al. (2020) – USA income over 100k	22.67 (4.87)	41.92 (7.11)	14.08 (4.16)	21.33 (9.57)
Cohn et al. (2023) – USA top 5 percent	25.15 (3.33)	59.14 (4.37)	8.97 (2.38)	6.75 (5.99)
Harris and Sterba (2025) – USA income over 100k	8.96 (2.02)	41.44 (4.42)	7.61 (1.89)	41.99 (5.21)

Notas: Este cuadro muestra las estimaciones de la fracción de igualitaristas, libertarios, meritócratas y espectadores no clasificados (“otros”) en varios estudios. Las estimaciones de los Paneles B y C se basan en un diseño entre sujetos que usa una decisión redistributiva por espectador. Véase el Apéndice E para las definiciones y la estimación de cada ideal de justicia.

Estimamos la distribución de los ideales de justicia en la Survey of Consumer Expectations (SCE), recopilada por [Preuss et al. \(2025\)](#), usando solamente los datos de la primera decisión de los espectadores en la condición de “resultados afortunados”, en la cual el ganador de un par de trabajadores se determina por el lanzamiento de una moneda con cierta probabilidad y por desempeño con la probabilidad restante. Conservamos únicamente las decisiones en las que el lanzamiento de la moneda determinó el resultado con probabilidad uno (equivalente a nuestra condición de “suerte”) o el desempeño determinó el resultado con probabilidad uno (equivalente a nuestra condición de “desempeño”).

Para [Harris and Sterba \(2025\)](#), usamos su muestra de Prolific de EE. UU., en la cual los espectadores redistribuyen los ingresos tanto en una condición de suerte como en una de mérito. Cada encuestado ve ambas condiciones en orden aleatorizado; usamos solamente la condición presentada primero. El ganador recibe \$4 y el perdedor \$0; los espectadores pueden transferir \$0–\$4 en incrementos de \$0.10. El ingreso se reporta en siete categorías; definimos “ingreso alto” como las categorías 6 (\$100–150k) y 7 (\$150k+).

El Panel C muestra las estimaciones para las muestras de mayores ingresos. En [Almås et al. \(2020\)](#), los datos de la SCE y [Harris and Sterba \(2025\)](#), estos son individuos con ingreso anual del hogar superior a \$100,000. En [Cohn et al. \(2023\)](#), estos son los hogares en el 5 por ciento superior por ingreso o riqueza (es decir, ingreso anual del hogar superior a \$250,000 o activos líquidos brutos de al menos \$1 millón).

Referencias

- Acemoglu, D., He, A., and le Maire, D. (2025). Eclipse of rent-sharing: The effects of managers' business education on wages and the labor share in the US and Denmark. *American Economic Review* (conditionally accepted).
- Alesina, A. and Angeletos, G.-M. (2005). Fairness and redistribution. *American Economic Review*, 95(4):960–980.
- Almås, I., Cappelen, A. W., Lind, J. T., Sørensen, E. Ø., and Tungodden, B. (2011). Measuring unfair (in)equality. *Journal of Public Economics*, 95(7-8):488–499.
- Almås, I., Cappelen, A. W., Sorensen, E. O., and Tungodden, B. (2010). Fairness and the development of inequality acceptance. *Science*, 328(5982):1176–1178.
- Almås, I., Cappelen, A. W., Sørensen, E. Ø., and Tungodden, B. (2025). Fairness across the world. Working Paper 06/2025, NHH Norwegian School of Economics, Department of Economics.
- Almås, I., Cappelen, A. W., and Tungodden, B. (2020). Cutthroat capitalism versus cuddly socialism: Are Americans more meritocratic and efficiency-seeking than Scandinavians? *Journal of Political Economy*, 128(5):1753–1788.
- Andre, P. (2025). Shallow meritocracy. *Review of Economic Studies*, 92(2):772–807.
- Bartels, L. M. (2016). *Unequal Democracy: The Political Economy of the New Gilded Age*. Princeton University Press, Princeton, NJ, 2 edition.
- Bauman, Y. and Rose, E. (2011). Selection or indoctrination: Why do economics students donate less than the rest? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 79(3):318–327.
- Beard, C. A. (2012). *An Economic Interpretation of the Constitution of the United States*. Simon and Schuster, New York.
- Bellavance, F., Dionne, G., and Lebeau, M. (2009). The value of a statistical life: A meta-analysis with a mixed effects regression model. *Journal of Health Economics*, 28(2):444–464.
- Bénabou, R. and Tirole, J. (2006). Belief in a just world and redistributive politics. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2):699–746.
- Bhattacharya, P. and Mollerstrom, J. (2025). Lucky to work. *Review of Economics and Statistics* (forthcoming).
- Broockman, D. E., Ferenstein, G., and Malhotra, N. (2019). Predispositions and the political behavior of American economic elites: Evidence from technology entrepreneurs. *American Journal of Political Science*, 63(1):212–233.

- Bühlmann, F., Christesen, C. A., Cousin, B., Denord, F., Ellersgaard, C. H., Lagneau-Ymonet, P., Larsen, A. G., Savage, M., Thine, S., Young, K., et al. (2025). Varieties of economic elites? preliminary results from the World Elite Database (WED). *The British Journal of Sociology*, 76(3):663–673.
- Burch, P. H. (1980). *Elites in American History*. Holmes and Meier, New York.
- Caldwell, S. and Harmon, N. (2019). Outside options, bargaining and wages: Evidence from coworker networks. *AEA Papers and Proceedings*, 109:203–207.
- Capozza, F. and Srinivasan, K. (2024). Who should get money? estimating welfare weights in the US. URPP Equality of Opportunity Discussion Paper Series 50, University of Zurich.
- Cappelen, A. W., Hole, A. D., Sørensen, E. Ø., and Tungodden, B. (2007). The pluralism of fairness ideals: An experimental approach. *American Economic Review*, 97(3):818–827.
- Cappelen, A. W., Konow, J., Sørensen, E. Ø., and Tungodden, B. (2013). Just luck: An experimental study of risk-taking and fairness. *American Economic Review*, 103(4):1398–1413.
- Cappelen, A. W., Møllerstrom, J., Reme, B.-A., and Tungodden, B. (2022). A meritocratic origin of egalitarian behaviour. *The Economic Journal*, 132(646):2101–2117.
- Cappelen, A. W., Sørensen, E. Ø., and Tungodden, B. (2010). Responsibility for what? fairness and individual responsibility. *European Economic Review*, 54(3):429–441.
- Card, D., Cardoso, A. R., Heining, J., and Kline, P. (2018). Firms and labor market inequality: Evidence and some theory. *Journal of Labor Economics*, 36(S1):S13–S70.
- Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., and Zucman, G. (2022). *World Inequality Report 2022*. Harvard University Press.
- Chetty, R., Deming, D. J., and Friedman, J. N. (2026). Diversifying society’s leaders? the determinants and causal effects of admission to highly selective private colleges. *Quarterly Journal of Economics*, 141(1):51–145.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Saez, E., Turner, N., and Yagan, D. (2020). Income segregation and intergenerational mobility across colleges in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(3):1567–1633.
- Cohn, A., Jessen, L. J., Klačnja, M., and Smeets, P. (2023). Wealthy Americans and redistribution: The role of fairness preferences. *Journal of Public Economics*, 225:104977.
- Cornell University (2026). Notable alumni. <https://www.johnson.cornell.edu/about/75th/alumni/>. Accessed: May 30, 2026.

- Cullen, Z. B., Li, S., and Perez-Truglia, R. (2025). What’s my employee worth? the effects of salary benchmarking. *Review of Economic Studies*.
- Dana, J., Weber, R. A., and Kuang, J. X. (2007). Exploiting moral wiggle room: Experiments demonstrating an illusory preference for fairness. *Economic Theory*, 33(1):67–80.
- Derenoncourt, E. and Weil, D. (2025). Voluntary minimum wages: The local labor market effects of national retailer policies. *Quarterly Journal of Economics*, 140(3):1901–1958.
- DerSimonian, R. and Laird, N. (1986). Meta-analysis in clinical trials. *Controlled Clinical Trials*, 7(3):177–188.
- Domhoff, G. W. (2013). *Who Rules America? The Triumph of the Corporate Rich*. McGraw-Hill, New York, 7 edition.
- Domhoff, G. W. (2017). *The Power Elite and the State: How Policy is Made in America*. Routledge.
- Dong, L., Huang, L., and Lien, J. W. (2025). ‘they never had a chance’: Unequal opportunities and fair redistributions. *The Economic Journal*, 135(667):914–942.
- Downs, A. (1957). *An Economic Theory of Democracy*. Harper and Row, New York.
- Dube, A., Manning, A., and Naidu, S. (2025). Monopsony and employer misoptimization explain why wages bunch at round numbers. *American Economic Review*, 115(8):2689–2721.
- Durante, R., Putterman, L., and van der Weele, J. (2014). Preferences for redistribution and perception of fairness: An experimental study. *Journal of the European Economic Association*, 12(4):1059–1086.
- Elsässer, L., Hense, S., and Schäfer, A. (2021). Not just money: Unequal responsiveness in egalitarian democracies. *Journal of European Public Policy*, 28(12):1890–1908.
- Exley, C. L. (2016). Excusing selfishness in charitable giving: The role of risk. *The Review of Economic Studies*, 83(2):587–628.
- Exley, C. L. (2020). Using charity performance metrics as an excuse not to give. *Management Science*, 66(2):553–563.
- Ferguson, T. (1995). *Golden Rule: The Investment Theory of Party Competition and the Logic of Money-Driven Political Systems*. University of Chicago Press.
- Fisman, R., Jakiela, P., Kariv, S., and Markovits, D. (2015). The distributional preferences of an elite. *Science*, 349(6254):aab0096.
- Fisman, R., Jakiela, P., Kariv, S., and Vannutelli, S. (2023). The distributional preferences of Americans, 2013–2016. *Experimental Economics*, 26(4):727–748.

- Frank, D. H., Wertenbroch, K., and Maddux, W. W. (2015). Performance pay or redistribution? cultural differences in just-world beliefs and preferences for wage inequality. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 130:160–170.
- Gilens, M. (2012). *Affluence and Influence: Economic Inequality and Political Power in America*. Princeton University Press.
- Gilens, M. and Page, B. I. (2014). Testing theories of American politics: Elites, interest groups, and average citizens. *Perspectives on Politics*, 12(3):564–581.
- Hacker, J. S. and Pierson, P. (2010). *Winner-Take-All Politics: How Washington Made the Rich Richer—and Turned Its Back on the Middle Class*. Simon & Schuster, New York, NY.
- Hall, R. E. and Krueger, A. B. (2012). Evidence on the incidence of wage posting, wage bargaining, and on-the-job search. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(4):56–67.
- Harrs, S. and Sterba, M.-B. (2025). Fairness and support for redistribution: The role of preferences and beliefs. Working Paper 47, Cluster of Excellence “The Politics of Inequality”, University of Konstanz.
- Harrs, S. and Sterba, M.-B. (2026). How stable is meritocratic ideology in times of crises? Work in progress.
- Hazell, J., Patterson, C., Sarsons, H., and Taska, B. (2026). National wage setting. *American Economic Review* (forthcoming).
- He, A. X. and le Maire, D. (2025). Managing inequality: Manager-specific wage premiums and selection in the managerial labor market. *Review of Economics and Statistics* (forthcoming).
- Hertel-Fernandez, A. (2019). *State Capture: How Conservative Activists, Big Businesses, and Wealthy Donors Reshaped the American States—and the Nation*. Oxford University Press, New York.
- Hjort, J., Li, X., and Sarsons, H. (2026). Across-country wage compression in multinationals. *American Economic Review*, 116(1):52–87.
- Lachowska, M., Mas, A., Saggio, R., and Woodbury, S. A. (2022). Wage posting or wage bargaining? a test using dual jobholders. *Journal of Labor Economics*, 40(S1):S469–S493.
- Levitt, S. D. and List, J. A. (2007). What do laboratory experiments measuring social preferences reveal about the real world? *Journal of Economic Perspectives*, 21(2):153–174.

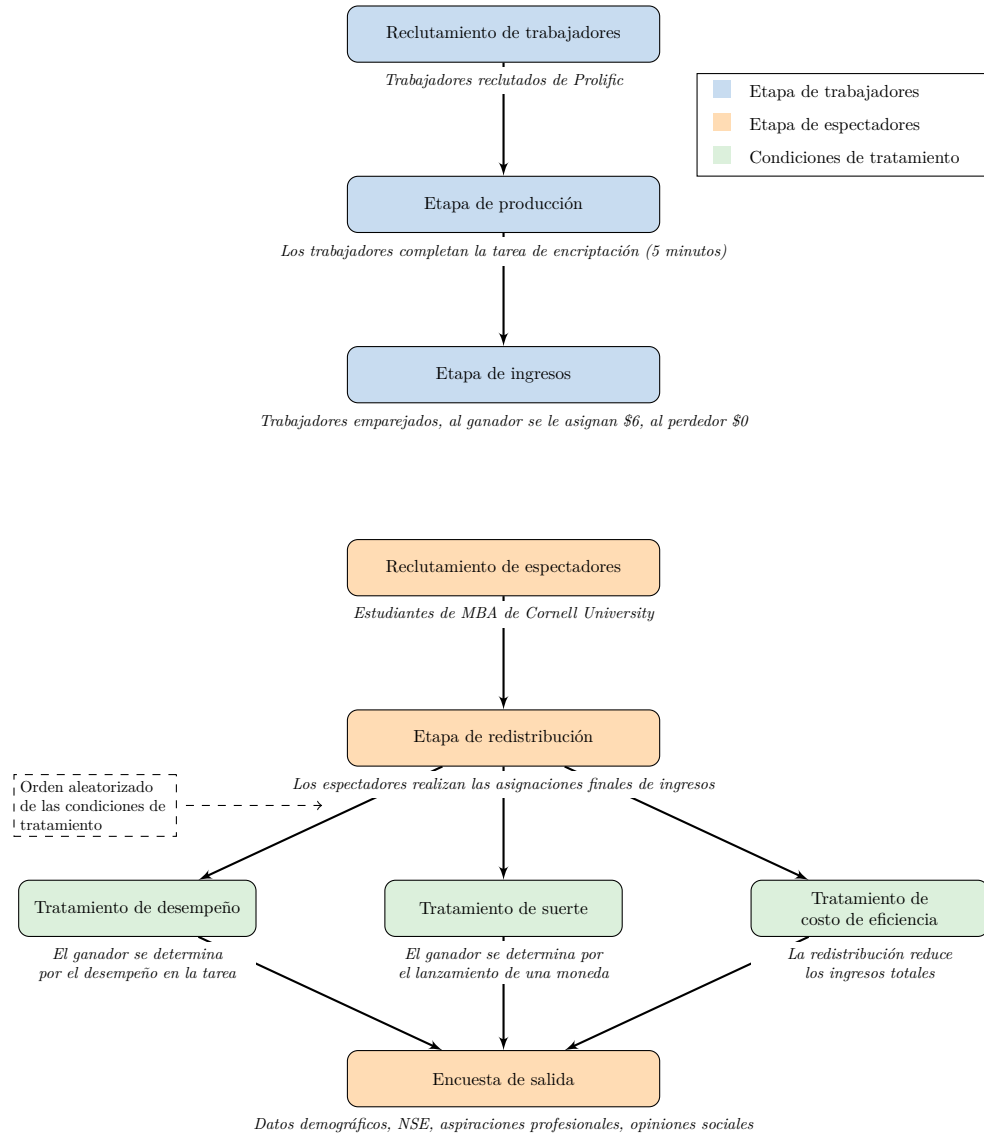
- Maréchal, M. A., Cohn, A., Yusof, J., and Fisman, R. (2025). Whose preferences matter for redistribution? cross-country evidence. *Journal of Political Economy Microeconomics*, 3(1):1–24.
- Mathisen, R. B. (2023). Affluence and influence in a social democracy. *American Political Science Review*, 117(2):751–758.
- Meager, R. (2019). Understanding the average impact of microcredit expansions: A Bayesian hierarchical analysis of seven randomized experiments. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(1):57–91.
- Meager, R. (2022). Aggregating distributional treatment effects: A Bayesian hierarchical analysis of the microcredit literature. *American Economic Review*, 112(6):1818–1847.
- Mills, C. W. (1956). *The Power Elite*. Oxford University Press, New York.
- Mollerstrom, J., Reme, B.-A., and Sørensen, E. Ø. (2015). Luck, choice and responsibility — an experimental study of fairness views. *Journal of Public Economics*, 131:33–40.
- Müller, D. and Renes, S. (2021). Fairness views and political preferences: Evidence from a large and heterogeneous sample. *Social Choice and Welfare*, 56(4):679–711.
- Nax, H. H., Depoorter, B., Grech, P. D., Halten, J., Hoeppe, S., Newton, J., Pradelski, B. S. R., Soos, A., Wehrli, S., Ikica, B., et al. (2021). Are elites really less fair-minded? Legal Studies Research Paper Series 3766728, UC College of the Law San Francisco.
- Norton, M. I. and Ariely, D. (2011). Building a better America—one wealth quintile at a time. *Perspectives on Psychological Science*, 6(1):9–12.
- Norton, M. I. and Ariely, D. (2013). American’s desire for less wealth inequality does not depend on how you ask them. *Judgment and Decision Making*, 8(3):393–394.
- Page, B. I. and Gilens, M. (2017). *Democracy in America?: What Has Gone Wrong and What We Can Do About It*. University of Chicago Press, Chicago, IL.
- Page, B. I., Seawright, J., and Lacombe, M. J. (2018). *Billionaires and Stealth Politics*. University of Chicago Press, Chicago.
- Preuss, M., Reyes, G., Somerville, J., and Wu, J. (2025). Inequality of opportunity and income redistribution. *Journal of Political Economy Microeconomics*.
- Reyes, G. (2025). Coarse wage-setting and behavioral firms. *Review of Economics and Statistics* (accepted).
- Rigby, E. and Wright, G. C. (2013). Political parties and representation of the poor in the American states. *American Journal of Political Science*, 57(3):552–565.

- Saez, E. and Zucman, G. (2022). Top wealth in America: A reexamination. Working Paper 30396, National Bureau of Economic Research.
- Schakel, W. (2021). Unequal policy responsiveness in the Netherlands. *Socio-Economic Review*, 19(1):37–57.
- Sundemo, M. and Löfgren, Å. (2025). Do business and economics studies erode prosocial values? *Southern Economic Journal*, 92(2):504–526.
- Vivalt, E. (2020). How much can we generalize from impact evaluations? *Journal of the European Economic Association*, 18(6):3045–3089.
- Wai, J., Anderson, S. M., Perina, K., Worrell, F. C., and Chabris, C. F. (2024). The most successful and influential Americans come from a surprisingly narrow range of ‘elite’ educational backgrounds. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11(1):1129.
- Winters, J. A. (2011). *Oligarchy*. Cambridge University Press, New York.
- Winters, J. A. and Page, B. I. (2009). Oligarchy in the United States? *Perspectives on Politics*, 7(4):731–751.
- Yusof, J. and Sartor, S. (2025). Market luck: Skill-biased inequality and redistributive preferences. Working Paper 475, University of Zurich, Department of Economics.

Apéndice

A. Figuras y Cuadros del Apéndice

Figura A1: Flujo del Experimento



Nota: Esta figura ilustra el diseño experimental de tres etapas. En la etapa de producción, los trabajadores completan una tarea de encriptación. En la etapa de ingresos, los trabajadores se emparejan y los ingresos iniciales se asignan en función del desempeño o de la suerte. En la etapa de redistribución, los espectadores estudiantes de MBA determinan las asignaciones finales de ingresos en tres condiciones de tratamiento presentadas en orden aleatorizado.

Figura A2: Ejemplo de la Tarea de Encriptación del Trabajador

Q	X	D	A	C	V	U	R	P	W	L	Y	G
754	579	860	708	344	725	950	314	532	595	654	838	327
Z	F	M	N	T	B	K	O	H	S	E	I	J
190	776	627	980	830	803	603	673	536	490	545	445	925

Por favor, traduzca la siguiente palabra a código:

RPZ:

Notas: Esta figura muestra un ejemplo de una encriptación completada por los trabajadores. Para cada “palabra” de tres letras, los trabajadores reciben un libro de códigos que asigna a cada letra un número de tres dígitos. Después de encriptar una palabra, aparece una nueva palabra junto con un nuevo libro de códigos. Las palabras, los códigos y la secuencia de letras en el libro de códigos se aleatorizan para cada nueva palabra. No se brinda retroalimentación sobre la corrección de las encriptaciones. Los trabajadores tienen cinco minutos para completar la mayor cantidad de encriptaciones posible.

Figura A3: Capturas de Pantalla de las Pantallas de Decisión Redistributiva

Panel A. Condición de suerte

In this pair, we randomly assigned the \$6.00 to one of the participants by using a coin flip.

Participant ID:	hi390ep8	72hevogk
How was the winner determined?	Coin Flip	
Result:	Won	Lost
Unadjusted earnings:	\$6.00	\$0.00

You can choose whether or not to redistribute the initial earnings between the above participants. Please choose their final, adjusted earnings.

Pay winner: \$6.00
Pay loser: \$0.00

Pay winner: \$5.00
Pay loser: \$1.00

Pay winner: \$4.00
Pay loser: \$2.00

Pay winner: \$3.00
Pay loser: \$3.00

Pay winner: \$2.00
Pay loser: \$4.00

Pay winner: \$1.00
Pay loser: \$5.00

Pay winner: \$0.00
Pay loser: \$6.00

Panel B. Condición de desempeño

In this pair, we assigned the \$6.00 to the participant who completed more encryptions.

Participant ID:	5ch03y5h	91h05tri
How was the winner determined?	Performance	
Result:	Won	Lost
Unadjusted earnings:	\$6.00	\$0.00

You can choose whether or not to redistribute the initial earnings between the above participants. Please choose their final, adjusted earnings.

Pay winner: \$6.00
Pay loser: \$0.00

Pay winner: \$5.00
Pay loser: \$1.00

Pay winner: \$4.00
Pay loser: \$2.00

Pay winner: \$3.00
Pay loser: \$3.00

Pay winner: \$2.00
Pay loser: \$4.00

Pay winner: \$1.00
Pay loser: \$5.00

Pay winner: \$0.00
Pay loser: \$6.00

Panel C. Condición de costo de eficiencia

In this pair, we randomly assigned the \$6.00 to one of the participants by using a coin flip.

Participant ID:	85pjujc	omsnauw6
How was the winner determined?	Coin Flip	
Result:	Won	Lost
Unadjusted earnings:	\$6.00	\$0.00

You can choose whether or not to redistribute the initial earnings between the above participants. Please choose their final, adjusted earnings.

Please be aware that for this decision (and this decision only), adjusting earnings lowers the combined income of the participants. For every \$1.00 reduction in the winner's earnings, the loser's earnings increase by only \$0.50. That is, there is an adjustment cost that will be subtracted from the total earnings distributed among the participants.

Pay winner: \$6.00
Pay loser: \$0.00

Pay winner: \$5.00
Pay loser: \$0.50

Pay winner: \$4.00
Pay loser: \$1.00

Pay winner: \$3.00
Pay loser: \$1.50

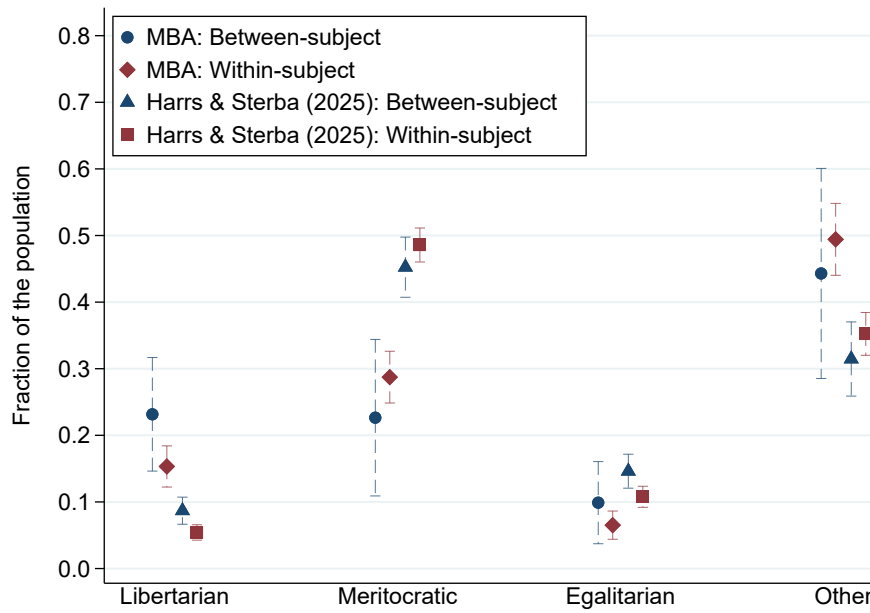
Pay winner: \$2.00
Pay loser: \$2.00

Pay winner: \$1.00
Pay loser: \$2.50

Pay winner: \$0.00
Pay loser: \$3.00

Notas: Esta figura muestra capturas de pantalla de la pantalla de redistribución que se mostró a los espectadores para cada condición de par de trabajadores.

Figura A4: Ideales de Justicia: Identificación entre Sujetos vs. Dentro de Sujetos



Notas: Esta figura muestra estimaciones de la fracción de libertarios, meritócratas e igualitaristas usando dos diseños de investigación diferentes para los estudiantes de MBA y la muestra de Prolific de [Hars and Sterba \(2025\)](#). Véase el Apéndice E para las definiciones y la estimación de cada ideal de justicia. Para los estudiantes de MBA, las estimaciones entre sujetos (círculos) usan una decisión redistributiva por espectador y las estimaciones dentro de sujetos (rombos) usan dos decisiones. Para [Hars and Sterba \(2025\)](#), las estimaciones entre sujetos (triángulos) usan solo la condición mostrada primero, mientras que las estimaciones dentro de sujetos (cuadrados) usan tanto la condición de suerte como la de mérito por encuestado. Las líneas verticales discontinuas representan intervalos de confianza del 95 por ciento calculados usando errores estándar robustos agrupados a nivel de espectador.

Cuadro A1: Estadísticas Descriptivas de la Muestra según el Primer Tratamiento Mostrado

	Todos (1)	Primera condición mostrada		
		Suerte (2)	Desempeño (3)	Eficiencia (4)
Panel A. Características demográficas				
Age ≤23	0.031	0.043	0.034	0.013
Age 24–27	0.380	0.419	0.315	0.408
Age 28–31	0.453	0.387	0.483	0.500
Age ≥32	0.136	0.151	0.169	0.079
Male	0.554	0.521	0.589	0.553
Cohort 2023	0.509	0.537	0.451	0.541
Cohort 2024	0.491	0.463	0.549	0.459
Born in the USA	0.562	0.606	0.545	0.527
Panel B. Situación financiera durante la infancia				
Always had enough money for necessities and luxuries	0.198	0.191	0.169	0.240
Always had enough for necessities and occasional luxuries	0.422	0.447	0.438	0.373
Usually had enough for necessities, rarely for luxuries	0.279	0.277	0.281	0.280
Sometimes did not have enough money for necessities	0.081	0.074	0.090	0.080
Frequently did not have enough money for necessities	0.019	0.011	0.022	0.027
Panel C. Preferencias de empleo				
Planning on getting a job in the USA	0.941	0.978	0.899	0.946
Working long hours is sometimes necessary	0.811	0.806	0.851	0.770
Work-life balance is more important than a high salary	0.524	0.505	0.448	0.635
Wants career in private sector	0.839	0.806	0.851	0.865
Wants career in a non-profit	0.173	0.204	0.138	0.176
Wants to become an entrepreneur	0.484	0.430	0.483	0.554
Aspire to be a manager	0.913	0.903	0.920	0.919
Panel D. Comportamiento electoral y opiniones sociales				
Voted in the last elections	0.693	0.714	0.701	0.658
Success is luck and connections	0.362	0.355	0.414	0.311
Hard work brings a better life	0.815	0.828	0.816	0.797
Passed attention check	0.933	0.968	0.908	0.919
Minutes spent in survey	4.553	4.560	4.640	4.454
Completed all three redistributive decisions	0.959	0.989	0.989	0.894
Number of individuals	271	95	91	85
Number of redistributive decisions	793	284	271	238
F-statistic	–	1.042	1.049	1.034
p-value F-statistic	–	0.410	0.404	0.417

Notas: Este cuadro muestra estadísticas descriptivas de los estudiantes de MBA en nuestra muestra. Todas las variables se basan en datos autorreportados por los estudiantes de MBA en la encuesta de salida de nuestro estudio. Las preferencias de empleo y las opiniones sociales se basan en el grado de acuerdo de los estudiantes de MBA con varias afirmaciones en una grilla de escala Likert de cinco puntos. Para cada afirmación, definimos una variable indicadora que es igual a uno si el estudiante selecciona “muy de acuerdo” o “de acuerdo”, y cero en caso contrario. La columna 1 reporta estadísticas descriptivas globales. Las columnas 2–4 dividen la muestra según la primera condición mostrada: suerte (ingresos asignados aleatoriamente), desempeño (ingresos determinados por el desempeño en la tarea de encriptación) o costo de eficiencia (ingresos asignados aleatoriamente con redistribución costosa).

Cuadro A2: El Impacto del Orden en que los Espectadores Vieron Cada Condición

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Por separado según la condición			Combinado (4)
	Suerte (1)	Desempeño (2)	Eficiencia (3)	
Luck $\times$ Screen 2	-0.014 (0.059)			-0.014 (0.059)
Luck $\times$ Screen 3	-0.022 (0.059)			-0.022 (0.060)
Performance $\times$ Screen 2		0.028 (0.050)		0.028 (0.050)
Performance $\times$ Screen 3		0.087* (0.052)		0.087* (0.052)
Efficiency $\times$ Screen 2			0.017 (0.057)	0.017 (0.057)
Efficiency $\times$ Screen 3			-0.105* (0.058)	-0.105* (0.058)
Constant	0.432*** (0.040)	0.623*** (0.034)	0.638*** (0.041)	0.565*** (0.022)
<i>N</i> (individuals)	261	263	269	271

Notas: Este cuadro muestra estimaciones de los efectos del orden sobre el coeficiente de Gini. En las columnas 1–3, estimamos una regresión del Gini sobre variables dummy por haber visto una condición dada en la segunda y tercera pantallas. La constante representa el coeficiente de Gini promedio para los espectadores que vieron una condición dada en la primera pantalla. En la columna 4, interactuamos todas las condiciones con las variables dummy de orden. Errores estándar robustos a heterocedasticidad agrupados a nivel de espectador entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro A3: Tiempo Dedicado a las Pantallas de Redistribución por Espectadores con Ideales No Clasificados

	Variable dependiente: tiempo dedicado (segundos)			
	Todas las pantallas (1)	Por condición de redistribución		
		Desempeño (2)	Suerte (3)	Costo de eficiencia (4)
Other ideal	0.382 (4.467)	-1.280 (1.983)	2.311 (1.674)	-2.770 (2.974)
Constant	73.822*** (3.489)	21.266*** (1.467)	19.336*** (1.225)	35.338*** (2.104)
<i>N</i> (individuals)	260	263	261	269

Notas: Este cuadro presenta estimaciones de regresión de la relación entre tener un ideal de justicia no clasificado y el tiempo dedicado a las pantallas de decisión redistributiva. El resultado es el tiempo total dedicado en todas las pantallas de redistribución. Errores estándar agrupados a nivel de espectador entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro A4: Distribución Conjunta de la Redistribución en las Condiciones de Suerte y Desempeño

		Ingresos redistribuidos en la condición de desempeño							
		\$0	\$1	\$2	\$3	\$4	\$5	\$6	
Condición de suerte	\$0	0.153	0.031	0.027	0.011	0.000	0.000	0.008	Libertarios Meritócratas Igualitaristas
	\$1	0.034	0.057	0.023	0.008	0.004	0.000	0.000	
	\$2	0.077	0.084	0.080	0.008	0.000	0.000	0.000	
	\$3	0.138	0.069	0.080	0.065	0.000	0.000	0.004	
	\$4	0.000	0.004	0.015	0.004	0.000	0.000	0.000	
	\$5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
	\$6	0.000	0.000	0.000	0.004	0.004	0.004	0.004	

Notas: Este cuadro muestra la distribución conjunta de las decisiones de redistribución en las condiciones de suerte y desempeño, excluyendo el tratamiento de costo de eficiencia. Cada celda representa la proporción de espectadores que eligieron redistribuir $\$x$ dólares en la condición de suerte (filas) y $\$y$ dólares en la condición de desempeño (columnas). Las decisiones se elicitaban en incrementos de \$0.50 y se agregaron en intervalos de \$1 para este cuadro. Por ejemplo, el 15.3 por ciento de los espectadores eligió redistribuir \$0 en ambas condiciones, mientras que el 6.5 por ciento eligió redistribuir \$3 (es decir, igualar los ingresos) en ambas condiciones.

La celda sombreada en verde indica a los espectadores clasificados como libertarios (sin redistribución en ninguna de las dos condiciones), las celdas sombreadas en azul indican a los espectadores clasificados como meritocráticos (igualación de ingresos en la condición de suerte y mayor redistribución en suerte que en desempeño) y la celda sombreada en naranja indica a los espectadores clasificados como igualitaristas (redistribución igual en ambas condiciones). Los espectadores cuyas decisiones de redistribución caen fuera de las áreas sombreadas se clasifican con “otros” ideales de justicia.

Cuadro A5: Correlatos de los Ideales de Justicia

	Variable dependiente:				
	Libertario (1)	Moderado (2)	Meritócrata (3)	Igualitarista (4)	Otro (5)
Male	0.146*** (0.042)	-0.082 (0.050)	-0.102 (0.057)	-0.038 (0.032)	0.075 (0.057)
Aged 28 or over	0.016 (0.045)	0.031 (0.050)	0.029 (0.057)	-0.016 (0.032)	-0.060 (0.058)
Born USA	0.064 (0.044)	-0.027 (0.051)	-0.026 (0.058)	0.007 (0.031)	-0.019 (0.058)
Stay USA	0.080 (0.069)	0.002 (0.107)	-0.260 (0.133)	0.001 (0.067)	0.178 (0.093)
Always enough money	0.030 (0.045)	0.055 (0.050)	-0.015 (0.058)	-0.009 (0.032)	-0.062 (0.060)
Voted last elections	0.007 (0.048)	-0.044 (0.057)	0.159** (0.056)	0.041 (0.030)	-0.163* (0.065)
Success luck network	0.015 (0.048)	-0.109 (0.047)	-0.048 (0.059)	0.065 (0.036)	0.076 (0.061)
Hard work better life	0.032 (0.055)	0.075 (0.056)	-0.034 (0.075)	0.030 (0.035)	-0.103 (0.078)
Long hours necessary	-0.042 (0.062)	0.130** (0.049)	-0.103 (0.077)	0.031 (0.034)	-0.016 (0.074)
Work-life balance	-0.038 (0.046)	0.093 (0.049)	-0.043 (0.057)	0.033 (0.031)	-0.044 (0.058)
Career in priv. sector	0.067 (0.053)	-0.095 (0.074)	0.086 (0.072)	-0.037 (0.049)	-0.021 (0.079)
Career in a non-profit	-0.021 (0.058)	0.019 (0.067)	-0.023 (0.074)	0.056 (0.051)	-0.032 (0.075)
Wants entrepreneur	0.049 (0.046)	-0.020 (0.049)	-0.029 (0.057)	0.044 (0.032)	-0.044 (0.058)
Wants manager	0.019 (0.077)	0.008 (0.087)	-0.079 (0.107)	-0.026 (0.064)	0.079 (0.095)
Mean Dep. Var.	0.181	0.188	0.277	0.063	0.292
N (Spectators)	271	271	271	271	271

Notas: Este cuadro muestra estimaciones de los correlatos de tener un ideal de justicia dado. La ecuación de regresión es:

$$Y_i = \alpha + \gamma X_i + \nu_i,$$

donde Y_i es un ideal de justicia y X_i es una característica a nivel individual.

Cada columna muestra el resultado para una variable dependiente diferente. En la columna 1, el resultado es igual a uno si el estudiante no redistribuye ingresos ni en el entorno de suerte ni en el de desempeño. En la columna 2, el resultado es igual a uno si el estudiante se clasifica como moderado (según se define en la Sección 5.3). En la columna 3, el resultado es igual a uno si el estudiante iguala los ingresos en el entorno de suerte, pero da estrictamente más al ganador en el entorno de desempeño. En la columna 4, el resultado es igual a uno si el estudiante divide los ingresos por igual en los entornos de suerte y desempeño. En la columna 5, el resultado es igual a uno si el estudiante tiene “otros” ideales de justicia, pero no se clasifica como moderado.

Errores estándar robustos a heterocedasticidad agrupados a nivel de espectador entre paréntesis. Los umbrales * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ están corregidos por Bonferroni para cinco pruebas.

B. Apéndice Empírico

B.1. Muestra de Trabajadores

Este apéndice ofrece detalles sobre las características de la muestra de trabajadores.

El Cuadro **B1** del Apéndice presenta estadísticas descriptivas sobre los trabajadores. La muestra es diversa en términos de edad, género y origen racial. El trabajador promedio tiene aproximadamente 40 años, con una desviación estándar de 13.8 años. Alrededor del 49 por ciento de los trabajadores son hombres, y el 94 por ciento nació en EE. UU. La mayoría se identifica como blanca (70 por ciento), seguida de personas negras (12 por ciento), asiáticas (9 por ciento) y de origen racial mixto u otro.

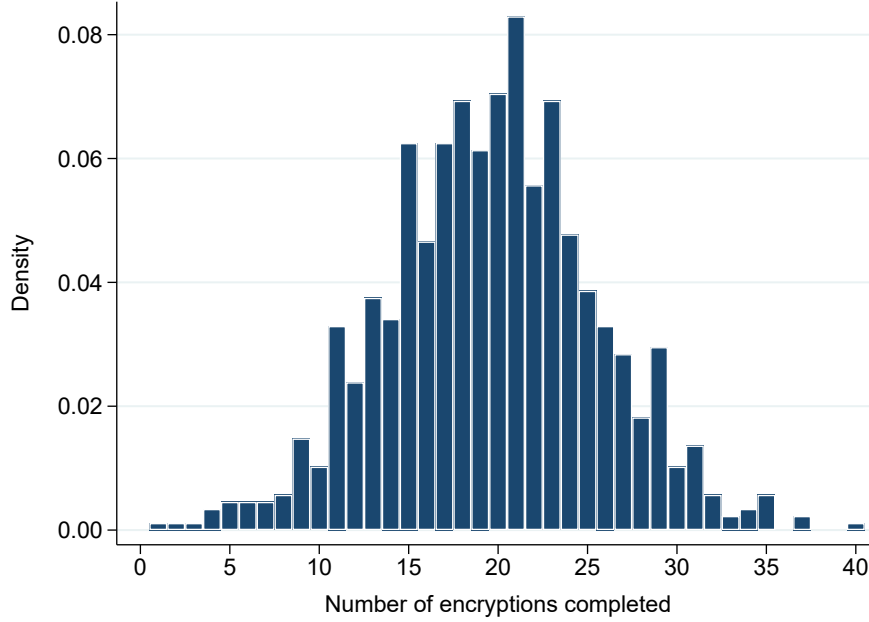
La Figura **B1** del Apéndice muestra la distribución del desempeño en la tarea de encriptación. Los trabajadores completaron en promedio 19.67 encriptaciones, con una desviación estándar de 5.91. El número promedio de intentos de encriptación fue 20.92. La distribución es aproximadamente normal, y la mayoría de los trabajadores completó entre 10 y 30 encriptaciones.

Cuadro B1: Estadísticas Descriptivas de la Muestra de Trabajadores

	Media (1)	DE (2)	N (3)
Panel A. Características demográficas			
Age	40.403	13.829	863
Male	0.487	0.500	871
White	0.697	0.460	855
Black	0.116	0.320	855
Asian	0.090	0.286	855
Mixed race	0.065	0.248	855
Other race	0.032	0.175	855
Born in the USA	0.945	0.229	869
Language is English	0.947	0.223	875
Panel B. Situación laboral			
Is a student	0.136	0.343	589
Works full-time	0.503	0.501	475
Works part-time	0.162	0.369	475
Unemployed	0.112	0.315	475
Panel C. Desempeño en la tarea de encriptación			
Tasks attempted	20.919	5.821	880
Tasks completed	19.670	5.910	880

Notas: Este cuadro muestra estadísticas descriptivas de nuestra muestra de trabajadores. Las variables de los Paneles A y B se basan en datos demográficos y de empleo provistos por Prolific, en lugar de recolectados a través de nuestra encuesta. Los tamaños de muestra varían entre variables, ya que esta información solo está disponible para los trabajadores que se la han provisto a Prolific. Las variables del Panel C se basan en el desempeño en la tarea de encriptación y están disponibles para todos los trabajadores.

Figura B1: Distribución de Tareas Completadas en la Tarea del Trabajador



Notas: Esta figura muestra la distribución del número total de encriptaciones correctas de tres letras completadas por los trabajadores. El número promedio de encriptaciones completadas es 19.7 y la desviación estándar es 5.9.

B.2. Evidencia Descriptiva

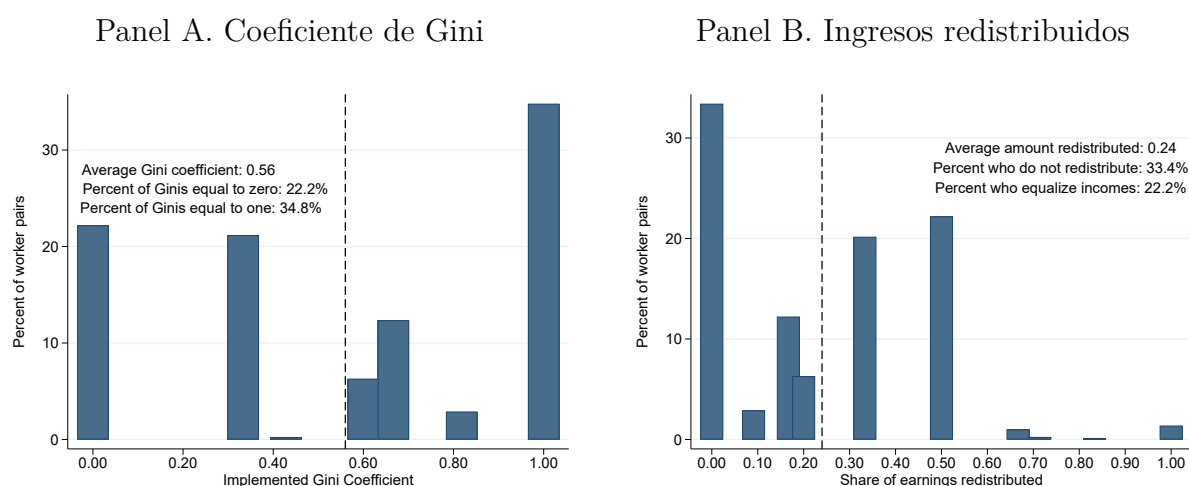
Este apéndice presenta evidencia descriptiva sobre la desigualdad implementada y las decisiones de redistribución entre las condiciones experimentales.

La Figura B2 del Apéndice muestra un histograma de los coeficientes de Gini implementados (Panel A) y de la proporción de ingresos redistribuidos (Panel B). La desigualdad implementada varía sustancialmente entre los espectadores. En promedio entre los pares de trabajadores, los espectadores implementaron un coeficiente de Gini de 0.56 y redistribuyeron \$1.30 de los ingresos del ganador al perdedor. Los dos coeficientes de Gini modales son uno (desigualdad perfecta, 34.8 por ciento de los pares de trabajadores) y cero (igualdad perfecta, 22.2 por ciento).

La Figura B3 del Apéndice presenta el coeficiente de Gini promedio (Panel A) y la proporción de ingresos redistribuidos (Panel B) entre las distintas condiciones experimentales. El Panel A muestra que la desigualdad implementada varía significativamente según la condición. En el tratamiento de suerte, donde los ingresos se asignan aleatoriamente,

el coeficiente de Gini promedio es 0.43. En contraste, la desigualdad es sustancialmente mayor en las condiciones de desempeño y de costo de eficiencia. La condición de costo de eficiencia genera la mayor desigualdad, con un coeficiente de Gini promedio de 0.64. El Panel B ilustra la fracción de ingresos redistribuidos entre las condiciones. Los espectadores redistribuyen la mayor proporción de ingresos en la condición de suerte, mientras que la redistribución disminuye marcadamente en las condiciones de desempeño y de costo de eficiencia.

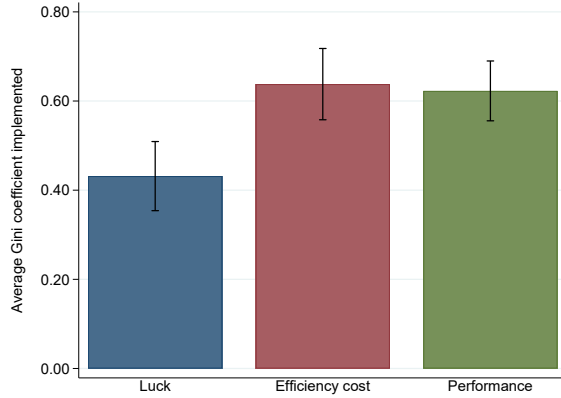
Figura B2: Histograma del Coeficiente de Gini y de los Ingresos Redistribuidos



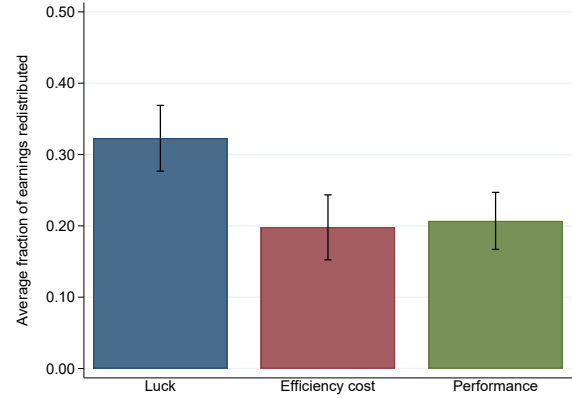
Notas: Esta figura muestra un histograma de los coeficientes de Gini implementados (Panel A) y de la proporción de ingresos redistribuidos (Panel B). Para producir esta figura, usamos datos sobre todas las decisiones redistributivas de los espectadores.

Figura B3: Gini Promedio e Ingresos Redistribuidos por Condición

Panel A. Coeficiente de Gini



Panel B. Ingresos redistribuidos



Notas: Esta figura muestra los coeficientes de Gini implementados promedio (Panel A) y la proporción de ingresos redistribuidos (Panel B) en cada condición. Para producir esta figura, solo usamos la primera decisión redistributiva de cada espectador.

B.3. Pruebas de Robustez

Este apéndice presenta varias pruebas de robustez de nuestros resultados principales. Examinamos la sensibilidad de nuestros hallazgos a distintas restricciones de muestra y medidas de resultado alternativas. Todas las pruebas de robustez siguen la especificación de la ecuación (1) y presentan resultados usando tanto variación dentro de sujetos como entre sujetos.

Primero, verificamos que nuestros resultados no estén impulsados por participantes desatentos. El Cuadro B2 del Apéndice reproduce nuestro análisis principal excluyendo a los espectadores que no superaron una prueba de atención incorporada en nuestra encuesta. La prueba de atención pedía a los participantes que seleccionaran una opción de respuesta específica dentro de una matriz de preguntas de la encuesta. Las estimaciones permanecen prácticamente inalteradas tras excluir a los encuestados desatentos.

Segundo, examinamos si nuestros resultados se ven afectados por participantes que respondieron el experimento de forma apresurada. El Cuadro B3 del Apéndice presenta estimaciones que excluyen a los espectadores que completaron la encuesta en menos de 2.20 minutos, correspondiente al cinco por ciento inferior de la distribución del tiempo de finalización. La magnitud y la significancia estadística de nuestros efectos principales permanecen estables en esta muestra restringida.

Tercero, evaluamos la robustez de nuestros hallazgos a patrones de respuesta potencialmente inconsistentes. El Cuadro B4 del Apéndice muestra resultados tras excluir a los espectadores que asignaron estrictamente más ingresos al perdedor que al ganador en al menos un par de trabajadores—un patrón que podría indicar confusión sobre la tarea. Nuestras conclusiones principales sobre el efecto del origen de la desigualdad y las preocupaciones por la eficiencia permanecen inalteradas en esta muestra restringida.

Cuarto, examinamos si nuestros resultados están impulsados por espectadores cuyas decisiones redistributivas no se ajustan a los ideales de justicia estándar. El Cuadro B5 del Apéndice presenta estimaciones que excluyen a los espectadores clasificados con ideales de justicia “otros”—aquellos que no encajan en las clasificaciones igualitarista, libertaria o meritocrática. La condición de desempeño continúa aumentando el coeficiente de Gini en 0.296 puntos en la especificación entre sujetos sin controles, y la condición de costo de eficiencia lo aumenta en 0.199 puntos (ambos $p < 0.01$).

Quinto, examinamos si nuestros resultados están impulsados por espectadores que pueden haber malinterpretado el tratamiento de costo de eficiencia. El Cuadro B6 del Apéndice presenta estimaciones que excluyen a los espectadores que redistribuyeron más ingresos cuando había un costo de eficiencia que cuando no lo había—un patrón inconsistente con la teoría económica estándar. Esta restricción excluye a 46 espectadores (17 por ciento de nuestra muestra). A pesar de esta exclusión, nuestros hallazgos principales permanecen robustos. La condición de desempeño continúa aumentando el coeficiente de Gini en 0.234 puntos en la especificación dentro de sujetos sin controles (columna 1), casi idéntico a nuestra estimación de línea base de 0.240. La condición de costo de eficiencia aumenta el Gini en 0.243 puntos, mayor que nuestra estimación de línea base de 0.188. El nivel de desigualdad de línea base aumenta ligeramente de 0.420 a 0.447.

Sexto, examinamos si nuestros resultados difieren sistemáticamente entre las dos cohortes de MBA de nuestra muestra. El Cuadro B7 del Apéndice presenta estimaciones de la ecuación (1) estimada por separado para los estudiantes de MBA de las cohortes de 2023 y 2024. El efecto de la condición de desempeño es estable entre cohortes, variando de 0.235 a 0.245 en las especificaciones dentro de sujetos sin controles. De manera similar, los efectos de la condición de costo de eficiencia son consistentes entre cohortes, con estimaciones de 0.182 y 0.195 para las cohortes de 2023 y 2024, respectivamente. Los niveles de desigualdad de línea base, capturados por las constantes, también son similares entre cohortes (0.419 y 0.421).

Séptimo, tenemos en cuenta posibles efectos de orden incluyendo efectos fijos de ron-

da en nuestra estimación. El Cuadro B8 del Apéndice presenta estimaciones de nuestra especificación principal con controles adicionales para el orden en que los espectadores encontraron cada condición de tratamiento. Los resultados permanecen consistentes con nuestros hallazgos de línea base. Al controlar por efectos fijos de ronda, la condición de desempeño aumenta el coeficiente de Gini en 0.240 puntos en la especificación dentro de sujetos sin controles adicionales, casi idéntico a nuestra estimación principal. De manera similar, la condición de costo de eficiencia aumenta el coeficiente de Gini en 0.188 puntos, coincidiendo con nuestro resultado de línea base. Esta consistencia indica que nuestros hallazgos no están impulsados por la naturaleza secuencial del diseño experimental ni por posibles efectos de aprendizaje a lo largo de las decisiones redistributivas.

Finalmente, verificamos que nuestros resultados no sean sensibles a nuestra elección de variable dependiente. El Cuadro B9 del Apéndice presenta estimaciones que usan la proporción de ingresos redistribuidos neta del costo de eficiencia como variable de resultado en lugar del coeficiente de Gini. Esta especificación alternativa mide directamente el comportamiento de redistribución teniendo en cuenta los costos de eficiencia. Los resultados permanecen cualitativamente similares, lo que confirma la robustez a medidas de resultado alternativas.

En todas estas pruebas de robustez, los patrones clave en nuestros datos—la mayor tolerancia de los estudiantes de MBA a la desigualdad, su menor sensibilidad al origen de la desigualdad que la población general y su mayor respuesta a los costos de eficiencia—permanecen estables y estadísticamente significativos.

Cuadro B2: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Excluir a los Espectadores Desatentos

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.242*** (0.030)	0.242*** (0.036)	0.186*** (0.054)	0.186*** (0.057)
Efficiency condition	0.186*** (0.025)	0.186*** (0.030)	0.194*** (0.062)	0.202*** (0.063)
Constant	0.415*** (0.026)	0.415*** (0.019)	0.430*** (0.040)	0.437*** (0.073)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	711	711	237	237
N (individuals)	237	237	237	237

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero excluye a los estudiantes que no superaron la prueba de atención. Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro B3: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Excluir a los Espectadores que Respondieron el Experimento de Forma Apresurada

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.249*** (0.029)	0.248*** (0.036)	0.206*** (0.053)	0.202*** (0.055)
Efficiency condition	0.181*** (0.024)	0.180*** (0.030)	0.186*** (0.059)	0.194*** (0.061)
Constant	0.421*** (0.025)	0.421*** (0.019)	0.430*** (0.040)	0.430*** (0.073)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	762	762	257	257
N (individuals)	257	257	257	257

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero excluye a los estudiantes que completaron la encuesta en menos de 2.20 minutos (correspondiente al cinco por ciento inferior de la distribución del tiempo total de finalización). Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro B4: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Excluir a los Espectadores que Asignaron Estrictamente Más Ingresos al Perdedor

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.257*** (0.029)	0.259*** (0.036)	0.212*** (0.053)	0.214*** (0.056)
Efficiency condition	0.186*** (0.025)	0.186*** (0.030)	0.221*** (0.059)	0.236*** (0.062)
Constant	0.410*** (0.025)	0.409*** (0.019)	0.402*** (0.040)	0.423*** (0.072)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	744	744	254	254
N (individuals)	254	254	254	254

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero excluye a los estudiantes que asignaron estrictamente más ingresos al perdedor que al ganador en al menos un par de trabajadores. Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro B5: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Excluir a los Espectadores con Ideales de Justicia No Estándar

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.419*** (0.037)	0.418*** (0.046)	0.296*** (0.089)	0.325*** (0.092)
Efficiency condition	0.253*** (0.038)	0.248*** (0.047)	0.199** (0.098)	0.174* (0.098)
Constant	0.303*** (0.040)	0.305*** (0.026)	0.378*** (0.073)	0.439*** (0.117)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	405	405	141	141
N (individuals)	141	141	141	141

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero excluye a los espectadores clasificados con ideales de justicia “otros” (es decir, aquellos que no encajan en las clasificaciones estándar igualitarista, libertaria o meritocrática). Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro B6: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Excluir a los Espectadores que Redistribuyeron Más con Costos de Eficiencia

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.234*** (0.034)	0.237*** (0.041)	0.187*** (0.060)	0.187*** (0.062)
Efficiency condition	0.243*** (0.027)	0.245*** (0.033)	0.250*** (0.061)	0.252*** (0.066)
Constant	0.447*** (0.028)	0.445*** (0.021)	0.456*** (0.043)	0.437*** (0.081)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	655	655	225	225
N (individuals)	225	225	225	225

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero excluye a los espectadores que redistribuyeron más ingresos cuando había un costo de eficiencia que cuando no lo había. Esta exclusión aborda la preocupación de que algunos espectadores puedan haber malinterpretado el tratamiento de costo de eficiencia. Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro B7: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Estimar la Regresión por Separado para Cada Cohorte

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A. Cohorte de 2023				
Performance condition	0.235*** (0.042)	0.234*** (0.052)	0.180** (0.075)	0.140* (0.079)
Efficiency condition	0.182*** (0.034)	0.184*** (0.042)	0.195** (0.078)	0.187** (0.086)
Constant	0.419*** (0.035)	0.419*** (0.027)	0.438*** (0.053)	0.439*** (0.114)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
<i>N</i> (redistributive decisions)	403	403	138	138
<i>N</i> (individuals)	138	138	138	138
Panel B. Cohorte de 2024				
Performance condition	0.245*** (0.039)	0.251*** (0.048)	0.202*** (0.075)	0.218*** (0.078)
Efficiency condition	0.195*** (0.034)	0.191*** (0.041)	0.220*** (0.084)	0.246*** (0.088)
Constant	0.421*** (0.035)	0.421*** (0.025)	0.424*** (0.060)	0.422*** (0.095)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
<i>N</i> (redistributive decisions)	390	390	133	133
<i>N</i> (individuals)	133	133	133	133

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero estimado por separado para los estudiantes de MBA de la cohorte de 2023 (Panel A) y de la cohorte de 2024 (Panel B). Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro B8: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Incluir Efectos Fijos de Ronda

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.240*** (0.029)	0.242*** (0.029)	0.191*** (0.052)	0.184*** (0.054)
Efficiency condition	0.188*** (0.024)	0.187*** (0.024)	0.206*** (0.057)	0.211*** (0.060)
Constant	0.420*** (0.024)	0.420*** (0.015)	0.432*** (0.040)	0.425*** (0.071)
¿Efectos fijos de ronda?	Sí	Sí	Sí	Sí
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	793	784	271	271
N (individuals)	271	262	271	271

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero la ecuación de regresión también controla por efectos fijos de ronda (solo relevante para las columnas 1 y 2). Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles.
 $*$ $p < 0.10$, $**$ $p < 0.05$, $***$ $p < 0.01$.

Cuadro B9: Prueba de Robustez de los Efectos Principales al Usar la Proporción de Ingresos Redistribuidos como Resultado

	Variable dependiente: proporción de ingresos redistribuidos			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	-0.123*** (0.016)	-0.124*** (0.019)	-0.116*** (0.031)	-0.121*** (0.031)
Efficiency condition	-0.103*** (0.014)	-0.106*** (0.017)	-0.125*** (0.033)	-0.145*** (0.033)
Constant	0.313*** (0.014)	0.314*** (0.010)	0.323*** (0.024)	0.305*** (0.037)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	793	793	271	271
N (individuals)	271	271	271	271

Notas: Este cuadro es análogo al Cuadro 1, pero la variable dependiente es la proporción de ingresos redistribuidos neta del costo de eficiencia. Véanse las notas del Cuadro 1 para más detalles. $*$ $p < 0.10$, $**$ $p < 0.05$, $***$ $p < 0.01$.

C. Comparación de los Estudios de Referencia

Este apéndice compara los diseños experimentales, las estrategias de reclutamiento y las características de las muestras de los cinco estudios (Cuadros 2–3). El Cuadro C1 del Apéndice resume las características clave del diseño y la demografía de los espectadores.

C.1. Estudios de Referencia

Almås et al. (2020). *Almås et al. (2020)* realizaron un experimento de espectadores en Estados Unidos y Noruega utilizando muestras representativas a nivel nacional reclutadas a través de Norstat y su colaborador estadounidense Research Now. Los trabajadores completaron tareas en Amazon Mechanical Turk. Cada espectador fue asignado aleatoriamente a una de tres condiciones—suerte, mérito o costo de eficiencia—y tomó una única decisión de redistribución (diseño entre sujetos), eligiendo cómo dividir \$6 entre un trabajador ganador y uno perdedor. En los tratamientos de suerte y mérito, los espectadores eligieron de un menú discreto en incrementos de \$1; en el tratamiento de eficiencia, la redistribución implicaba un costo del 50 por ciento. Usamos solo la muestra de EE. UU. para nuestra comparación.

Cohn et al. (2023). *Cohn et al. (2023)* reclutaron una gran muestra de encuestados de EE. UU. a través de YouGov entre diciembre de 2016 y abril de 2017, sobremuestreando hogares en el 5 por ciento superior por ingreso o riqueza (ingreso anual del hogar superior a \$250,000 o activos líquidos brutos de al menos \$1 millón). Los trabajadores completaron una tarea de esfuerzo real (verificar y corregir entradas de identificación digitalizadas) en Amazon Mechanical Turk. Cada espectador tomó una única decisión de redistribución (diseño entre sujetos), eligiendo cómo dividir los \$6 de ingresos del ganador usando un menú discreto en incrementos de \$1. El estudio incluye tres tratamientos—suerte, mixto y mérito—pero no incluye un tratamiento de costo de eficiencia.

Preuss et al. (2025) (SCE). *Preuss et al. (2025)* incorporaron un experimento de espectadores dentro de la Survey of Consumer Expectations (SCE) de la Reserva Federal de Nueva York, generando una muestra de EE. UU. representativa a nivel nacional. Los trabajadores completaron una tarea de encriptación en Amazon Mechanical Turk. Cada espectador tomó 12 decisiones de redistribución (diseño dentro de sujetos), asignando \$5 entre trabajadores en incrementos de \$0.50. Las decisiones variaban en la probabilidad de que los ingresos fueran determinados por el lanzamiento de una moneda frente al desempeño del trabajador; usamos solo las condiciones de suerte pura y desempeño puro.

Harris and Sterba (2025). *Harris and Sterba (2025)* reclutaron una muestra de espectadores de EE. UU. ampliamente representativa a través de Prolific. Los trabajadores fueron reclutados por separado en Amazon Mechanical Turk. Cada espectador tomó dos decisiones de redistribución en orden aleatorio—una en una condición de suerte y otra en una condición de mérito (diseño dentro de sujetos). Los ingresos totales en juego eran de \$4 y los espectadores pueden transferir montos en incrementos de \$0.10—montos en juego más bajos e incrementos más finos que los demás estudios (\$5–\$6 y \$0.50–\$1, respectivamente).

C.2. Diferencias de Diseño

Los cinco estudios comparten el paradigma del espectador imparcial (*Cappelen et al., 2013*) en el que los espectadores asignan ingresos entre otros trabajadores. Los trabajadores cuyo ingreso redistribuyen los espectadores son trabajadores en línea radicados en EE. UU., reclutados de Prolific en nuestro estudio y de Amazon Mechanical Turk en los estudios de referencia. No obstante, existen algunas diferencias entre los estudios citados.

Primero, nuestros espectadores de MBA fueron reclutados durante sesiones de clase obligatorias, lo que reduce las preocupaciones de autoselección que surgen en experimentos en línea (*Levitt and List, 2007*). Los estudios de referencia usan paneles representativos a nivel nacional (Norstat/Research Now para *Almås et al.*; YouGov para *Cohn et al.*; la SCE de la Fed de Nueva York para *Preuss et al.*) o plataformas en línea (Prolific para *Harris and Sterba*).

Segundo, el número de decisiones por espectador difiere a lo largo de los estudios. Nuestro diseño y los de *Preuss et al. (2025)* y *Harris and Sterba (2025)* son dentro de sujetos, lo que significa que cada espectador toma múltiples decisiones de redistribución entre las condiciones. En contraste, *Almås et al. (2020)* y *Cohn et al. (2023)* usan diseños entre sujetos en los que cada espectador toma una única decisión. Al comparar entre estudios en nuestro análisis principal, usamos estimaciones entre sujetos—restringiendo a las primeras decisiones de los espectadores en los diseños dentro de sujetos—para asegurar la comparabilidad.

Tercero, los mecanismos de transferencia y los montos en juego difieren. *Almås et al. (2020)* y *Cohn et al. (2023)* usan menús discretos de transferencia en incrementos de \$1 a partir de un total de \$6. *Preuss et al. (2025)* usan incrementos de \$0.50 a partir de un total de \$5. *Harris and Sterba (2025)* usan incrementos más finos (\$0.10) y montos en juego más bajos (\$4). A pesar de estas diferencias, todos los estudios nos permiten calcular un coeficiente de Gini estandarizado como medida de resultado.

Cuarto, el conjunto de tratamientos difiere. Nuestro experimento y [Almås et al. \(2020\)](#) incluyen un tratamiento de costo de eficiencia junto con las condiciones de suerte y desempeño. [Cohn et al. \(2023\)](#) incluyen tratamientos de suerte, mixto y mérito pero ningún costo de eficiencia. Los estudios de referencia restantes incluyen solo condiciones de suerte y desempeño (o mérito).

Cuadro C1: Resumen de los Diseños de Estudio y la Demografía de los Espectadores

	Este estudio	Almås et al. (2020)	Cohn et al. (2023)	Preuss et al. (2025)	Harris and Sterba (2025)
Panel A. Diseño del estudio					
Año de recolección de datos	2023–2024	2014	2016–2017	2021	2020–2022
Reclutamiento de espectadores	En clase	Research Now	YouGov	NY Fed SCE	Prolific
Reclutamiento de trabajadores	Prolific	MTurk	MTurk	MTurk	MTurk
Montos en juego	\$6	\$6	\$6	\$5	\$4
Decisiones por espectador	3	1	1	12	2
Incrementos de transferencia	\$0.50	\$1	\$1	\$0.50	\$0.10
Tratamientos	L, P, E	L, P, E	L, Mx, P	L, P	L, P
Diseño	Dentro	Entre	Entre	Dentro	Dentro
Panel B. Demografía de los espectadores					
Male (%)	55.4	48.9	44.0	50.3	48.2
Mean age (years)	28.3	44.5	47.9	49.5	43.5
College educated (%)	100.0	58.2	44.8	62.4	69.9
HH income $\geq$ \$100k (%)	—	24.5	18.9	25.4	27.0
White (%)	—	—	74.6	82.2	75.5
N	271	1,000	882	197	1,476

Notas: Este cuadro compara los diseños de estudio y la demografía de los espectadores de los cinco estudios usados en nuestro análisis de referencia. El Panel A describe las características clave del diseño; “—” indica que la variable no está disponible en ese conjunto de datos. El Panel B reporta la demografía de los espectadores. Para [Cohn et al. \(2023\)](#), la demografía en el Panel B está ponderada por población para tener en cuenta el sobremuestreo de hogares en el 5% superior por ingreso o riqueza; el ingreso del hogar $\geq$ \$100k se calcula a partir de categorías autorreportadas de ingreso familiar anual. Para [Almås et al. \(2020\)](#), el ingreso anual del hogar se calcula a partir del ingreso mensual. Todos los estudios incentivados implementan una decisión del espectador seleccionada aleatoriamente. L = Suerte, P = Desempeño/Mérito, Mx = Mixto, E = Costo de eficiencia.

C.3. Combinación de los Estudios de Referencia

Resumimos cuatro estimaciones de referencia de diseños comparables de espectador imparcial de EE. UU. ([Almås et al., 2020](#); [Cohn et al., 2023](#); [Preuss et al., 2025](#); [Harris](#)

and Sterba, 2025) con una única estimación combinada, calculada usando un metaanálisis de efectos aleatorios de DerSimonian and Laird (1986). El estimador de DerSimonian and Laird es un estimador de efectos aleatorios convencional ampliamente usado en las ciencias médicas y sociales, y la combinación de efectos aleatorios o jerárquica de estimaciones a nivel de estudio también es común en economía—por ejemplo, en el metaanálisis del valor de una vida estadística de Bellavance et al. (2009) y en los análisis jerárquicos de Meager (2019, 2022) y Vivalt (2020).

Combinamos K estimaciones a nivel de estudio $\hat{\theta}_i$, cada una con error estándar al cuadrado s_i^2 . Sean $w_i = 1/s_i^2$ los pesos de varianza inversa (efecto fijo), y sea $Q = \sum_i w_i (\hat{\theta}_i - \bar{\theta}_{\text{FE}})^2$, donde $\bar{\theta}_{\text{FE}} = \sum_i w_i \hat{\theta}_i / \sum_i w_i$, el estadístico de heterogeneidad de Cochran. El estimador de método de momentos de DerSimonian and Laird de la varianza entre estudios τ^2 es

$$\hat{\tau}^2 = \max \left\{ 0, \frac{Q - (K - 1)}{\sum_i w_i - \sum_i w_i^2 / \sum_i w_i} \right\}. \quad (\text{C1})$$

La estimación combinada pondera cada estudio por el inverso de su varianza total, $w_i^* = 1/(s_i^2 + \hat{\tau}^2)$:

$$\hat{\theta}_{\text{RE}} = \frac{\sum_i w_i^* \hat{\theta}_i}{\sum_i w_i^*}, \quad \widehat{\text{Var}}(\hat{\theta}_{\text{RE}}) = \frac{1}{\sum_i w_i^*}, \quad (\text{C2})$$

y los intervalos de confianza del 95 por ciento que reportamos para la estimación combinada (por ejemplo, la Figura 1 y la columna “Combinada” del Cuadro 2) son $\hat{\theta}_{\text{RE}} \pm 1.96 \widehat{\text{Var}}(\hat{\theta}_{\text{RE}})^{1/2}$. El estimador anida los efectos fijos de varianza inversa como el caso especial $\hat{\tau}^2 = 0$, y la proporción de la variación entre estudios que refleja heterogeneidad genuina en lugar de error de muestreo es $I^2 = \max\{0, (Q - (K - 1))/Q\}$.

C.4. Comparación con Fisman et al. (2015)

Fisman et al. (2015) estudian las preferencias de eficiencia de las élites usando un juego del dictador modificado en el que los sujetos dividen una dotación entre ellos mismos y otro participante. Para comparar las preocupaciones de eficiencia entre diseños, estimamos el análogo de su parámetro de eficiencia ρ en nuestros datos. Específicamente, Fisman et al. (2015) suponen que los dictadores maximizan una función de utilidad CES:

$$(\alpha y_S^\rho + (1 - \alpha) y_O^\rho)^{1/\rho}, \quad (\text{C3})$$

donde y_S es el ingreso que el dictador se asigna a sí mismo, y_O es el ingreso asignado al otro participante, α captura el peso sobre el pago propio y ρ rige el trade-off entre igualdad y eficiencia. Para nuestros espectadores imparciales, suponemos la función análoga con pesos iguales ($\alpha = 1/2$), dado que los espectadores no tienen ningún interés económico en la asignación:

$$\left(\frac{1}{2} y_H^\rho + \frac{1}{2} y_L^\rho\right)^{1/\rho}, \quad (\text{C4})$$

donde y_H y y_L denotan los ingresos asignados al ganador y al perdedor, respectivamente. En la condición de costo de eficiencia, la restricción presupuestaria del espectador es $y_H + 2y_L = M$, donde el precio de la redistribución es 2 (cada dólar quitado al ganador genera solo 50 centavos para el perdedor). La condición de primer orden produce $(y_L/y_H)^{\rho-1} = 2$, que invertimos para recuperar el ρ implícito de cada espectador:

$$\rho_i = 1 - \frac{\ln(2)}{\ln(y_H/y_L)}. \quad (\text{C5})$$

A los espectadores que no redistribuyen ($y_L = 0$) se les asigna $\rho = 1$ (utilitarista); a aquellos que igualan completamente ($y_H = y_L$) se les asigna $\rho = -20$, lo que coincide con el piso efectivo en los datos de replicación de [Fisman et al. \(2015\)](#). Dado que ρ no tiene cota inferior y puede tomar valores arbitrariamente negativos, comparamos medianas para limitar la influencia de los valores atípicos.

Un desafío clave es que ρ tiene diferentes interpretaciones entre diseños. En nuestro contexto, ρ mide qué tan rápido los espectadores se vuelven más tolerantes a la desigualdad a medida que la redistribución se vuelve más costosa. En [Fisman et al. \(2015\)](#), en cambio, los dictadores asignan su propio ingreso, por lo que ρ mide qué tan rápido se vuelven más tolerantes a la desigualdad ventajosa a medida que aumenta el costo de la redistribución. Dado que se estima que el 78 por ciento de los estudiantes de YLS priorizan su propio ingreso sobre el de los demás (es decir, tienen $\alpha > 0.6$), el parámetro de eficiencia en su contexto refleja en parte el interés propio en lugar de una preferencia pura por la eficiencia sobre la igualdad.

Presentamos dos comparaciones (Cuadro [C2](#) del Apéndice). La primera comparación usa la muestra completa de YLS ($N = 208$): la mediana de ρ es 0.699 para los estudiantes de YLS y 0.500 para los estudiantes de MBA—estadísticamente indistinguibles ($p = 0.432$, prueba de suma de rangos). Esta comparación incluye a todos los sujetos, pero es más

difícil de interpretar porque el diseño del dictador confunde las preferencias de eficiencia con el egoísmo en sujetos con $\hat{\alpha}$ alto. La segunda comparación restringe los datos de [Fisman et al. \(2015\)](#) al 15 por ciento de los estudiantes de YLS que estos autores clasifican como “ecuánimes” ($0.45 \leq \hat{\alpha} \leq 0.55$, $N = 30$), quienes asignan un peso aproximadamente igual a su propio pago y al del otro participante. Esto elimina la contaminación por egoísmo, produciendo una mediana de ρ de 0.533—cercana a nuestra estimación de MBA de 0.500.

Ambas comparaciones apuntan a la misma conclusión: las preferencias de eficiencia de los estudiantes de MBA son similares a las de las élites de YLS. Ambos grupos de élite buscan la eficiencia sustancialmente más que la población general, cuya submuestra de ecuánimes tiene una mediana de ρ de 0.276 (Cuadro [C2](#), Panel B). Nuestra replicación de Dyson confirma este patrón, con los estudiantes de Dyson exhibiendo una mediana de ρ de 0.500—idéntica a la de los estudiantes de MBA. Sin embargo, solo 30 de los 208 estudiantes de YLS se clasifican como ecuánimes. Para el 85 por ciento restante, el ρ estimado confunde las preferencias de eficiencia con el interés propio, por lo que los datos de [Fisman et al. \(2015\)](#) no pueden decirnos cómo la mayoría de las élites equilibraría la eficiencia frente a la desigualdad entre terceros. Nuestro diseño de espectador imparcial cierra esta brecha al medir las preferencias de eficiencia para la muestra completa, libre de confusiones por interés propio.

Cuadro C2: Preferencias de Eficiencia: Espectadores de MBA vs. [Fisman et al. \(2015\)](#)

	Mediana ρ	Media ρ	p25	p75	N
Panel A. Diseño de espectador (interés propio eliminado)					
MBA students	0.500	-3.834	0.000	1.000	266
Dyson students	0.500	-3.665	0.000	1.000	167
Almås et al. — U.S. sample	-20.000	-11.327	-20.000	1.000	332
Panel B. Diseño de dictador, sujetos ecuanímenes ($0.45 \leq \hat{\alpha} \leq 0.55$)					
Fisman et al. — YLS students	0.533	-1.521	0.024	0.904	30
Fisman et al. — General population	0.276	-1.314	-0.114	0.466	227
Panel C. Diseño de dictador, todos los sujetos					
Fisman et al. — YLS students	0.699	-0.182	0.214	0.826	208
Fisman et al. — General population	0.034	-1.243	-0.731	0.477	717

Notas: Este cuadro compara el parámetro de eficiencia CES ρ entre estudios. Un ρ más alto indica preferencias de eficiencia más fuertes ($\rho = 1$: utilitarista; $\rho = 0$: Cobb–Douglas; $\rho \rightarrow -\infty$: rawlsiano). El Panel A reporta el ρ implícito para nuestras muestras de espectadores, recuperado de las elecciones en el tratamiento de costo de eficiencia usando $\rho_i = 1 - \ln(2)/\ln(y_H/y_L)$. El Panel B restringe la muestra de [Fisman et al. \(2015\)](#) a los sujetos “ecuanímenes”, para quienes la confusión entre egoísmo y eficiencia es mínima. El Panel C muestra todos los sujetos de [Fisman et al. \(2015\)](#). El diseño de espectador en el Panel A elimina la confusión por interés propio por construcción.

D. Replicación: Estudiantes de Negocios de Dyson

Este apéndice presenta nuestra replicación con estudiantes de grado en negocios de la Dyson School of Applied Economics and Management de Cornell University.

D.1. Características de la Muestra

El Cuadro D1 del Apéndice presenta estadísticas descriptivas de la muestra de Dyson. La muestra está compuesta principalmente por estudiantes jóvenes (edad promedio de 19.5 años), con una distribución de género aproximadamente equilibrada (54.3 por ciento hombres). La mayoría nació en EE. UU. (74.7 por ciento) y reporta un nivel socioeconómico relativamente alto durante la infancia—el 71.8 por ciento tenía suficiente dinero para cubrir necesidades y al menos lujos ocasionales mientras crecía. La mayoría aspira a posiciones gerenciales (80.7 por ciento) y a carreras en el sector privado (72.7 por ciento), y alrededor de la mitad planea cursar un MBA (51.6 por ciento). Solo el 20.4 por ciento reporta haber votado en elecciones recientes, lo que probablemente refleja su corta edad.

D.2. Desigualdad Implementada

El Cuadro D2 del Apéndice presenta estimaciones de la ecuación (1) para la muestra de Dyson. Cuando los ingresos de los trabajadores se asignan al azar, los estudiantes de Dyson implementan un coeficiente de Gini de 0.416 (columna 1), similar a la estimación de los estudiantes de MBA. La condición de desempeño aumenta el coeficiente de Gini implementado en 0.311 puntos de Gini ($p < 0.01$), o 74.8 por ciento del Gini de línea base. La condición de costo de eficiencia aumenta el coeficiente de Gini en 0.198 puntos de Gini ($p < 0.01$), o 47.6 por ciento del nivel de línea base. Estos efectos son robustos a la inclusión de efectos fijos de espectador (columna 2) y al uso únicamente de las primeras decisiones de los espectadores (columnas 3 y 4).

D.3. Distribución de los Ideales de Justicia

Los Cuadros D3 y D4 del Apéndice presentan la distribución de los ideales de justicia en la muestra de Dyson. Usando el diseño entre sujetos, encontramos que el 1.9 por ciento son igualitaristas, el 23.9 por ciento son libertarios, el 37.6 por ciento son meritócratas y el 36.6 por ciento tienen otros ideales de justicia. El diseño dentro de sujetos arroja estimaciones similares. En comparación con los estudiantes de MBA, los estudiantes de Dyson muestran

tasas más bajas de igualitarismo (1.9 vs. 9.9 por ciento), tasas más altas de meritocracia (37.6 vs. 22.6 por ciento) y tasas similares de libertarismo (23.9 vs. 23.2 por ciento). Al igual que los estudiantes de MBA, tienen menos probabilidades de ajustarse a los ideales de justicia estándar que la población general. Alrededor de un cuarto de los estudiantes de Dyson (24.5 por ciento) se comportan como “moderados”.

Cuadro D1: Estadísticas Descriptivas de la Muestra de Dyson

	Media (1)	DE (2)	N (3)
Panel A. Características demográficas			
Average age	19.534	0.689	161
Male	0.543	0.500	162
Born in the USA	0.747	0.436	162
Panel B. Situación financiera durante la infancia			
Always had enough money for necessities and luxuries	0.244	0.431	156
Always had enough for necessities and occasional luxuries	0.474	0.501	156
Usually had enough for necessities, rarely for luxuries	0.231	0.423	156
Sometimes did not have enough money for necessities	0.038	0.193	156
Frequently did not have enough money for necessities	0.013	0.113	156
Panel C. Preferencias de empleo			
Working long hours is sometimes necessary	0.776	0.418	161
Wants career in a non-profit	0.199	0.400	161
Wants to become an entrepreneur	0.516	0.501	161
Wants career in private sector	0.727	0.447	161
Work-life balance is more important than a high salary	0.596	0.492	161
Aspire to be a manager	0.807	0.396	161
Wants to do an MBA	0.516	0.501	161
Panel D. Actitudes hacia la determinación de la remuneración			
How much responsibility should decide pay	0.994	0.079	161
How well someone works should decide pay	1.000	0.000	161
How hard someone works should decide pay	0.957	0.205	161
Panel E. Comportamiento electoral y opiniones sociales			
Voted in the last elections	0.204	0.404	152
Success is luck and connections	0.280	0.450	161
Hard work brings a better life	0.863	0.345	161
Completed all three redistributive decisions	0.970	0.171	167
Passed attention check	0.938	0.242	161
Minutes spent in survey	5.674	2.849	167

Notas: Este cuadro muestra estadísticas descriptivas de los estudiantes de Dyson en nuestra muestra. Todas las variables se basan en datos autorreportados por los estudiantes de Dyson en la encuesta de salida de nuestro estudio. Las preferencias de empleo y las opiniones sociales se basan en el grado de acuerdo de los estudiantes de Dyson con varias afirmaciones en una grilla de escala Likert de cinco puntos. Para cada afirmación, definimos una variable indicadora que es igual a uno si el estudiante selecciona “muy de acuerdo” o “de acuerdo”, y cero si el estudiante selecciona “ni de acuerdo ni en desacuerdo”, “en desacuerdo” o “muy en desacuerdo”. Para las actitudes hacia la determinación de la remuneración, definimos una variable indicadora que es igual a uno si el estudiante selecciona “esencial”, “muy importante” o “bastante importante” y cero si el estudiante selecciona “no muy importante” o “nada importante”.

Cuadro D2: Coeficiente de Gini Implementado entre Entornos (Muestra de Dyson)

	Variable dependiente: coeficiente de Gini			
	Todas las decisiones redistributivas		Solo la primera decisión	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Performance condition	0.311*** (0.036)	0.304*** (0.044)	0.334*** (0.071)	0.330*** (0.072)
Efficiency condition	0.198*** (0.028)	0.194*** (0.035)	0.157** (0.078)	0.152* (0.080)
Constant	0.416*** (0.031)	0.420*** (0.023)	0.413*** (0.060)	0.441*** (0.087)
¿Controles adicionales?	No	Sí	No	Sí
N (redistributive decisions)	494	494	167	167
N (individuals)	167	167	167	167

Notas: Este cuadro muestra estimaciones de β_0 , β_1 y β_2 de la ecuación (1) estimada sobre la muestra de Dyson. La categoría de tratamiento omitida es la condición de suerte. Las especificaciones de las columnas 2 y 4 incluyen controles adicionales. En la columna 2, incluimos efectos fijos de espectador. En la columna 4, controlamos por género, situación financiera de los padres durante la infancia y una variable dummy por haber nacido en EE. UU. Errores estándar robustos a heterocedasticidad agrupados a nivel del espectador entre paréntesis. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

Cuadro D3: Distribución Conjunta de la Redistribución en los Tratamientos de Suerte y Desempeño (Muestra de Dyson)

		Ingresos redistribuidos en la condición de desempeño							
		\$0	\$1	\$2	\$3	\$4	\$5	\$6	
Condición de suerte	\$0	0.160	0.061	0.018	0.000	0.000	0.000	0.000	Libertarios Meritócratas Igualitaristas
	\$1	0.061	0.037	0.025	0.006	0.006	0.000	0.000	
	\$2	0.117	0.067	0.049	0.006	0.000	0.000	0.000	
	\$3	0.166	0.067	0.074	0.061	0.000	0.000	0.000	
	\$4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.006	
	\$5	0.000	0.006	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
	\$6	0.000	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000	0.000	

Notas: Este cuadro muestra la distribución conjunta de las decisiones de redistribución entre las condiciones de suerte y desempeño en la muestra de Dyson, excluyendo el tratamiento de costo de eficiencia. Véanse las notas del Cuadro A4 para más detalles.

Cuadro D4: Distribución de los Ideales de Justicia: Élite vs. Ciudadanos Promedio
(Incluida la Muestra de Dyson)

	Porcentaje de...			
	Libertarios (1)	Meritócratas (2)	Igualitaristas (3)	Otros ideales (4)
Panel A. Estudiantes de MBA y de grado en negocios				
MBA students (spectators' first choices)	23.16 (4.35)	22.65 (5.99)	9.89 (3.15)	44.30 (8.05)
MBA students (repeated-measures design)	15.33 (1.58)	28.74 (1.98)	6.51 (1.08)	49.43 (2.76)
Dyson students (spectators' first choices)	23.91 (6.36)	37.60 (7.78)	1.85 (1.85)	36.63 (10.22)
Dyson students (repeated-measures design)	15.95 (2.03)	30.67 (2.56)	6.13 (1.33)	47.24 (3.53)
Panel B. Estadounidense promedio				
SCE – Average American	39.77 (5.25)	36.67 (6.31)	8.57 (2.75)	14.99 (8.66)
Almås et al. (2020) – Average American	29.43 (2.50)	37.54 (3.43)	15.32 (1.98)	17.72 (4.69)
Cohn et al. (2023) – Average American	12.80 (1.89)	60.33 (3.22)	17.45 (2.19)	9.42 (4.33)
Harris and Sterba (2025) – Average American	8.68 (1.04)	45.24 (2.30)	14.61 (1.30)	31.46 (2.84)
Panel C. Muestras de mayores ingresos				
SCE – USA income over 100k	44.44 (12.05)	40.32 (13.27)	3.23 (3.23)	12.01 (18.22)
Almås et al. (2020) – USA income over 100k	22.67 (4.87)	41.92 (7.11)	14.08 (4.16)	21.33 (9.57)
Cohn et al. (2023) – USA top 5 percent	25.15 (3.33)	59.14 (4.37)	8.97 (2.38)	6.75 (5.99)
Harris and Sterba (2025) – USA income over 100k	8.96 (2.02)	41.44 (4.42)	7.61 (1.89)	41.99 (5.21)
Panel D. Muestras de menores ingresos				
SCE – USA income below 100k	38.57 (5.86)	35.14 (7.32)	10.81 (3.63)	15.48 (10.06)
Almås et al. (2020) – USA income below 100k	31.40 (2.89)	36.33 (3.92)	15.65 (2.25)	16.63 (5.37)
Cohn et al. (2023) – USA bottom 95 percent	12.06 (2.75)	60.54 (4.62)	17.83 (3.06)	9.57 (6.19)
Harris and Sterba (2025) – USA income below 100k	8.58 (1.21)	46.71 (2.69)	17.16 (1.62)	27.55 (3.36)

Notas: Este cuadro muestra estimaciones de la fracción de igualitaristas, libertarios y meritócratas en varios estudios y muestras. Véanse las notas del Cuadro 3 para más detalles.

E. Marco Empírico

Este apéndice presenta un marco estadístico de redistribución del ingreso que refleja nuestro diseño experimental. Usamos el marco para definir cada tipo de ideal de justicia y los supuestos de identificación.

E.1. Definición de los Ideales de Justicia

Comenzamos formalizando cómo los espectadores toman decisiones de redistribución con base en sus ideales de justicia. Consideremos un espectador que observa la distribución inicial de ingresos $(w_H, w_L) \in \mathbb{R}_+ \times \mathbb{R}_+$ de dos trabajadores que compitieron por un premio fijo, donde $w_H > w_L$ representa los ingresos del trabajador que ganó la competencia (el trabajador de “ingresos altos”) y w_L los ingresos del trabajador que perdió (el trabajador de “ingresos bajos”).

Estudiamos un entorno en el que los ingresos de los trabajadores se asignan con base en alguna combinación de desempeño y suerte. Sea $z_p \in [0, 1]$ la probabilidad de que los resultados de un par de trabajadores p estén determinados por el azar. z_p puede interpretarse como el papel que juega la suerte en la determinación de la desigualdad del ingreso. Cuando $z_p = 0$, los ingresos iniciales están determinados por el desempeño de los trabajadores. El trabajador con mejor desempeño gana w_H , y el otro trabajador gana w_L ; así, la desigualdad refleja diferencias en el desempeño. Cuando $z_p = 1$, los ingresos se asignan aleatoriamente a los trabajadores, y la desigualdad refleja, por lo tanto, únicamente la suerte. Los espectadores observan w_H , w_L y z_p , pero no observan el desempeño de los trabajadores.

Sea Y_{ip} el monto de ingresos redistribuidos del trabajador de ingresos altos al de ingresos bajos en el par de trabajadores p por el espectador i . Suponemos que la decisión de un espectador sobre cuántos ingresos redistribuir, Y_{ip} , está guiada por su *ideal de justicia*, es decir, sus preferencias sobre lo que constituye una asignación justa de ingresos dado el papel que juega la suerte en la determinación de los ingresos de los trabajadores, z_p . Modelamos los ideales de justicia como una función que va de las distribuciones iniciales a las distribuciones finales de ingresos. Siguiendo la literatura, nos enfocamos en tres tipos principales de ideales de justicia:

Definición 1 (Ideales de justicia).

- El espectador i es un igualitarista si $Y_{ip}(z_p) = \frac{w_H - w_L}{2}$ para todo z_p .

- *El espectador i es un libertario si $Y_{ip}(z_p) = 0$ para todo z_p .*
- *El espectador i es un meritócrata si $Y_{ip}(z_p)$ es estrictamente creciente en z_p y $Y_{ip}(1) = \frac{w_H - w_L}{2}$.*

Los espectadores igualitaristas igualan los ingresos de los trabajadores sin importar cómo se generaron los ingresos. Los espectadores libertarios dejan los ingresos iniciales sin cambios sin importar cómo surgieron las diferencias de ingresos. Los espectadores meritocráticos condicionan sus decisiones redistributivas al origen de la desigualdad. Específicamente, a medida que aumenta el papel del azar en la determinación de los ingresos z_p , redistribuyen más ingresos y, cuando la desigualdad se basa enteramente en la suerte (es decir, no hay mérito en la asignación de ingresos), igualan los ingresos.

El nivel agregado de redistribución en una población de espectadores, $\mathbb{E}[Y_{ip}]$, se vincula directamente con la distribución de los ideales de justicia. Sean α_E , α_L y α_M las proporciones de igualitaristas, libertarios y meritócratas en una población. Por la ley de esperanzas iteradas

$$\mathbb{E}[Y_{ip}] = \alpha_E \frac{w_H - w_L}{2} + \alpha_M Y_{ip}^M + (1 - \alpha_E - \alpha_L - \alpha_M) Y_{ip}^O, \quad (\text{E1})$$

donde $Y_{ip}^M \equiv \mathbb{E}[Y_{ip} | \text{Meritocrat}]$ y $Y_{ip}^O \equiv \mathbb{E}[Y_{ip} | \text{Other ideal}]$ son, respectivamente, los ingresos promedio redistribuidos condicionales a ser un meritócrata y a tener otros ideales de justicia (el término libertario se omite porque los libertarios nunca redistribuyen).

La ecuación (E1) resalta dos razones por las cuales las élites pueden tener decisiones redistributivas diferentes a las de los no pertenecientes a la élite. Primero, la distribución de ideales de justicia entre las élites (los α) puede diferir de la de los no pertenecientes a la élite. Segundo, Y_{ip}^M y Y_{ip}^O pueden diferir para las élites y los no pertenecientes a la élite. En otras palabras, las élites que siguen un ideal de justicia meritocrático o que caen fuera de las tres clasificaciones anteriores pueden redistribuir cantidades diferentes a las de los no pertenecientes a la élite correspondientes.

E.2. Identificación de los Ideales de Justicia

Diseño de investigación. Nuestro primer diseño de investigación se basa en comparaciones *entre* sujetos, usando solo la primera decisión redistributiva de cada espectador y excluyendo a quienes vieron primero el entorno con costo de eficiencia. Identificamos la fracción de igualitaristas mediante la fracción de individuos que dividen los ingresos por

igual cuando el ganador se determina por desempeño. Identificamos la fracción de libertarios mediante la fracción de individuos que no redistribuyen ingresos cuando el ganador se determina por suerte. Por último, identificamos la fracción de meritócratas mediante la diferencia entre (i) la fracción de individuos que asignan más al ganador cuando los resultados de los trabajadores se determinan por desempeño y (ii) la fracción de individuos que asignan más al ganador cuando los resultados de los trabajadores se determinan por suerte. Nos referimos al resto de la población como poseedora de “otros” ideales de justicia.

Nuestro segundo diseño de investigación se basa en comparaciones *dentro* de sujetos entre pares de trabajadores, usando todas las decisiones redistributivas excepto las del entorno con costo de eficiencia. Clasificamos a un espectador como igualitarista si divide los ingresos por igual tanto en el entorno de suerte como en el de desempeño, como libertario si no redistribuye ingresos en ninguno de los dos entornos y como meritócrata si iguala los ingresos en el entorno de suerte, pero da estrictamente más al ganador en el entorno de desempeño. Esta definición de meritócratas dentro de sujetos coincide con la de [Harris and Sterba \(2025\)](#). Nos referimos a los individuos que no se ajustan a ninguna de estas clasificaciones como poseedores de “otros” ideales de justicia.

Supuestos de identificación. Para el diseño entre sujetos, seguimos los supuestos estándar en la literatura (e.g., [Almås et al., 2020](#); [Cohn et al., 2023](#)), que formalizamos a través del lente de nuestro marco estadístico. Para el diseño dentro de sujetos, extendemos estos supuestos para tener en cuenta múltiples observaciones por espectador.

Para identificar a los igualitaristas en el diseño entre sujetos, nuestro supuesto de identificación es que los individuos que dividen los ingresos por igual cuando los ingresos de los trabajadores se asignan con base en el desempeño también habrían dividido los ingresos por igual bajo cualquier otro entorno. Formalmente, si $Y_{ip}(z_p) = \frac{w_H - w_L}{2}$ para $z_p = 0$, entonces $Y_{ip}(z_p) = \frac{w_H - w_L}{2}$ para todo z_p . En el diseño dentro de sujetos, nuestro supuesto de identificación es que los individuos que dividen por igual en los entornos de suerte y de desempeño habrían dividido por igual bajo cualquier otro entorno. Formalmente, si $Y_{ip}(z_p) = \frac{w_H - w_L}{2}$ para $z_p = 0$ y $Y_{ip'}(z_{p'}) = \frac{w_H - w_L}{2}$ para $z_{p'} = 1$, entonces $Y_{ip}(z_p) = \frac{w_H - w_L}{2}$ para todo z_p .

Para identificar a los libertarios en el diseño entre sujetos, nuestro supuesto de identificación es que los individuos que no redistribuyen ingresos en el entorno de suerte no redistribuirían ingresos en ningún otro entorno. Formalmente, si $Y_{ip}(z_p) = 0$ para $z_p = 1$, entonces $Y_{ip}(z_p) = 0$ para todo z_p . En el diseño dentro de sujetos, nuestro supuesto de identificación es que los individuos que no redistribuyen ingresos ni en el entorno de suerte

ni en el de desempeño no redistribuirían ingresos en ningún otro entorno. Formalmente, si $Y_{ip}(z_p) = 0$ para $z_p = 0$ y $Y_{ip}(z_{p'}) = 0$ para $z_{p'} = 1$, entonces $Y_{ip}(z_p) = 0$ para todo z_p .

Para identificar a los meritócratas en el diseño entre sujetos, seguimos a [Almås et al. \(2020\)](#). La proporción de espectadores que asigna más al ganador en la condición de desempeño es igual a la proporción combinada de libertarios (que nunca redistribuyen) y meritócratas (que recompensan las diferencias de desempeño), mientras que la proporción que asigna más al ganador en la condición de suerte es igual a la proporción de libertarios únicamente (dado que los meritócratas igualan en la condición de suerte). La diferencia entre estas dos proporciones, por lo tanto, identifica la fracción de meritócratas. En el diseño dentro de sujetos, nuestro supuesto de identificación es que quienes igualan los ingresos en el entorno de suerte pero dan estrictamente más al ganador en el entorno de desempeño redistribuirían estrictamente más ingresos a medida que aumenta el papel de la suerte. Formalmente, si $Y_{ip}(0) < Y_{ip}(1) = \frac{w_H - w_L}{2}$, entonces $Y_{ip}(z_p) > Y_{ip}(z'_p)$ siempre que $z_p > z'_p$.

Tanto el diseño entre sujetos como el de dentro de sujetos tienen ventajas y desventajas para la identificación. Para entenderlas, recordemos que un ideal de justicia es una función que va de las circunstancias a las decisiones. Reconstruir esta función requiere observar un número infinito de decisiones contrafactuales. Los diseños de investigación “extrapolan” el comportamiento de los espectadores con base en un conjunto limitado de decisiones observadas: una en el diseño entre sujetos y dos decisiones (secuenciales) en el diseño dentro de sujetos. El diseño entre sujetos usa una sola decisión, por lo que evita supuestos sobre el sesgo de decisión secuencial, pero es más susceptible al error de medición y al ruido en las decisiones. En contraste, el diseño dentro de sujetos, al usar dos decisiones, mitiga las preocupaciones por el error de medición al incorporar más información sobre el comportamiento de los espectadores, a costa de suponer que la primera decisión no influye en la segunda.

E.3. Un Modelo Estadístico de Redistribución y Origen de la Desigualdad

Recordemos que Y_{ip} representa los ingresos redistribuidos del trabajador de ingresos altos al de ingresos bajos en el par de trabajadores p por el espectador i . Modelamos Y_{ip} como una función del papel que juega la suerte en la determinación de los ingresos de los trabajadores, z_p .²³ Para el resto de esta subsección, restringimos la atención a $z_p \in \{0, 1\}$

²³Por simplicidad, nos abstraemos de modelar Y_{ip} como una función de w_H y w_L . En nuestro experimento, w_H y w_L son constantes entre los pares de trabajadores, y la única variable que cambia entre los pares de trabajadores es z_p .

y consideramos los dos entornos estudiados por la mayor parte del trabajo experimental: los ingresos de los trabajadores se determinan por desempeño ($z_p = 0$) o por azar ($z_p = 1$). Sea $Y_{ip}(0)$ la cantidad redistribuida si los ingresos se determinan por desempeño y $Y_{ip}(1)$ la cantidad redistribuida si los resultados se determinan por azar. Estos dos niveles de redistribución denotan resultados potenciales para diferentes niveles de suerte, pero solo se observa uno de los dos resultados para un par de trabajadores dado. La redistribución observada, $Y_{ip}(z_p)$, puede escribirse en términos de estos resultados potenciales como

$$Y_{ip}(z_p) = Y_{ip}(0) + \underbrace{\left(Y_{ip}(1) - Y_{ip}(0) \right)}_{\text{“Efecto del origen de la desigualdad”}(\beta_i)} z_p, \quad (\text{E2})$$

donde $Y_{ip}(1) - Y_{ip}(0) \equiv \beta_i$ mide el efecto de cambiar el proceso de generación de ingresos de desempeño a azar, o “efecto del origen de la desigualdad”, para abreviar.

Supongamos que observáramos las decisiones de los espectadores para dos pares de trabajadores, p y p' , con los ingresos del par p determinados por desempeño ($z_p = 0$) y los ingresos del par p' asignados aleatoriamente ($z_{p'} = 1$). Se podría entonces comparar la redistribución promedio en el par de asignación aleatoria, $\mathbb{E}[Y_{ip'}|z_{p'} = 1]$, con la redistribución promedio en el par de desempeño, $\mathbb{E}[Y_{ip}|z_p = 0]$. Esta comparación puede escribirse como

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y_{ip'}|z_{p'} = 1] - \mathbb{E}[Y_{ip}|z_p = 0] &= \underbrace{\mathbb{E}[Y_{ip'}(1)|z_{p'} = 1] - \mathbb{E}[Y_{ip'}(0)|z_{p'} = 1]}_{\text{Término 1: Efecto del origen de la desigualdad}} \\ &+ \underbrace{\mathbb{E}[Y_{ip'}(0)|z_{p'} = 1] - \mathbb{E}[Y_{ip}(0)|z_p = 0]}_{\text{Término 2: Sesgo de decisión secuencial}}. \end{aligned} \quad (\text{E3})$$

La ecuación (E3) muestra que comparar el comportamiento redistributivo de los espectadores para diferentes pares de trabajadores arroja la suma de dos términos. El primero es el efecto del origen de la desigualdad sobre los ingresos redistribuidos. El segundo término es un sesgo potencial que surge al comparar decisiones secuenciales. Este término captura mecanismos como efectos de anclaje, efectos de contraste y efectos de aprendizaje. Para abordar este sesgo potencial, la mayor parte de la literatura usa un diseño entre sujetos en el que los espectadores toman solo una decisión. Proporcionamos tanto estimaciones entre sujetos (usando solo la primera decisión) como estimaciones dentro de sujetos (usando las decisiones en las condiciones de suerte y desempeño) para fines de comparación.

Además de medir el efecto del origen de la desigualdad, también examinamos cómo la

introducción de un costo de eficiencia afecta la redistribución (Y_{ip}). Analizamos esto usando el mismo marco, manteniendo constante el origen de la desigualdad y reinterpretando z_p como un indicador de que la redistribución tiene un costo. En este caso, β_i en la ecuación (E2) y el Término 1 en la ecuación (E3) miden la sensibilidad de la redistribución al costo de eficiencia de la redistribución.

F. Narrativas de la Desigualdad por Ideal de Justicia

Este apéndice clasifica las respuestas abiertas de los estudiantes de MBA sobre los determinantes de la desigualdad del ingreso en Estados Unidos utilizando grandes modelos de lenguaje (LLM). Describimos la metodología de clasificación, reportamos la distribución de respuestas por ideales de justicia y presentamos evidencia cualitativa.

F.1. Metodología de Clasificación

Clasificamos las 116 respuestas abiertas recolectadas de la segunda cohorte de MBA a la pregunta: “*What do you believe is the main driver of income inequality in the United States?*”. Las respuestas suelen ser cortas (la mayoría tiene entre 1 y 10 palabras), por lo que muchas son ambiguas entre categorías adyacentes.

Desarrollamos el libro de códigos de manera inductiva, proporcionando todas las respuestas a ChatGPT 5.2 Pro e instruyéndolo a derivar entre 6 y 8 categorías a partir de los datos sin un esquema predefinido. El procedimiento arrojó ocho categorías (véase el Cuadro F4 del Apéndice): educación (C01), oportunidades desiguales (C02), discriminación (C03), política gubernamental (C04), poder corporativo/de las élites (C05), legado histórico (C06), conductual/cultural (C07) y otro/no sustantivo (C08).

Luego, cada respuesta fue clasificada utilizando gpt-5-mini de OpenAI con salidas estructuradas, produciendo tanto una codificación multietiqueta (todas las categorías relevantes) como una única etiqueta primaria, la más adecuada. Para establecer robustez, volvimos a ejecutar la clasificación con tres modelos adicionales de dos proveedores (gpt-5-nano, claude-sonnet-4-6, claude-haiku-4-5). El acuerdo entre los cuatro modelos es de 82.8 por ciento, y la mayoría de los desacuerdos involucran categorías sustantivamente adyacentes o respuestas cortas y ambiguas (véanse los Cuadros F3–F5 del Apéndice).

F.2. Distribución General y Tabulación Cruzada

El Cuadro F1 del Apéndice reporta la distribución multietiqueta de todas las 116 respuestas. Dado que el clasificador asigna cada categoría relevante a cada respuesta, los porcentajes suman más de 100 por ciento. La educación y la formación de habilidades es el determinante citado con mayor frecuencia (31.9 por ciento), seguido de las oportunidades desiguales (24.1 por ciento), la política gubernamental (17.2 por ciento) y la discriminación (16.4 por ciento). En general, el 21.6 por ciento de las respuestas mencionan dos o más categorías.

Cuadro F1: Distribución General de los Determinantes de la Desigualdad, Multietiqueta

Código	Categoría	<i>N</i>	%
C01	Education and skill formation	37	31.9
C02	Unequal opportunities, mobility barriers, starting conditions	28	24.1
C03	Discrimination and identity-based bias	19	16.4
C04	Government policy, politics, institutional governance	20	17.2
C05	Corporate/elite power, wealth concentration	13	11.2
C06	Historical legacy, broad systemic/structural inequity	13	11.2
C07	Behavioral, cultural, and ideological explanations	12	10.3
C08	No clear driver / rejects premise / non-substantive	3	2.6

Notas: Distribución multietiqueta de las 116 respuestas abiertas de los estudiantes de MBA en ocho categorías identificadas por los LLM. Cada respuesta puede ser codificada en múltiples categorías; los porcentajes suman más de 100%. Las clasificaciones se basan en gpt-5-mini.

F.3. Evidencia Cualitativa por Ideal de Justicia

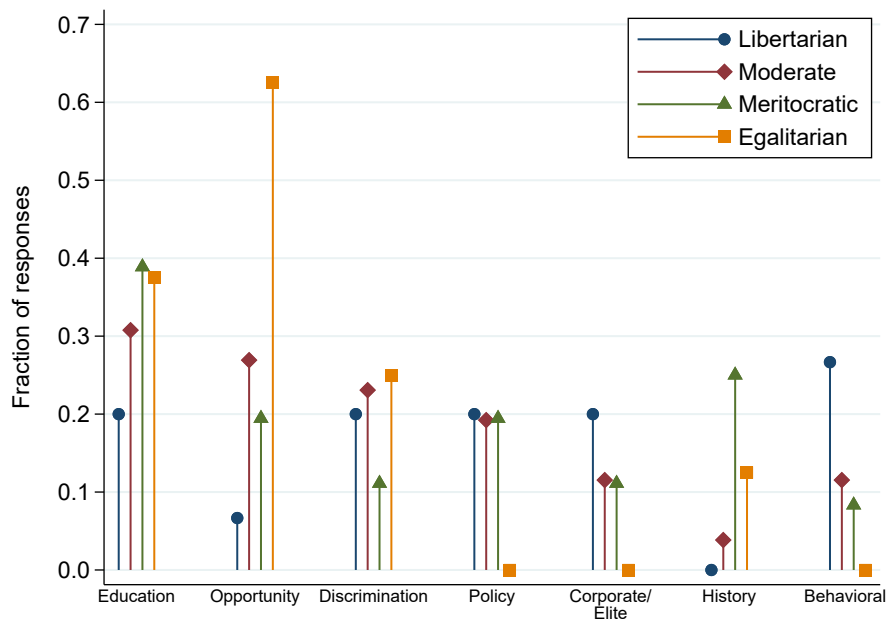
El Cuadro F2 del Apéndice reporta la distribución multietiqueta de categorías por ideal de justicia para los 85 encuestados clasificados, y la Figura F1 del Apéndice visualiza estas proporciones. La evidencia cualitativa a continuación ilustra el perfil distintivo de cada tipo con citas representativas.

Cuadro F2: Determinantes de la Desigualdad por Ideal de Justicia, Multietiqueta (%)

	Libertario	Moderado	Meritócrata	Igualitarista
C01: Education	20.0	30.8	38.9	37.5
C02: Opportunity	6.7	26.9	19.4	62.5
C03: Discrimination	20.0	23.1	11.1	25.0
C04: Policy	20.0	19.2	19.4	0.0
C05: Corporate/elite	20.0	11.5	11.1	0.0
C06: History	0.0	3.8	25.0	12.5
C07: Behavioral	26.7	11.5	8.3	0.0
C08: Non-substantive	6.7	0.0	0.0	12.5
<i>N</i>	15	26	36	8

Notas: Cada celda reporta la proporción de encuestados dentro de un ideal de justicia cuya respuesta menciona la categoría dada. Dado que las respuestas pueden ser codificadas en múltiples categorías, las columnas suman más de 100 por ciento. Se omiten los 31 encuestados no clasificados como libertarios, moderados, meritócratas o igualitaristas.

Figura F1: Determinantes de la Desigualdad por Ideal de Justicia



Notas: Cada marcador muestra la fracción de encuestados dentro de un ideal de justicia cuya respuesta menciona la categoría dada. Dado que las respuestas pueden ser codificadas en múltiples categorías, las fracciones pueden sumar más de uno dentro de cada tipo de justicia. Las clasificaciones se basan en gpt-5-mini.

Narrativas Libertarias. Los libertarios son el único tipo de justicia cuya categoría modal son las explicaciones conductuales y culturales (26.7 por ciento). Atribuyen la desigualdad a las decisiones personales, la ética de trabajo y las diferencias culturales—respuestas como “willingness to work hard”, “poor choices” y “cultural differences”. Este encuadre individualista es consistente con su preferencia por no redistribuir: si la desigualdad refleja la agencia personal, hay menos justificación para transferencias correctivas.

Más allá del énfasis conductual, las respuestas libertarias se distribuyen de manera uniforme entre educación, discriminación, poder corporativo y política (cada una citada por 20.0 por ciento). Son el tipo con menor probabilidad de citar barreras como las oportunidades desiguales. Algunos expresan un escepticismo abierto sobre las afirmaciones de desigualdad: “Women demanding more money than what Men make, there is no such thing as income inequality in the U.S. unless you are brainwashed by false statistics, causation without correlation”.

Narrativas Moderadas. Los moderados identifican múltiples mecanismos distintos detrás de la desigualdad. Sus categorías principales son educación (30.8 por ciento), oportunidades desiguales (26.9 por ciento), discriminación (23.1 por ciento) y política (19.2 por ciento). El 50 por ciento de los moderados citan al menos una categoría de barrera, en comparación con solo el 27 por ciento de los libertarios.

Muchos señalan las condiciones iniciales: “Circumstance”, “Socioeconomic status at birth”, “How you grew up” y “access to opportunities”. Este foco en las dotaciones iniciales se alinea con su patrón experimental de redistribuir más cuando la desigualdad proviene de la suerte y, aun así, permitir que persista alguna desigualdad basada en la suerte. Otros enfatizan factores educativos—“difference in accessibility of education” e “intellect and education inequality”—sin el encuadre sistémico de los igualitaristas.

La característica más distintiva del perfil moderado es lo que *excluye*: un encuadre histórico o sistémico cercano a cero (3.8 por ciento), en marcado contraste con los meritócratas (25.0 por ciento). Los factores de identidad aparecen a través de menciones de “white supremacy”, “racism, sexism, greed” y “race”, pero típicamente como mecanismos próximos más que como fuerzas estructurales profundas. Este patrón sugiere que los moderados no se caracterizan bien como meritócratas blandos o libertarios blandos, sino que sostienen una cosmovisión distinta.

Narrativas Meritocráticas. Los meritócratas se concentran en la educación (38.9 por ciento), la proporción más alta entre todos los tipos. Describen “access to high quality and relevant education”, “lack of equitable access to quality education” y que la educación es “too expensive for more people to access”. Este encuadre posiciona al acceso educativo desigual—más que a la educación en sí—como la principal barrera a la movilidad, consistente con una cosmovisión que valora el mérito pero reconoce un terreno de juego disparejo.

Los meritócratas también citan factores históricos y sistémicos con mayor frecuencia que cualquier otro tipo (25.0 por ciento). Un estudiante hace referencia a “historical issues that continue to affect current socio-economic stratification”; otro cita “history (residual injustice and cultural difference) exacerbated by a financial system that gives the ‘further ahead’ exponential resources to get ahead”. Esta disposición a reconocer fuerzas estructurales—mientras aún operan dentro de un marco que valora los resultados basados en el mérito—distingue a los meritócratas de los libertarios, quienes nunca invocan un encuadre histórico.

Narrativas Igualitaristas. Los igualitaristas enfatizan las barreras: el 62.5 por ciento citan oportunidades desiguales y el 25.0 por ciento citan discriminación—las tasas de barreras más altas entre todos los tipos. En lugar de ver la educación como un mecanismo meritocrático de clasificación, los igualitaristas la encuadran como un refuerzo de las disparidades existentes: “Access to education (cost of studying/school/etc)” y “barriers to opportunity/education”. La discriminación basada en la identidad figura de manera prominente, con un estudiante citando “sexism and racism” como determinantes principales y otro señalando “historical systems around identity and location”.

Este encuadre—la desigualdad como producto de barreras institucionales más que de fallas individuales—es consistente con la fuerte preferencia de los igualitaristas por la redistribución. Ningún igualitarista cita explicaciones conductuales o culturales, el contraste más marcado con los libertarios (26.7 por ciento).

F.4. Robustez de la Clasificación y Libro de Códigos

Esta sección proporciona detalles sobre el libro de códigos y el acuerdo entre modelos.

Cuadro F3: Tasas de Acuerdo entre Modelos

Comparación	Coinciden / N	Acuerdo (%)
<i>Dentro del proveedor (OpenAI)</i>		
gpt-5-mini vs. gpt-5-nano	107 / 116	92.2
<i>Dentro del proveedor (Anthropic)</i>		
claude-sonnet-4-6 vs. claude-haiku-4-5	107 / 116	92.2
<i>Entre proveedores</i>		
gpt-5-mini vs. claude-sonnet-4-6	102 / 116	87.9
gpt-5-mini vs. claude-haiku-4-5	99 / 116	85.3
gpt-5-nano vs. claude-sonnet-4-6	104 / 116	89.7
gpt-5-nano vs. claude-haiku-4-5	105 / 116	90.5
Los cuatro modelos coinciden	96 / 116	82.8

Notas: Cada fila reporta la proporción de las 116 respuestas donde los modelos listados asignan la misma categoría primaria, la más adecuada. Las comparaciones entre proveedores (OpenAI vs. Anthropic) son especialmente informativas, ya que los modelos difieren en datos de entrenamiento, arquitectura y ajuste fino.

Cuadro F4: Libro de Códigos para la Clasificación de Respuestas Abiertas sobre Desigualdad

Código	Categoría	Incluir si	Excluir si
C01	Educación y formación de habilidades	Menciona la educación (K–12, universidad) como determinante clave; enfatiza la asequibilidad/costo de la escolaridad; señala brechas de habilidades, requisitos de credenciales o déficits de conocimiento	Se centra en la desigualdad de oportunidades en general sin que la educación sea central → C02; se centra en la discriminación por raza/género → C03
C02	Oportunidades desiguales, barreras a la movilidad, condiciones iniciales	Menciona la falta de oportunidades, “uneven playing field”; enfatiza el ingreso parental, la crianza, la geografía; resalta las conexiones/el capital social	El argumento central es el acceso/calidad de la educación → C01; discriminación basada en la identidad → C03; palanca gubernamental específica → C04
C03	Discriminación y sesgo basado en la identidad	Hace referencia a raza/racismo, género/sexismo, supremacía blanca o discriminación; menciona el sesgo vinculado a la identidad	Favoritismo a través de redes sin encuadre de identidad → C02; injusticia histórica sin discriminación actual → C06
C04	Política gubernamental, política, gobernanza institucional	Menciona política tributaria, regulación, leyes, “the government”; hace referencia a la política, el dinero en la política o a líderes políticos específicos; menciona política de bienestar social/salud	Culpa a las corporaciones/élites sin enfatizar las palancas gubernamentales → C05; solo lenguaje amplio “systemic” → C06
C05	Poder corporativo/de las élites, concentración de la riqueza	Hace referencia a la élite económica, las corporaciones o la concentración de la riqueza; menciona la “greed” como captura por las élites; señala dinámicas de remuneración ejecutiva o el capitalismo	Se centra principalmente en impuestos/regulación/política → C04; en condiciones iniciales sin captura por las élites → C02
C06	Legado histórico, inequidad sistémica/estructural amplia	Menciona la historia, la injusticia residual, la estratificación de largo plazo; usa “systemic challenges”, “social inequity”, “structural inequity”	Especifica un mecanismo primario que encaja en otra categoría → codificar esa; da una vía de oportunidad concreta sin encuadre histórico → C02
C07	Conductual, cultural, ideológico	Menciona la ética de trabajo, la disposición a trabajar duro, las malas decisiones, la confianza, la suerte; menciona la cultura/las diferencias culturales; encuadra la desigualdad como impulsada por creencias/percepciones	Enfatiza las barreras estructurales a la educación → C01; las restricciones de oportunidad → C02; la discriminación por identidad → C03
C08	Sin determinante claro / rechaza la premisa	Expresa incertidumbre o ninguna respuesta; niega que la desigualdad sea real; dice “no one factor” sin nombrar ninguno	Se nombra algún determinante específico (aunque se exprese con reservas) → codificar la categoría relevante

Notas: Libro de códigos desarrollado de manera inductiva proporcionando todas las 116 respuestas a ChatGPT 5.2 Pro con instrucciones de derivar categorías a partir de los datos sin esquemas predefinidos. Las categorías se definen para ser mutuamente excluyentes a nivel de definición; las respuestas individuales pueden recibir múltiples etiquetas.

Cuadro F5: Respuestas con Desacuerdo entre Modelos

Texto de la respuesta	gpt-5 mini	gpt-5 nano	claude sonnet	claude haiku
Barriers to opportunity/education	C02	C02	C01	C01
Current laws and inequality of race and gender in the decision room	C04	C03	C03	C03
Intellect and education inequality	C07	C01	C01	C01
Lack of centralized knowledge and access to resources	C01	C02	C02	C02
Lack of environment that encourages competition	C05	C02	C07	C07
Lack of parental guidance and inadequate education	C02	C01	C01	C01
Laws, access to opportunities	C04	C04	C02	C04
Leftist ideas	C07	C07	C07	C08
Opportunity and education	C02	C02	C02	C01
People think investing is gambling. Basic knowledge about markets is absent	C01	C01	C07	C07
Structural inequity, unequal opportunities	C06	C06	C02	C06
Systemic bias	C03	C03	C06	C06
Systemic issues in regards to race, gender and overall socioeconomic situations	C03	C03	C03	C06
systemic poverty and capitalism	C06	C06	C05	C05
Transparency and Opportunity	C04	C02	C02	C02
Trump	C04	C08	C04	C08
Wage stagnation relative to inflation	C05	C06	C05	C04
Women demanding more money than what Men make, there is no such thing as income inequality...	C03	C03	C08	C08
Wrong people at the wrong place, playing a perception game on general population	C05	C02	C05	C07
Wrongly enforced initiative for diversity initiatives	C04	C04	C03	C04

Notas: El cuadro lista todas las 20 respuestas (de 116) donde al menos uno de los cuatro modelos asigna una categoría primaria diferente. Las respuestas están ordenadas alfabéticamente. Las entradas en **negrita** indican el modelo o los modelos que se desvían de la clasificación modal. De los 20 desacuerdos, 11 son divisiones de 3 contra 1 y 9 son divisiones de 2 contra 2 (o de 2 contra 1 contra 1). Códigos de categoría: C01 = Educación; C02 = Oportunidades; C03 = Discriminación; C04 = Política; C05 = Poder corporativo/de las élites; C06 = Sistémico; C07 = Conductual/cultural; C08 = No sustantivo. Véase el Cuadro F4 del Apéndice para las definiciones completas.