



Revista de Sociologia e Política

ISSN: 0104-4478

EditoriaRSP@ufpr.br

Universidade Federal do Paraná

Brasil

Traversa, Federico

¿Por qué quiebran las democracias? Educación y conflicto de clase revisitados

Revista de Sociologia e Política, vol. 24, núm. 60, diciembre, 2016, pp. 39-89

Universidade Federal do Paraná

Curitiba, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=23848888004>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Federico Traversa

## Resumen

Desde inicios del siglo XX el cambio tecnológico tuvo un sesgo favorable al incremento en las calificaciones de la mano de obra; parte de la población adquirió más educación y consiguió mejores condiciones de trabajo. La estructura de clases se volvió más compleja, con estratos intermedios que moderaron la radicalidad del conflicto distributivo y favorecieron la estabilidad de las instituciones democráticas. Mediante el ajuste de una serie de regresiones, aquí se estimó qué efectos pudo tener la fragmentación educativa de la población sobre la estabilidad de las instituciones democráticas en el mundo entre 1950 y 2003. Se halló que las democracias con una población más diversa en sus niveles de formación tuvieron menores riesgos de quebrar durante el período. Además, la fragmentación educativa y el PBI per cápita muestran una importante correlación entre sí, y sus efectos sobre la estabilidad democrática son sustancialmente idénticos. Este resultado entra en contradicción con la literatura que ha señalado que los efectos del PBI sobre la estabilidad democrática serían independientes y más fuertes que los de cualquier otra variable, al tiempo que abre un espacio para la revalorización de las teorías del conflicto distributivo, que recibieron fuertes críticas recientes.

PALABRAS CLAVE: estabilidad; democracia; conflicto de clase; educación; América Latina.

Recibido em 29 de Abril de 2015. Aceptado em 8 de Diciembre de 2015.

## I. Introducción<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Agradezco las sugerencias y comentarios de los dictaminadores anónimos de la *Revista de Sociología e Política*.

<sup>2</sup> Recientemente, distintas investigaciones han criticado a las teorías sobre el conflicto distributivo, porque no conseguirían explicar convincentemente la estabilidad y los quiebres de la democracia en el plano empírico (Reenock, Benhard & Sobek, 2007; Haggard & Kauffman 2012).

Desde el siglo XIX los conflictos distributivos fueron señalados como un factor de inestabilidad que favorecía el quiebre de las instituciones democráticas (Marx 2005, Mill 1958, Moore 1966, O'Donnell 1973, Acemoglu & Robinson 2005)<sup>2</sup>. Sin embargo, durante el último siglo las democracias se han vuelto cada vez más estables y al mismo tiempo la estructura de clases de las sociedades capitalistas sufrió también importantes transformaciones (Lipset 1959, Dahrendorf 1959, Giddens 1991, Wright 1979). Uno de los cambios más notables relacionado con la estratificación social, ha sido el incremento sostenido en los niveles educativos de la población, que se asoció al surgimiento de posiciones intermedias de clase y a una mayor fragmentación en los niveles de ingreso de los trabajadores.

¿Acaso la segmentación de los niveles educativos de la población pudo haber moderado los conflictos distributivos y con ello favoreció a la estabilización de las instituciones democráticas? Las teorías que subrayan la importancia de los sectores medios en la moderación del conflicto distributivo son antiquísimas, sin embargo su relación con la estabilización de las instituciones democráticas no ha podido ser evaluada convenientemente como consecuencia de la carencia de datos de calidad sobre la distribución del ingreso (Przeworski *et al.*, 2000, p.120-121). En la medida que la educación ha estado profundamente ligada a los cambios en la estructura de clases, abordar la relación de la dimensión educativa con la duración de los regímenes democráticos puede ser una alternativa interesante.

Como señala Acemoglu (2002) durante el siglo XX el desarrollo tecnológico tuvo un sesgo favorable a una creciente calificación de una parte de los trabajadores. De este modo, fue redituable para muchos trabajadores adquirir más formación para conseguir así mejores salarios. Sin embargo, la formación adquirida por parte de la población ha sido heterogénea, tanto en lo relativo al tipo de calificaciones adquiridas como a su duración en términos de años de formación. Como consecuencia de lo anterior, si los ingresos de los trabajadores se vuelven más diversos, es natural que también se diferencien sus posiciones políticas respecto a la redistribución (Hobsbawm 2011). Estos problemas de acción colectiva en el seno de la clase trabajadora pudieron moderar el conflicto distributivo y favorecer así la estabilidad democrática.

La lógica que sustenta esta explicación del aumento de la estabilidad de los regímenes democráticos es la siguiente. Como es sabido, la economía política contemporánea asume que las redistribuciones radicales de ingresos tienen efectos costosos sobre los niveles globales de producción y de consumo (Okun 1975, Meltzer & Richards 1981). En una palabra, si se planea redistribuir un porcentaje muy alto del total de lo producido, entonces la producción y el consumo total se verán resentidos. Por lo tanto las eventuales pérdidas y ganancias que los individuos consiguen de la redistribución están íntimamente relacionadas con sus niveles de ingresos antes de redistribuir. Para los sectores de trabajadores más pobres - que tienen muy poco - una redistribución radical tiene sentido. En cambio para los trabajadores de los estratos medios - que tienen más ingresos antes de impuestos - una redistribución radical suele ser perjudicial, pues la retracción del total producido afectaría a su porción de consumo esperado sin redistribución.

En la medida que el capital humano se volvió más complejo y las condiciones de vida de los trabajadores se diversificaron y segmentaron considerablemente con el correr del siglo XX, no es de extrañar que también los conflictos distributivos se hayan moderado (Mills 1951). En tal sentido, la visión decimonónica más tradicional de los conflictos de clase sobreestimó la conflictividad distributiva inherente a las democracias modernas<sup>3</sup>. Un conflicto distributivo capaz de afectar a la estabilidad democrática requiere una estructura de clases muy polarizada, y además suelen ser necesarias otras condiciones adicionales, como una crisis económica que obstaculice las posibilidades de moderar las tensiones distributivas por la vía del crecimiento del producto (O'Donnell 1973).

Condiciones estructurales tan adversas para la estabilidad democrática sólo se produjeron en las economías más desarrolladas en el período previo a la Primera Guerra Mundial. En las décadas subsiguientes el conflicto distributivo se atemperó, debido a que los cambios tecnológicos requirieron mayores calificaciones de una parte de la mano de obra (Goldin & Katz 2009) surgiendo una 'nueva clase media' que ayudó a moderar el conflicto. Si se observa a las economías de mayor desarrollo comparado después de la Segunda Guerra Mundial podrá apreciarse una estabilidad democrática casi absoluta; los quiebres de las instituciones democráticas promovidos por la élite fueron entonces cada vez menos frecuentes (Galbraith & Berner 2004, Huntington 1993, Hobsbawm 1990) y sólo se produjeron en las democracias de menor desarrollo relativo de la periferia capitalista<sup>4</sup>.

## **II. Cambio tecnológico, estructura de clases y acción colectiva: el rol de la segmentación educativa en la moderación del conflicto distributivo**

<sup>3</sup> Véase, por ejemplo, Marx (2005, p. 62).

<sup>4</sup> La asociación entre el desarrollo económico y la estabilidad democrática a

Algunos de los pensadores más influyentes del siglo XIX, consideraban que la democracia y la economía capitalista combinadas podrían dar lugar a un agudo conflicto de clase. Su razonamiento se basaba en dos enunciados. En

veces se interpreta como una relación directa y no intermediada por cambios en la estructura de clases. Se ha afirmado entonces que los efectos del PBI sobre la estabilidad democrática son directos, independientes y autónomos de otros cambios en la estructura social (Przeworski *et al.*, 2000).

primer lugar, el sufragio universal y la democracia deberían desatar reclamos distributivos radicales entre los trabajadores que amenazarían a la propiedad privada, institución definitiva de la economía capitalista. En segundo lugar, las acciones redistributivas radicales de los trabajadores, o incluso su sola amenaza, provocarían reacciones entre la clase capitalista, y se desataría así un conflicto político abierto que acabaría con la democracia.

Para que ésta teoría del conflicto de clase funcionara, era necesario que los trabajadores por un lado y los capitalistas por el otro mantuvieran intereses siempre antagónicos, y que además consiguiesen organizarse colectivamente para luchar en defensa de estos intereses. Pero la acción colectiva no es en absoluto automática (Olson 1965) y sólo si se solucionan los dilemas de acción colectiva al interior de cada clase pueden registrarse antagonismos que den lugar a un conflicto político abierto que desestabilice a la democracia. Diversos autores han señalado que los problemas de acción colectiva podrían existir, en especial en el seno de la clase trabajadora, y esto tal vez podría moderar los conflictos distributivos (Roemer 1998).

La hipótesis sobre el conflicto distributivo y la estabilidad democrática que se defiende en este trabajo, se apoya justamente en los problemas de acción colectiva existentes entre los trabajadores, que son producto de una estructura de clases que es mucho más compleja de lo que se avizoraba en el siglo XIX. En aquel tiempo, y con el desarrollo de la maquina-factura, la tecnología representó tendencias a la homogeneidad de los trabajadores<sup>5</sup>. El capital tendía a reemplazar a las calificaciones más específicas, y por lo tanto igualaba la situación de los obreros (James & Skinner 1985). La estandarización de la producción afectó entonces a la aristocracia artesanal, dividió los procesos productivos en unidades más sencillas que requerían menor calificación, y así homogeneizó las tareas y las remuneraciones de los trabajadores (Braverman 1974).

Sin embargo, esta tendencia a la homogenización de los trabajadores pareció revertirse luego, debido a la propia dinámica del cambio tecnológico. El siglo XX ha sido 'la centuria del capital humano' (Goldin & Katz 2009); el cambio tecnológico fue prácticamente una constante en todo el período, y en general tuvo un sesgo favorable a la calificación de los trabajadores. Esto significa que los avances tecnológicos representaron oportunidades de mejora salarial o en las condiciones de trabajo, que para ser aprovechadas requerían de una mayor inversión en calificación por parte de los trabajadores.

En tal sentido, Morisson y Murtin (2007) estiman un constante incremento de los años de educación formal a nivel mundial durante todo el siglo XX. Mientras que en 1870 alrededor de un 20% de la población mundial asistía a la enseñanza primaria, esta proporción alcanzó un 75% en 2000. Y mientras sólo un 12% de la población mundial había asistido a enseñanza secundaria en 1960, la proporción se elevaba a un 35% en 2000. Respecto a la educación terciaria, por sus tasas de asistencia representaría hoy en día un equivalente de lo que fue la educación secundaria en 1960<sup>6</sup>.

Pero este incremento en los años de educación ha sido desparejo y esto ha tenido importantes consecuencias distributivas, en la medida que el nivel educativo ha tenido una incidencia determinante en los ingresos alcanzados por las personas, tanto en países desarrollados como periféricos. En tal sentido, Acemoglu señala que "el comportamiento de los salarios y los retornos de la formación, indican que el cambio técnico estuvo sesgado a favor de las calificaciones durante los últimos sesenta años, y probablemente durante la mayoría del siglo XX" (2002, p.9).

<sup>5</sup> Cf. "los intereses y las condiciones de existencia de los proletarios se igualan cada vez más a medida que la maquina va borrando las diferencias en el trabajo y reduce el salario"(Marx & Engels 2004, p.32).

<sup>6</sup> Incluso el propio incremento absoluto de los niveles educativos, más allá de la fragmentación de estos niveles, puede haber estado relacionado con la estabilización democrática como sugieren las teorías de Almond & Verba (1963) o Inglehart & Welzel (2005).

La tecnología pareció requerir cada vez más calificaciones de una parte de los trabajadores, e indujo a un incremento en su formación. Se sentaron lentamente las bases estructurales para el progresivo desarrollo de una nueva clase media, integrada por trabajadores de cuello blanco, profesionales, técnicos, y obreros calificados (Giddens 1979). Esta nueva clase media, fue cada vez más importante en términos relativos con el correr de las décadas, y mantuvo una diferencia consistente en sus condiciones de vida respecto a los trabajadores menos cualificados, sobre todo luego de la Segunda Guerra Mundial (Hobsbawm 2011).

Esta misma tendencia se profundizó luego de la llamada ‘tercera revolución industrial’, que favoreció aún más la segmentación entre los trabajadores. Los especialistas señalan que las nuevas tecnologías de la información y robótica han resultado sesgadas a la calificación de una parte de la mano de obra, lo que implicó un aumento en el diferencial salarial entre los trabajadores más formados y los menos calificados (Juhn, Murphy & Pierce 1996).

El proceso de globalización también provocó segmentación entre los trabajadores de muchos países de la periferia que experimentaron procesos de industrialización acelerada en los últimos cuarenta años. Algunos trabajadores calificados y semi-calificados se integraron a cadenas productivas globales en crecimiento, y consiguieron salarios y condiciones de vida muy superiores a los de los sectores más sumergidos. Estudios muy recientes señalan el desarrollo de sectores medios de importancia en muchos países pobres, donde resulta evidente que los trabajadores son bastante más heterogéneos que en el pasado (Ravaillon 2009, Kharas 2010, Franco, Hopenhayn & Leon 2010).

Como consecuencia de las tendencias anteriormente reseñadas, los problemas de acción colectiva de los trabajadores con seguridad se incrementaron durante el transcurso del siglo XX. En la medida que las amenazas de redistribución radical por parte de los trabajadores fueron cada vez más tenues, el conflicto abierto de clase se transformó en una tensión distributiva, que por lo general tuvo manifestaciones mucho más difusas y cada vez menos comprometedoras para la estabilidad de las instituciones democráticas<sup>7</sup>.

## *II.1. Innovación, segmentación educativa y estabilidad democrática: diferencias entre centro y periferia*

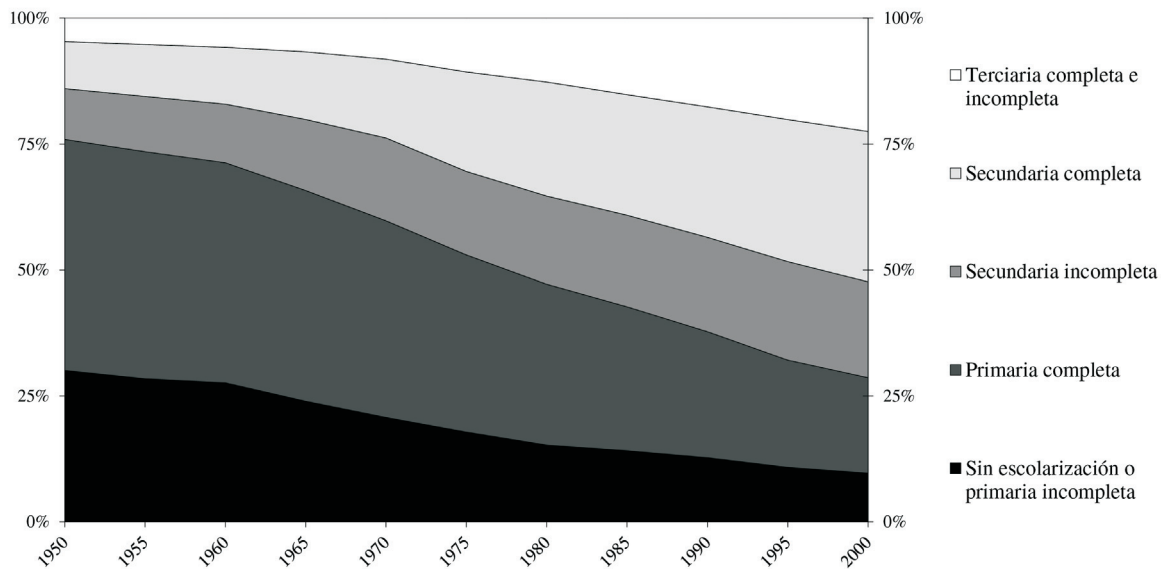
<sup>7</sup> Claro que la reducción de la tensión distributiva también se asocia con una menor capacidad de las democracias para atacar las fuentes originales de la desigualdad económica. Dada esta dinámica, es de esperar que la desigualdad a nivel mundial no experimente un retroceso a pesar de la expansión de los regímenes democráticos, tal como parecen comprobar los estudios más recientes (Piketty 2014, Traversa 2015).

Ahora bien, el proceso de innovación técnica no ha sido en modo alguno homogéneo en todos los sectores de la economía, ni en todos los países. Como ya se ha dicho, las posibilidades de formación del capital humano han sido desiguales para los trabajadores. En general los progresos tecnológicos son producidos y gestionados por un amplio grupo de asalariados con calificaciones mayores a la media, que incrementan su número relativo con el paso del tiempo. Técnicos, trabajadores calificados, profesionales liberales, constituyen un sector de ingresos medios que mostró un progreso constante durante el siglo XX.

Pero además, las posibilidades de formación han sido también muy diversas según la región del mundo que se analice. Esto pudo haber incidido en los desiguales patrones de estabilización de la democracia en el mundo desarrollado y subdesarrollado durante el siglo XX. En 1950 los países desarrollados mostraban ya una importante segmentación en la formación de sus trabajadores (Gráfico 1). Alrededor de la tercera parte de los mayores de 25 años no tenía ningún tipo de formación, o sólo había cursado algunos años de enseñanza primaria. Mientras tanto, más de un 40% había completado la enseñanza primaria, pero no la secundaria. Finalmente, cerca de la cuarta parte tenía formación secundaria completa o algún tipo de formación terciaria. A mediados del siglo XX en el mundo desarrollado ya podían identificarse tres bloques bastante diferenciados en lo que refiere a la formación de la población.

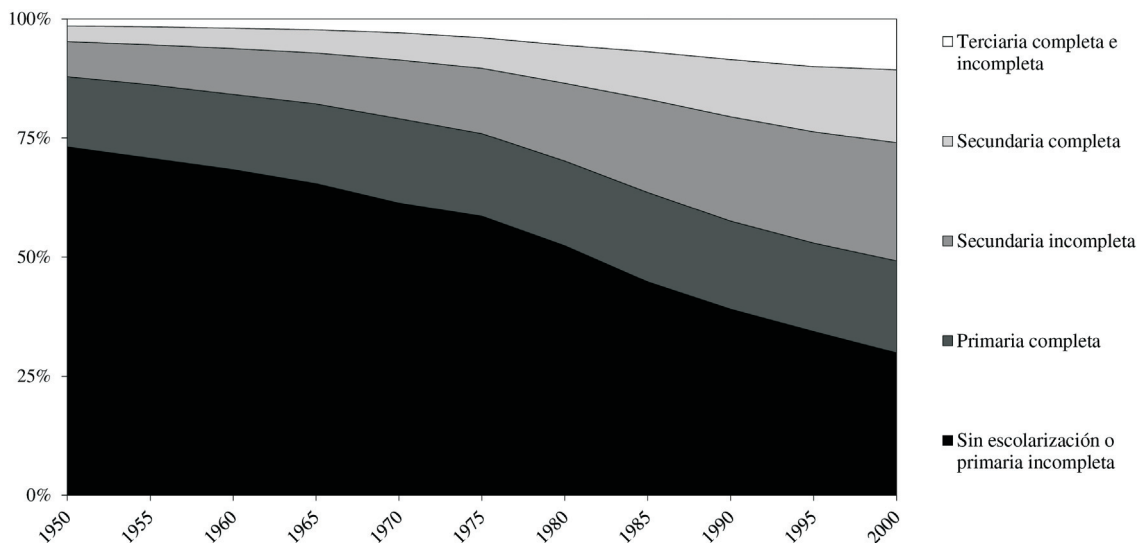
Lo contrario ocurría en países de menor desarrollo, tal como se aprecia en el Gráfico 2, correspondiente a 11 países latinoamericanos cuyas democracias quebraron al menos una vez durante el período que va de 1950 a 1980. En 1950, casi el 75% de la población mayor de 25 años no alcanzaba a completar la formación primaria en estos países. Como es de suponer, esto debería reflejarse una estructura de distribución del ingreso muy particular, con una importante masa de trabajadores muy pobres y con ingresos muy homogéneos entre sí. En presencia de instituciones democráticas, esta gran masa de población muy pobre debía tener grandes incentivos para desear una redistribución radical del

Gráfico 1 - Distribución de la población mayor a 25 años según categorías de formación, promedio de 22 democracias estables de alto desarrollo económico (1950-2000)



Fuente: Elaboración propia con datos de Barro y Lee (2010).

Gráfico 2 - Distribución de la población mayor a 25 años según categorías de formación, promedio de 11 democracias latinoamericanas inestables (1950-2000)



Fuente: Elaboración propia con datos de Barro y Lee (2010).



ingreso. Por su parte las élites socioeconómicas contarían con los recursos para vetarla por anticipado o impedirla por la fuerza si fuera necesario (Huntington 1994, Hobsbawm 1995).

Con posterioridad a los años ochenta, la formación de los trabajadores también aparece mucho más segmentada en estos países de América Latina, coincidentemente con una mayor estabilización de la democracia. A principios del siglo XXI, si se ordena a la población por segmentos de formación puede encontrarse una estructura bastante más similar a la que existía en los países desarrollados a mediados del siglo XX. Paralelamente, algunos estudios recientes han señalado cambios importantes en la distribución del ingreso de estos países, con la creciente consolidación de una nueva clase media desconocida hasta el momento (Franco *et al.*, 2010).

## II.2. Cambios en la estructura de clase, aumento del consumo y estabilización de la democracia

Los enfoques que subrayan la importancia de los cambios de la estructura de clase para la estabilización democrática no han conseguido destacar en el plano empírico y la carencia de datos de calidad sobre distribución del ingreso puede estar asociada al problema. En cambio, cada vez más los estudios cuantitativos pueden hacer uso de las largas y cuidadas series de datos sobre producto per cápita disponibles, con las que han dado cuenta de una fuerte asociación entre el PBI per cápita y la estabilidad de las democracias. Przeworski (2005), interpreta que esta significativa relación estadística se debe a un efecto estabilizador directo de la riqueza y el consumo sobre la democracia. Además se afirma que este efecto causal del producto es independiente de los cambios ocurridos en los niveles educativos y la estructura de clases (Przeworski *et al.*, 2000, p.101).

Estas conclusiones han tenido enorme influencia, pero parecen apresuradas (Acemoglu *et al.*, 2008, Traversa 2015). En primer lugar, ha sido ampliamente reconocido que las teorías del conflicto distributivo no han sido adecuadamente evaluadas desde el punto de vista estadístico por la carencia de datos de calidad sobre distribución del ingreso. Los resultados encontrados para el PBI per cápita podrían estar entonces sesgados por problemas de variables omitidas. En segundo lugar, cuando las investigaciones de corte cuantitativo implementan controles adicionales, puede comprobarse que el PBI per cápita tiene una alta correlación con otras variables independientes, y en estos contextos es temerario realizar afirmaciones tajantes sobre efectos causales de una u otra variable, dados los notorios problemas de colinealidad.

El principal objetivo de este trabajo es explicar estos problemas, ilustrarlos y evaluar su magnitud. Se sostiene aquí que las teorías que hacen énfasis en la desarticulación del conflicto distributivo como resultado de los cambios en la estructura de clase, han sido apresuradamente desechadas. El progreso tecnológico está fuertemente vinculado con transformaciones educativas, cambios en estructura de clases y también en los niveles de producto. Estas variables están tan íntimamente enlazadas entre sí, que cualquier estimación que no tome en cuenta esta múltiple correlación caerá fácilmente en problemas serios de interpretación. Se procurará demostrar que los estudios empíricos que han opacado la importancia de los cambios en la estructura de clase pueden adolecer de problemas de sesgo por variable omitida y de multicolinealidad, en tanto los incrementos en los niveles de producto *per capita* no son independientes otras transformaciones de interés y muy asociadas a la estabilidad democrática (Lipset 1959).

### III. Datos y métodos empleados

Los modelos de análisis de eventos (Box-Steffensmeier 2007) permiten evaluar la probabilidad de que en un instante dado ocurra un suceso de interés, como es en este caso el quiebre de una democracia. Las técnicas de *análisis de duración* en particular, permiten evaluar el grado de influencia de algunas variables independientes sobre *el tiempo que transcurre antes de que se produzca un suceso o evento de interés*.

La técnica de análisis que se usa en este trabajo es la regresión de Cox (1972) para riesgos proporcionales, que permite tratar con una dificultad central en este tipo de estudios de duración, que es conocida como el problema de la *censura* de los datos (al estudiar un fenómeno como la duración de las democracias, en general contamos con cierta información sobre el tiempo que transcurre antes que suceda un evento -como el quiebre de una unidad de análisis- pero a veces también se puede llegar a desconocer el tiempo real con exactitud<sup>8</sup>). Este modelo estadístico semi-paramétrico, no requiere hacer ninguna suposición respecto a riesgo de base de sufrir el evento de interés, como sí requieren en cambio los métodos paramétricos. No obstante ello, la regresión de Cox permite evaluar y controlar el efecto de las covariables sobre la función de supervivencia a lo largo de todo el período de estudio y aún siendo extremadamente flexible, se trata de un modelo robusto y adecuado a los fines de esta exploración<sup>9</sup>.

<sup>8</sup> Por ejemplo: el estudio termina en algún momento del tiempo y algunas democracias podrían quebrar algunos años después de finalizar el análisis, mientras que otras continuarán estables.

#### III.1. Técnica de estimación y variable dependiente

<sup>9</sup> Al tratarse de un modelo robusto no suele presentar diferencias importantes con los resultados que se obtendrían en el caso de intentar modelar la función de riesgo mediante un modelo paramétrico.

La fórmula del modelo de Cox para riesgos proporcionales suele escribirse tal como aparece en (1). El modelo dará cuenta del riesgo ( $h$ ) de ocurrencia de un evento en el instante ( $t$ ) para los diferentes individuos o casos, según sean sus valores en una serie de variables explicativas ( $X$ ). Como puede apreciarse, el riesgo en un instante ( $t$ ) depende de dos factores. En primer lugar de un riesgo de base  $h_0(t)$  equivalente al riesgo de suceso del evento cuando todas las variables explicativas valen 0. En segundo lugar el riesgo en el instante ( $t$ ), dependerá de la expresión exponencial  $e$  elevada a la suma lineal de  $\beta_i X_i$ , que incluye al vector  $X$  integrado por el total de  $p$  variables explicativas (Kleinbaum & Klein 2005, p.94).

$$h(t, X) = h_0(t) e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i} \quad (1)$$

La flexibilidad del modelo de Cox radica en que el riesgo base es una función del tiempo, pero no involucra a las covariables explicativas. A su vez, la expresión exponencial depende de las covariables, pero no del tiempo. Por eso se le conoce como “modelo de riesgos proporcionales”, en tanto se espera que el efecto de las covariables siga siempre una misma proporción, independiente del momento en que se evalúe. Esto resulta plausible cuando no existen razones teóricas para suponer que los efectos de las variables explicativas puedan ser diferentes según pasa el tiempo.

Asimismo el propio modelo estima una función de riesgo de base, pero no es necesario explicitar *ex ante* cual es éste riesgo basal, otro supuesto atractivo y razonable cuando tampoco existen razones teóricas fundadas para suponer un riesgo base por parte del investigador<sup>10</sup>. En síntesis, aunque no se intentará llegar aquí a ninguna conclusión determinante respecto a la evolución de la función de riesgos con relación al tiempo, sí se podrá comparar como las diferentes variables afectan a la duración de la democracia, y a sus tasas de riesgo de quiebre.

<sup>10</sup> Por otra parte, en este trabajo no trata de conocer y modelar con precisión una función de riesgo para estimar cómo evolucionan las



probabilidades de quiebre de las democracias conforme el tiempo pasa.

<sup>11</sup> Desde el momento en que un país experimenta una democratización y mientras la democracia sigue vigente tenemos un *episodio democrático*. De tal manera, un mismo país puede experimentar distintos episodios democráticos durante su historia, en la medida que la democracia se haya iniciado en este país en dos (o más) ocasiones, y en tanto haya experimentado un quiebre (o más) de la democracia.

La unidad de análisis son *episodios democráticos*, siendo cada uno de ellos un período diferente de democracia en la historia política de un país<sup>11</sup>. El período de estudio va desde 1950 a 2003, por lo tanto los episodios democráticos observados se iniciarán en algunos casos en el año 1950, o posteriormente en el caso de aquellos países donde se produzca una democratización entre 1950 y 2003<sup>12</sup>. Cada episodio democrático puede finalizar antes del año 2003 si se produce un quiebre de la democracia, o puede alcanzar el final del período de estudio sin experimentar quiebres. Por tanto, algunas unidades de observación habrán sufrido el evento de interés -quiebre de la democracia- mientras que respecto a otras sabremos simplemente que permanecían sin sufrir el evento hasta el último momento comprendido dentro del período de estudio<sup>13</sup>.

Dado que la variable dependiente del estudio es la tasa de riesgo instantánea de quiebre de las democracias, es necesario contar con una clasificación de los regímenes políticos. En función de los objetivos del análisis, se seleccionó como fuente de datos a la clasificación de regímenes de gobierno de Boix, Miller & Rosato (2012)<sup>14</sup>. Con ella se identificaron un total de 127 episodios democráticos entre los años 1950 y 2003 para los cuáles se contaba con información referida a las variables de interés; en conjunto estos episodios democráticos suman un total aproximado de 2300 observaciones (año/país). De los 127 episodios un total de 48 experimentó un quiebre de la democracia durante el período de estudio, y la duración media de los episodios fue de 24,2 años.

### III.2. Principal variable independiente

<sup>12</sup> En términos estrictos muchas de los episodios democráticos se iniciaron con una democratización previa a 1950, momento en que comienza el período de observación. Sin embargo la técnica estadística utilizada permite efectuar las estimaciones sobre los riesgos de quiebre para períodos de observación acotados (véase próxima nota).

<sup>13</sup> El análisis de duración permite lidiar con casos que no han sufrido el evento de interés durante el período de análisis, respecto de los cuales se dice que están *censurados por la derecha*. También permite manejar la *censura por la izquierda*, relacionada con la duración de los episodios antes del momento de inicio del estudio, dado que al momento de comenzar el análisis algunas democracias ya existían.

<sup>14</sup> Al tratarse de una clasificación dicotómica de los regímenes (democracias y autocracias) da cuenta sin lugar a equívocos del momento de inicio de los episodios democráticos y de su eventual final, si éste se produjera debido a un quiebre de la democracia. Además

La base de datos de Barro & Lee (2010) permite contar con la información sobre los niveles educativos de la población para más 140 países durante el período 1950-2010<sup>15</sup>. Con esta información se elaboraron los gráficos 1 y 2 que aparecen en la sección anterior. Si se segmenta a la población en las mismas cinco categorías de formación detalladas en esos gráficos puede calcularse la desviación media logarítmica, que permite medir que tan homogénea o diversa resulta la población con respecto a sus niveles de formación.

Para facilitar su interpretación se denomina aquí a este indicador 'Índice de Similitud Educativa' (ISF) según la fórmula (2). El ISF arrojará un valor igual a 0 si la población se encuentra repartida en la misma proporción entre las distintas ( $f_i$ ) categorías de formación, lo que implicaría una alta fragmentación en la formación del capital humano. Por el contrario los valores del ISF suben a medida que la población tiende a tener una formación más similar entre sí y se agrupa mayoritariamente en alguna o algunas de las categorías de formación

$$ISF = -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \ln \frac{f_i}{\bar{f}} \right) \quad (2)$$

El ISF, que permite estimar el grado de homogeneidad en los niveles de educación formal de la población de un país, es la principal variable independiente de este estudio. Existe fuerte evidencia de que los niveles educativos están asociados con los ingresos de las familias (Reardon 2011, Stiglitz 2013) pero además la educación ha sido por sí misma un factor de diferenciación y status que incide fuertemente en la estructuración de las clases en las sociedades contemporáneas (Giddens 1979, Wright 2011). Mayores niveles del ISF se asocian con una gran homogeneidad en los niveles educativos de la población, y por ende con una estructura de clases donde la educación no funciona como un factor de segmentación entre los trabajadores.

Cómo ha señalado Hobsbawm (2011) luego de la segunda post-guerra los avances educativos de una parte de la población le restaron cohesión a la clase

permite comenzar el análisis en un momento clave a partir del cual la información sobre muchas variables de interés comienza a estar disponible y en el que se inician numerosos regímenes democráticos.

<sup>15</sup> Los datos con base anual a partir de la base de datos de Barro y Lee (2010) se obtuvieron mediante interpolación lineal.

trabajadora en el mundo desarrollado, y moderaron entonces la radicalidad de sus reclamos redistributivos. En cambio, en la medida que las condiciones materiales de vida y status de la población trabajadora son más homogéneas -cómo sucedió en las democracias del tercer mundo- pueden esperarse menores problemas de acción colectiva entre los trabajadores para definir sus intereses en el plano distributivo y una mayor conflictividad.

En el período de estudio, la presencia de altos niveles del ISF se encuentra asociada a una baja incidencia de la formación terciaria y secundaria, niveles estos de formación que han servido como factor de diferenciación de los sectores medios (Wright 1979). La homogeneidad educativa de la población se encuentra presumiblemente asociada con una estructura de clases más polarizada, con trabajadores más homogéneos y menor peso de los sectores medios. Por lo tanto a mayores niveles de ISF podrían esperarse mayores niveles de conflicto distributivo y un aumento en el riesgo de quiebre de la democracia.

### III.3. Variables y estrategias de control

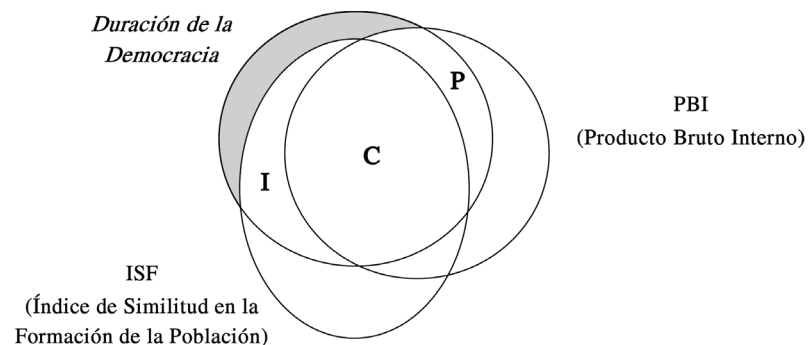
<sup>16</sup> Cómo explican los autores, las democracias ricas han sobrevivido guerras, conflictos, escándalos, crisis económicas y gubernamentales y, en su opinión, aunque los niveles educativos pueden tener algún tipo de influencia en la duración de la democracia, su incidencia es incomparablemente menor e independiente a la del desarrollo económico medido a través del logaritmo del producto per cápita.

Distintas estrategias de control fueron empleadas para estimar la incidencia del ISF sobre la duración de las democracias. El primer factor a controlar es el nivel de producto per cápita, que ha sido señalado como la variable más importante para explicar las probabilidades de quiebre de una democracia (Przeworski *et al.*, 2000)<sup>16</sup>. Para controlar la influencia del PBI debe diseñarse una estrategia especial, pues el ISF y el PBI están correlacionados y los coeficientes de estas variables estarán sesgados cuando ambas se incluyen simultáneamente en un mismo modelo (aunque el ajuste total que arroje el modelo es siempre completamente confiable).

El diagrama de Venn de la Figura 1 puede usarse para ilustrar este problema de colinealidad, así como los principales resultados esperados de la exploración estadística (Franzese 2012). Cómo se aprecia, el producto per cápita y la duración de las democracias tienen una relación altamente significativa desde el punto de vista estadístico, que está representada por el importante solapamiento (áreas *C* y *P*) entre las elipses que representan ambas variables. Las investigaciones más influyentes han dado cuenta de este tipo de resultados, que también son esperables en esta investigación.

La novedad de esta investigación es la variable ISF y su relación con la duración de las democracias y con el producto per cápita. En el diagrama se aprecia el principal resultado esperado: una relación también altamente significativa entre el ISF y la duración de las democracias (áreas *C* e *I*). Más aún, la superficie total de solapamiento del ISF y del PBI con la duración de las democracias es similar ( $C + I \cong P + I$ ). Si tal cómo se representa en la figura, el

Figura 1 - Resultados esperados: ISF, PBI y duración de las democracias



Fuente: Elaboración propia.

ISF consiguiera un alto poder explicativo comparable al del PBI per cápita, esto constituiría en sí mismo una importante novedad pues ninguna variable parece mostrar un potencial de este calibre hasta el momento (Munck & Snyder 2007, p.470).

Pero además puede apreciarse que el área  $C$  es mucho mayor que  $P + I$ , en otras palabras se espera que la mayor parte de la asociación entre el PBI y la duración de las democracias sea compartida también con el ISF. La asociación estadística entre el PBI y el ISF constituye un problema de colinealidad. En este caso, la colinealidad es en sí misma un resultado esperado, pues tanto los niveles de producto como la fragmentación educativa se encuentran mutuamente afectados por factores antecedentes como el cambio tecnológico. Además esta colinealidad sustantiva representaría otra importante novedad, pues algunos estudios han señalado que los efectos del PBI sobre la estabilidad democrática son independientes de cualquier otra variable.

Como ya se ha dicho, si se efectúa una regresión que incluya simultáneamente al ISF y el PBI los coeficientes de ambas variables estarán sesgados, pero no ocurre lo mismo con el ajuste total del modelo, que es completamente confiable. Esto se explotará sistemáticamente en la siguiente sección, ajustando modelos con el ISF y el PBI por separado y luego en conjunto. Si los ajustes totales de estos tres tipos de modelos son similares, podemos confiar que estamos frente a una situación como la que ilustra la figura 1. La colinealidad impide determinar con precisión en qué medida cada una de las variables independientes afecta a la dependiente, pero aun así un resultado como el de la figura 1 habilita a reconsiderar el valor de las teorías sobre los cambios en la estructura de clases.

Como se ha visto los cambios en la estructura de clase y su influencia en la estabilidad democrática han sido subestimados por los resultados de los estudios cuantitativos. La literatura más influyente ha afirmado que los efectos del PBI per cápita sobre la estabilidad democrática son mucho más poderosos que los de cualquier otra variable y que además se presentan en forma independiente. Ambas conclusiones serían cuestionados si se ratificaran los resultados ilustrados en la Figura 1. Además, dado que el ISF está asociado a cambios en la estructura de clases, el resultado esperado permitiría revalorar a las teorías que han resaltado la importancia del desarrollo de los sectores medios, enfoques que han sido duramente criticados y subestimados (Haggard & Kauffman 2012).

Dada la estrategia de investigación delineada, para la selección de los 127 episodios democráticos estudiados se tomó en cuenta que existiera información disponible tanto para el cálculo del ISF como respecto del producto *per cápita*. De esta forma, se asegura contar con una referencia para comparar el potencial explicativo del ISF. El mejor modo para establecer la potencialidad de la hipótesis de este trabajo, es comparar su fuerza con la de la hipótesis rival más potente, usando los mismos datos para predecir el mismo resultado (Guo 2009, p.66). Analizando lo que ocurre con todos los episodios democráticos para los que se cuenta con información respecto del PBI y el ISF, puede someterse la hipótesis de este trabajo al control más exigente posible.

Se tomó además la precaución de extremar estos controles, usando algunos modelos de regresión de Cox estratificada. La regresión estratificada puede usarse para analizar datos de naturaleza longitudinal, que cuentan con mediciones repetidas tanto para la variable dependiente como la independiente. Esto les otorga el poder de controlar todas las características estables de los individuos que pudieran incidir sobre la variable dependiente. Así se explota al máximo la influencia de la variación temporal de las variables independientes, y se controlan al mismo tiempo los efectos de otras variables individuales no observadas. Los coeficientes estimados representan la influencia sobre la vari-

able dependiente, de los cambios de las variables independientes con el correr del tiempo, descontando las diferencias entre países (Allison 2009).

Finalmente otra estrategia de control adoptada consistió en estimar otra serie de modelos no estratificados, pero incluyendo una larga serie de variables de control que podrían tener influencia en la duración de las democracias -véase Cuadro 1. Estos modelos, además de controlar los efectos de los niveles absolutos de producto *per cápita* y de sus tasas de crecimiento, permiten incorporar una serie de variables de control de corte cultural, geográfico, histórico e institucional. Así por ejemplo la forma de organización del Poder Ejecutivo fue incluida como variable de control (régimen presidencial, parlamentario o mixto<sup>17</sup>) con datos obtenidos de la completa y reconocida base de Przeworski *et al.* (2000). También de esta base de datos se obtuvo información respecto a una variable dicotómica que da cuenta de si la economía del país es exportadora de bienes primarios<sup>18</sup>.

Asimismo se controló la influencia que podrían tener otros factores en el quiebre de las democracia, como son por ejemplo la fragmentación étnica, la fragmentación lingüística y también la religiosa de la población de cada país, según cálculos originales de Alesina *et al.* (2003)<sup>19</sup>. También los niveles de participación electoral fueron tomados como variable de control según datos obtenidos de Vanhanen (2000). Además, tanto los modelos con efectos fijos como los sencillos incluyeron como variables de control los niveles absolutos de producto *per cápita*, así como sus tasas de crecimiento. Los datos respecto a los niveles de producto y sus tasas de crecimiento fueron obtenidos de la base de datos de Angus Maddison (2008) que cubre todo el período de estudio. En el Cuadro 1 se detallan las variables relevadas y la fuente de datos correspondiente en cada caso.

<sup>17</sup> Armenia, Finlandia, Francia, Lituania, Haití, Rusia, Portugal, Sri Lanka, Ucrania son algunos de los países caracterizados por un régimen mixto en algún momento de su vida democrática según la clasificación de Przeworski *et al.* (2000).

<sup>18</sup> Przeworski *et al.* (2000) categorizan a un país como exportador de materias primas si el promedio de las exportaciones primarias no petroleras excedió al 50% del total en el período 1990-1993 (en base a datos del FMI).

Cuadro 1 - Variables observadas

Variable	Nombre	Fuentes
Años duración democracia	Duración	Boix Miller y Rosato (2012)
Modo finalización episodio	Quiebre	
Quiebre democracia	Quiebre	
Logaritmo PBI per cápita	LogPBI	Maddison (2001; 2008)
Tasa crecimiento año previo	Crecimiento	
Índice Similitud Formación	ISF	Barro y Lee (2010)
Participación Electoral	Part_Elect	Vanhanen (2000)
Régimen Parlamentario	Parlamentario	Przeworski <i>et al.</i> (2000)
Régimen Presidencial	Presidencialismo	
Régimen Mixto	Mixto	
Proporción de Católicos	Católicos	
Proporción de Musulmanes	Musulmanes	Alesina <i>et al.</i> (2003)
Proporción de Protestantes	Protestantes	
Exportador de Petróleo	Petróleo	
País primario exportador	X_Primarias	
Fragmentación Étnica	F_Étnica	Alesina <i>et al.</i> (2003)
Fragmentación Lingüística	F_Lingu	
Fragmentación Religiosa	F_Relig	

Fuente: Elaboración propia.

#### IV. Resultados

<sup>19</sup> La fraccionalización étnica que establece la probabilidad de que dos personas seleccionadas al azar en un país determinado país pertenezcan a distintos grupos étnicos, Alesina *et al.* (2003, p.5). La fraccionalización lingüística y religiosa es calculada por el Alesina *et al.* (2003) usando el mismo instrumento matemático que para la fraccionalización étnica, pero con datos sobre la lengua materna de la población, y sobre sus creencias religiosas obtenidos de la *Encyclopedia Britannica*.

Se presentan a continuación un total de ocho modelos de regresiones de Cox divididas en dos bloques. El primero de estos bloques puede apreciarse en la Tabla 1, e incluye tres regresiones de Cox estratificadas, mientras tanto el segundo bloque reúne cinco regresiones no estratificadas que aparecen en la Tabla 2. Para cada uno de los modelos se estudiaron los residuos de la regresión, constatándose que cada una de las variables incluidas en ellos cumplía con el supuesto de riesgos proporcionales.

El primer modelo de la Tabla 1, estima en cada país la influencia de los cambios del ISF sobre la duración de las democracias. Como se aprecia, los efectos del ISF son altamente significativos y, de acuerdo a lo esperado, los aumentos en la variable independiente (mayor similitud en la formación de la población) se asocian con un mayor riesgo de quiebre de la democracia. El ajuste total de este primer modelo alcanza un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden de 0.47. El siguiente modelo (2) de la tabla 1 incluye al logaritmo del PBI per cápita como única variable independiente. Los cambios en los niveles del logaritmo del PBI per cápita también muestran el efecto esperado sobre la duración de la democracia, en tanto un aumento en los niveles medios de producto se asocian significativamente a una reducción en la tasa de riesgo de quiebre de la democracia. Con relación al ajuste total, se aprecia que el modelo (2) con el logaritmo del PBI per cápita consigue un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden de 0.41, algo inferior al 0.47 del modelo anterior (1) con el ISF.

En el tercer modelo (3) de la tabla 1 se estimó conjuntamente la influencia del ISF y el PBI per cápita, consiguiendo un ajuste levemente superior al primer modelo, con un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden igual a 0.53. Ambas variables permanecen altamente significativas y con el signo esperado, aunque el coeficiente correspondiente al ISF es algo superior. Lo más trascendente es que la estimación del modelo conjunto (3) permite mejorar la estimación correspondiente al ISF en solitario (1) en tan sólo un 15%. Por lo tanto la estimación conjunta no difiere sustancialmente de la que se hace con las variables por separado. Es así que los efectos de los cambios del PBI y del ISF sobre la duración de las democracias parecen solaparse y no ser independientes entre sí, apuntando a problemas de colinealidad como los que se anticipaban en la figura 1<sup>20</sup>.

Los últimos cinco modelos estimados, reunidos en la tabla 2, no son regresiones estratificadas, en su lugar la estrategia de control ahora consiste en

<sup>20</sup> Ambas variables presentan una correlación significativa de 0.65. Esta correlación es menor al altísimo 0.78 encontrado por Przeworski *et al.* (2001) entre educación y PBI en sus propios datos, pero aun así todo apunta a problemas de colinealidad en las estimaciones que inhabilitarían a hablar de efectos autónomos o directos de cualquier variable sobre la estabilidad democrática -tanto en este trabajo como en el de Przeworski *et al.* (2000).

Tabla 1 - Riesgos instantáneo de quiebre de las democracias, regresiones de Cox estratificadas

	(1)	(2)	(3)
<i>ISF</i>	10.03*** (2.178)		7.31*** (2.262)
<i>LogPBI</i>		-8.59*** (1.766)	-4.25* (1.799)
<i>Eventos</i>	48	48	48
<i>N</i>	2363	2363	2363
<i>Inicial log-L</i>	68.95	68.95	68.95
<i>Final log-L</i>	-36.74	-40.51	-32.43
Estratificada	Sí	Sí	Sí

\*\*\*p 0.01, \*\*p 0.05, \*p 0.1

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2 - Riesgos instantáneo de quiebre de las democracias, regresiones de Cox no estratificadas

	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ISF</i>	3.85*** (.403)		1.76*** (.581)	2.66*** (.752)	1.61** (.819)
<i>LogPBI</i>		-1.40*** (.153)	-.94*** (.211)	-.518 (.317)	-.372 (.340)
<i>Crecimiento</i>				-7.54** (3.064)	-8.91*** (3.205)
<i>Parlamentario</i>					-.215 (.429)
<i>Mixto</i>					-.271 (.643)
<i>F_étnica</i>				2.59*** (.970)	1.27 (1.124)
<i>F_lingu</i>				-1.38 (.835)	-.485 (.929)
<i>F_relig</i>				.359 (1.079)	1.15 (1.300)
<i>Protestantes</i>				-.031 (.016)	-.040* (.019)
<i>Musulmanes</i>				-.004 (.007)	.000 (.007)
<i>X_Primarias</i>				1.16*** (.400)	.826* (.430)
<i>Part_Elect</i>					-0.54*** (.020)
Eventos	<b>48</b>	<b>48</b>	<b>48</b>	<b>44</b>	<b>40</b>
<i>N</i>	2363	2363	2363	2152	2124
<i>Inicial log-L</i>	-355.27	-355.27	-355.27	-321.74	-291.52
<i>Final log-L</i>	-313.12	-307.73	-302.91	-256.78	-230.61
Estratificada	No	No	No	No	No

\*\*\*p 0.01, \*\*p 0.05, \*p 0.1

Fuente: Elaboración propia.

incorporar progresivamente una importante serie de nuevas variables a las estimaciones. El primero de los modelos sin efectos fijos (4) incluye sólo al ISF, pero a diferencia de la estimación (1) de la tabla anterior, la exploración ahora toma en cuenta no sólo la variación longitudinal del ISF en cada país, sino también la existente entre países. El coeficiente del ISF resulta altamente significativo, presenta el signo esperado, y el modelo ajusta con un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden de 0.12<sup>21</sup>. Por su parte el modelo siguiente (5) incluye sólo al logaritmo del PBI, el coeficiente también presenta el signo esperado y resulta altamente significativo, el ajuste total del modelo es apenas superior al anterior, con un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden de 0.13.

El modelo que sigue (6) en la Tabla 2 incluye tanto al ISF como al PBI; ambos resultan altamente significativos y el ajuste global alcanza un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden de 0.15. Como se aprecia, nuevamente el ajuste global incluyendo ambas variables (modelo 6) es similar al de cada una de las variables por separado (modelos 4 y 5). Se confirma entonces con las regresiones no estratificadas el mismo resultado que con las regresiones estratificadas: los

<sup>21</sup> El ajuste total de estos modelos no estratificados no es comparable a los del bloque anterior, pues las regresiones estratificadas suelen presentar ajustes globales más altos.



efectos del producto y de la segmentación educativa sobre la duración de la democracia no parecen sustancialmente independientes entre sí (figura 1).

En el modelo siguiente (7) se agregan algunas variables de control de orden económico estructural y cultural<sup>22</sup>. El ajuste del modelo aumenta hasta un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden de 0.20 y los efectos del ISF continúan siendo altamente significativos. Además los efectos del logaritmo del PBI per cápita ya no parecen significativos, mientras que la fragmentación étnica, tasas bajas de crecimiento del producto en el año anterior<sup>23</sup> y la presencia de una economía exportadora de bienes primarios<sup>24</sup> se asocian a mayores riesgos de quiebre de la democracia en el año en curso.

El último modelo (8) de la Tabla 2, incorpora la forma de organización del Poder Ejecutivo<sup>25</sup> y los niveles de participación electoral como variables de control. Los efectos del ISF continúan siendo significativos, como así también los de la presencia de una economía exportadora de bienes primarios, ambas asociadas a un mayor riesgo de quiebre de la democracia. Por su parte, mayores tasas de crecimiento del producto el año anterior y mayores niveles de participación electoral<sup>26</sup> se asocian a menores riesgos de quiebre de la democracia, al igual que una mayor proporción de población protestante<sup>27</sup>. Los niveles absolutos de logaritmo del PBI cápita tampoco son significativos en este modelo, que ajusta con un pseudo *r* cuadrado de Mc Fadden de 0.21.

## V. Discusión

<sup>24</sup> Las economías exportadoras de bienes primarios sufrieron la frecuente injerencia en sus asuntos políticos de poderosas empresas extranjeras, que en múltiples ocasiones actuaron como desestabilizadoras directas de la democracia (por ejemplo la United Fruit en varios países de América Latina).

<sup>25</sup> En las estimaciones realizadas la organización del Ejecutivo no parece tener efectos -al menos de gran magnitud- sobre la duración de las democracias.

<sup>26</sup> Una mayor participación electoral puede asociarse a un mayor compromiso ciudadano con los valores democráticos y a otra serie de dimensiones relacionadas a la calidad de las instituciones democráticas que podrían favorecer esta participación (como el nivel de representación y de respuesta del sistema político a las demandas ciudadanas).

<sup>27</sup> En las estimaciones realizadas la adscripción religiosa de la población (católica, musulmana o protestante) no parece tener efectos de gran magnitud sobre el riesgo de quiebre de las democracias (recuérdese que no hacemos referencia aquí a efectos sobre la

Infinidad de autores han enfatizado la importancia de la estructura de clases y del conflicto distributivo para comprender las variaciones en los niveles de estabilidad democrática, desde perspectivas teóricas tan distintas que van desde el estructural-funcionalismo hasta algunas cercanas al marxismo. Así las teorías sobre el quiebre de la democracias que hacen énfasis en explicaciones asociadas con la conflictividad distributiva han sido largamente predominantes en las ciencias sociales. Sin embargo estas teorías han sido sometidas a algunas fuertes críticas recientes (Haggard & Kauffman 2012) pues se entiende que carecen de respaldo empírico, sobre todo de parte de investigaciones que se apoyen en el uso de la inferencia estadística. En ésta línea, los estudios empíricos más influyentes sobre la duración de las democracias, proclaman un rol estabilizador autónomo y directo del PBI per cápita (Przeworski *et al.*, 2000)<sup>28</sup>.

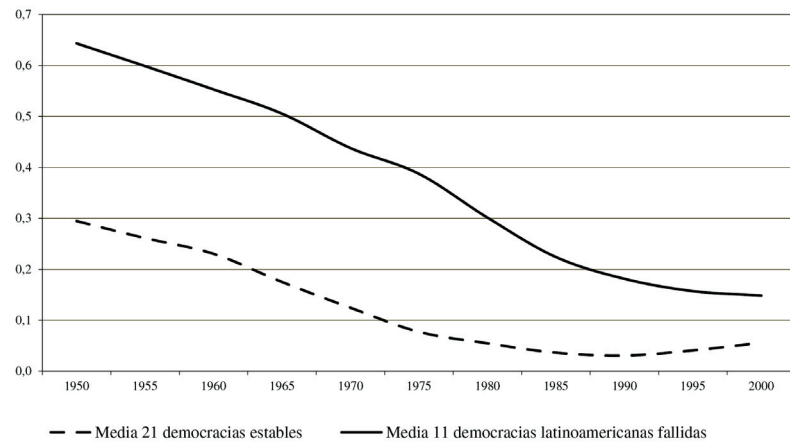
A pesar de estas tendencias académicas recientes, tanto desde un punto de vista teórico, como a partir de los resultados empíricos de la sección anterior, parece que los efectos del PBI no pueden ser autónomos. Además resulta apresurado desestimar la validez de las teorías del conflicto distributivo para afirmar en su lugar un efecto estabilizador directo del nivel de PBI per cápita. El aumento de los niveles de producto ha sido consecuencia, entre otros factores, de un constante progreso técnico. Como se ha visto este progreso técnico ha repercutido en importantes cambios en la estructura de clases y en las dinámicas del conflicto distributivo y si se analizan los cambios en la formación de la población en los últimos 120 años podrán encontrarse transformaciones constantes. Estos cambios pueden medirse a través de un Índice de Similitud en la Formación (ISF) que permite concluir que la población se ha diversificado y segmentado crecientemente en sus niveles de formación durante décadas.

Por otra parte, en la sección anterior se demostró que esta segmentación educativa está significativamente asociada con la duración de los regímenes democráticos. La tendencia puede apreciarse de una forma más intuitiva en el Gráfico 3. Las democracias latinoamericanas que experimentaron frecuentes quiebres entre 1950 y 1980 mantuvieron durante ese período un alto ISF, mientras que el incremento de la estabilidad democrática que se ha producido en

probabilidad de ocurrencia de democratizaciones).

<sup>28</sup> Resulta al menos controversial afirmar que una variable como el producto per cápita puede tener un efecto sustancialmente autónomo e independiente de otras transformaciones sociales que acompañan a los procesos de desarrollo económico.

Gráfico 3 - Índice de Similitud en Formación (ISF) en alrededor de treinta democracias, algunas estables y otras fallidas, durante el período 1950-2000



Fuente: Elaboración propia.

las últimas tres décadas en la región, ha estado asociado a una caída en este indicador. Además, las democracias estables del mundo desarrollado, presentaban ya en 1950 niveles en el ISF muy similares a los que tienen las democracias latinoamericanas en la actualidad.

Confirmando la intuición gráfica, las estimaciones realizadas con modelos de duración en la sección anterior muestran que el ISF siempre se encuentra asociado a la duración de las democracias, se trate o no de regresiones estratificadas. Las democracias con población más homogénea en sus niveles educativos tienen entonces mayores riesgos de quebrar. Desde un punto de vista teórico, la homogeneidad en los niveles educativos se asocia a una estructura de clases con menor diferenciación de los sectores medios, factor que podría agudizar la conflictividad distributiva, tal como sucedía hasta en los países de mayor desarrollo comparado a principios del siglo XX (incluso algunas de estas democracias llegaron a quebrar, como sucediera en Alemania o Italia).

Pero por sobre todo, la exploración realizada muestra que es por lo menos muy incierta cualquier hipótesis que afirme la existencia de importantes efectos estabilizadores directos e independientes del producto per cápita sobre la democracia, tal como ya ha sido señalado en algunos estudios empíricos previos (Acemoglu *et al.*, 2008). Por un lado -y fundamentalmente- el producto per cápita se encuentra positiva y altamente correlacionado a los cambios educativos y de la distribución del ingreso que estabilizaron la democracia. Pero además es difícil que los efectos del PBI sean directos, porque esta variable está correlacionada con otra larga serie de variables que la literatura suele asociar con una mayor estabilidad democrática (menor fragmentación étnica, menos frecuencia de crisis económicas en países ricos, menor incidencia de las exportaciones primarias, menos regímenes presidenciales, etcétera).

De todas las características de las democracias más ricas, dos destacan particularmente. En primer lugar, las democracias más ricas, tienen tasas de crecimiento del producto también más regulares y estables, y una menor prevalencia de las crisis económicas puede asociarse con conflictos distributivos menos acuciantes (O'Donnell 1973). En segundo lugar, el producto per cápita está relacionado a cambios en los niveles educativos de la población. Entonces, como se demostró aquí -y a pesar de lo que sostienen Przeworski *et*

*al.* (2000)- los efectos del PBI sobre la democracia no son estadísticamente independientes de los cambios en la estratificación educativa.

No se hallaron diferencias realmente significativas entre tres tipos de modelos: los que miden los efectos del ISF sobre la duración de las democracias, los que miden los efectos del PBI per cápita, y los que miden los efectos de ambas variables tomadas en conjunto. No sólo porque el poder explicativo del ISF es similar al del PBI per cápita, sino porque nunca se perciben cambios significativos en el ajuste total cuando se agrega el PBI per cápita a cualquier modelo que incluyera previamente al ISF como variable explicativa. Los cambios en la segmentación educativa y en los niveles de producto están tan asociados que sus efectos no pueden distinguirse a cabalidad en términos estadísticos; la segmentación educativa de la población y el producto per cápita explican en magnitud y en esencia la misma fracción de la duración de los regímenes democráticos (Figura 1).

Los resultados obtenidos habilitan a concluir que las teorías sobre el conflicto distributivo han sido por lo menos apresuradamente desestimadas. Al mismo tiempo, nos plantamos frente al tipo de problemas de investigación que marcan los desafíos y límites más importantes en la práctica de la política comparada (Przeworski 2009). En primer lugar, la novedosa medición y testeo del ISF ilustra que sólo podemos hacer el mejor esfuerzo por controlar todos los factores relevantes, pero es imposible tener la total certeza de haberlo hecho con éxito; en segundo lugar, cómo afirma el propio Przeworski (2004) la frecuente correlación entre las propias variables independientes nos muestra que el motor del mundo es la endogeneidad y que es casi imposible especificar efectos causales directos e independientes enfrentados a este tipo de problemas de investigación.

Atribuir los efectos estabilizadores directamente a la riqueza o los cambios en la estructura de clases representa sobre todo un problema de interpretación teórica<sup>29</sup>. No existe una solución rápida y sencilla a la colinealidad (Fox 1991; Miles & Shevlin 2001). Incluso la propia colinealidad y la asociación del producto con la duración de las democracias son un resultado esperado de este trabajo, pues si el cambio tecnológico facilitó la segmentación de los trabajadores, la moderación del conflicto y la estabilidad democrática, es de esperar que lo haya hecho en mayor medida en las democracias más ricas, que son también más complejas tecnológicamente. Además, como se ha dicho, el PBI per cápita está tan asociado a otra serie de variables de corte cultural y político, que resulta difícil aislar sus efectos sobre la duración de las democracias<sup>30</sup>. Tal vez por eso al agregar nuevas variables en los modelos 7 y 8 de la sección anterior, los efectos del producto per cápita sobre la duración de la democracia se vuelven más imprecisos e incluso pueden dejar de ser significativos<sup>31</sup>.

En cualquier caso, nuevos trabajos podrán intentar el difícil problema de especificar coeficientes confiables en situaciones de colinealidad, cuestión que no puede ser aquí abordada<sup>32</sup>. Igualmente el trabajo ha reportado resultados novedosos: una nueva variable asociada a la estructura de clases (ISF), que muestra una asociación con la duración de las democracias tan fuerte como la del producto per cápita y muy consistente con los resultados esperados desde el punto de vista teórico. Este resultado permite rehabilitar a las teorías de los cambios en la estructura de clases como un mecanismo plausible de estabilización de las democracias, una conclusión que parece trascendente, en particular para las ciencias sociales latinoamericanas.

Las estimaciones realizadas reafirman que las democracias son más proclives a caer allí donde los trabajadores no tienen grandes diferencias educativas entre sí, y en momentos de crisis económicas que tensan la conflictividad distributiva. Cómo señaló Prebisch (1981), la democracia periférica se desa-

<sup>29</sup> En consecuencia, como sugiere Franzese (2012), la solución que damos a estos problemas es en realidad teórica y no estadística. Así sucede cuando se utilizan técnicas como la regresión por pasos, o el *path* análisis, que imponen un orden teórico o causal a los datos.

<sup>30</sup> Przeworski *et al.* (2002, p.101) señalan que educación y PBI *per cápita* tienen una correlación de 0.78 en sus datos. Con tan alta colinealidad ¿pueden ser independientes los efectos de ambas variables sobre la duración de la democracia? No debe confundirse correlación con *causa*, y la mera correlación del PBI *per cápita* con la duración de la democracia perfectamente pudo ser causada por la moderación del conflicto distributivo (que mide el ISF).

<sup>31</sup> Incluir más variables puede volver a los modelos más inestables ante la presencia de colinealidad. Al mismo tiempo la inclusión o no de uno o más casos en la regresión, puede

cambiar la significación de las variables.

<sup>32</sup> La colinealidad es un agudo problema y de difícil solución en inferencia estadística.

Presentar este problema en términos sencillos para todos y sus derivaciones teóricas ha sido un objetivo nuestro. Para su difícil solución (Lieberson 1992) podría intentarse el uso de variables instrumentales, aunque no es sencillo encontrar variables que tengan una relación estadística significativa con el PBI y no la tengan con la cohesión de los trabajadores.

<sup>33</sup> Durante los últimos treinta años la periferia capitalista diversificó crecientemente el perfil de sus actividades productivas (Cypher & Dietz 2008) y esto se refleja en un incremento de la diversidad de su población en términos educativos. El correlato es un engrosamiento de nuevos sectores medios en estas regiones (Ravaillon 2009, Kharas 2010) un fenómeno que moderó la conflictividad distributiva - sin necesariamente reducirse la desigualdad.

<sup>34</sup> Considérese por ejemplo el conflicto abierto que empresas como la United Fruit mantuvieron con trabajadores y políticos que reclamaron derechos sociales básicos en diversos países. Asimismo en diversos quiebres de la democracia en la región se ha señalado una participación instigadora más o menos directa de grandes empresas, exportadoras en general de bienes primarios (Guatemala 1954, Ecuador 1963, Honduras 1963, Chile 1973, Honduras 1972).

<sup>35</sup> La mayor parte de la variación en la duración de las democracias parece explicarse por variables que están ligadas de una u otra forma a la moderación del conflicto distributivo. Cabe recordar que la fragmentación educativa y expansión de los sectores medios supone una desarticulación del conflicto, pero lo mismo ocurre con la teoría de Przeworski (2005) que atribuye a la expansión del consumo un efecto moderador del conflicto de clase.

rolló en condiciones adversas de este tipo, y tomó un sesgo esencialmente distributivo y conflictivo, que con frecuencia condujo a su quiebre. Gran parte de la población latinoamericana estuvo concentrada abrumadoramente, y hasta hace relativamente poco tiempo, en actividades productivas que no fomentaron un incremento en sus niveles de formación<sup>33</sup>.

Los patrones de comercio internacional asociados a las ventajas comparativas de América Latina favorecieron la especialización productiva de la región en estas actividades, que se tradujeron en una estructura de clases donde el conflicto distributivo se volvió con frecuencia muy agudo. A su vez, la concentración de la producción en bienes primarios, sometida a frecuentes vaivenes de los precios internacionales, contribuyó a la agudización del conflicto en tiempos de crisis (O'Donnell 1973).

Más aún, la influencia desestabilizadora de la economía primario exportadora fue muchas veces directa, debido a la intervención de algunas empresas extranjeras que fueron un factor determinante para la caída de muchos gobiernos democráticos<sup>34</sup>. Por lo tanto los resultados de este trabajo revalorizan los aportes del pensamiento estructuralista latinoamericano, que señalaron en las dinámicas del desarrollo periférico notorias dificultades para el desarrollo democrático. Los quiebres de la democracia latinoamericana en países de desarrollo intermedio en los años 60 y 70, son mucho más que simples casos desviados. La dinámica del desarrollo periférico implicó notorias dificultades para la democracia, algo que correctamente señalaron los estructuralistas latinoamericanos, y que no fue contemplado por la visión idílica y aproblemática del desarrollo capitalista que defendió la teoría de la modernización (Rostow 1960).

Los caminos causales que podrían explicar la estabilización de la democracia en el mundo son varios, y aunque la moderación del conflicto distributivo parece la principal causa de estabilización<sup>35</sup>, no es sencillo determinar si esta moderación se produjo por los cambios en la estructura de clases, por la expansión del consumo o incluso debido a cambios culturales y de valores relacionados con la expansión educativa. En tal sentido el campo para la investigación está abierto, y en él mantienen plena vigencia los aportes de las ciencias sociales latinoamericanas (Cardoso & Faletto 1969, O'Donnell 1973, Prebisch 1981). No es posible aún cerrar esta interesante discusión, cuando la evidencia empírica nos ha acercado hasta los propios límites de lo posible en materia de política comparada y técnicas cuantitativas de investigación (Przeworski 2009). Nuevas investigaciones podrán continuar avanzando en la especificación de los mecanismos causales de la estabilización democrática y aportar evidencia conclusiva respecto a los méritos relativos de las distintas teorías.

Federico Traversa (traversa@cienciassociales.edu.uy) es Doctor en Ciencia Política por la Universidad de Salamanca, profesor de la Universidad de la República de Uruguay, investigador de la Agencia Nacional de Investigación e Innovación (ANII, Uruguay) y editor de la Revista Uruguaya de Ciencia Política. Vínculo Institucional: Facultad de Ciencias Sociales, Montevideo, Uruguay.

## Referencias

- Acemoglu, D., 2002. Technical Change, Inequality, and the Labor Market. *Journal of Economic Literature, American Economic Association*, 40(1), pp.7-72. DOI: 10.1257/jel.40.1.7
- Acemoglu, D. & Robinson, J.A., 2005. *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*. New York: Cambridge University Press.
- Acemoglu, D.; Johnson, S.; Robinson, J.A. & Yared, P., 2008. Income and Democracy. *American Economic Review*, 98(3), pp.808-842. DOI: 10.3386/w11205
- Alesina, A.; Devleeschauwer, A.; Easterly, W.; Kurlat, S. & Wacziarg, R., 2003. Fractionalization. *NBER Working Paper 9411*. National Bureau of Economic Research.
- Allison, P.D., 2009. *Fixed Effects Regression Models*. Los Angeles: Sage Publications.
- Almond, A. & Verba, S., 1963. *The Civic Culture: Political Attitudes and Democracy in Five Nations*. New Jersey: Princeton University Press.
- Barro, R. & Lee, J.W., 2010. A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. *NBER Working Paper 15902*. National Bureau of Economic Research.
- Boix, C.; Miller, M. & Rosato, S., 2012. A Complete Data Set of Political Regimes, 1800–2007. *Comparative Political Studies*, 46(12), pp.1523-1554. DOI: 10.1177/0010414012463905
- Box-Steffensmeier, J.M., 2007. Event History Modeling. In B.S. Jones & J.M. Box-Steffensmeier, eds. *A Guide for Social Scientists*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Braverman, H., 1974. *Labor and Monopoly Capital: The Degradation of Work in the Twentieth Century*. New York: Monthly Review Press.
- Cardoso, F. & Faletto, E., 1969. *Dependencia y desarrollo en América Latina: ensayo de interpretación sociológica*. Buenos Aires: Siglo XXI.
- Cypher, J.M. & Dietz, J., 2008. *The Process of Economic Development*. New York: Routledge.
- Cox, D.R., 1972. Regression Models and Life-Tables. *Journal of the Royal Statistical Society*, 34(2), pp.187–220. DOI: 10.1007/978-1-4612-4380-9\_37
- Dahrendorf, R., 1959. *Class and Class Conflict in Industrial Society*. Stanford: Stanford University Press.
- Fox, J., 1991. Regression Diagnostics: Quantitative Applications in the Social Sciences. *Sage Univ Paper*, 7, pp.1-92.
- Franco, R.; Hopenhayn, M. & Leon, A., 2010. *Las clases medias en América Latina: Retrospectiva y nuevas tendencias*. Ciudad de México: Siglo XXI.
- Franzese, R.J., 2012. Multicausality, Context-Conditionality, and Endogeneity. In C. Boix & S. Stokes, eds. *The Oxford Handbook of Comparative Politics*. Oxford: Oxford University Press.
- Galbraith, J.K. & Berner, M., 2004. *Desigualdad y cambio industrial*. Madrid: AKAL.
- Giddens, A., 1979. *La Estructura de Clases en Las Sociedades Avanzadas*. Madrid: Alianza.
- Goldin, C. & Katz, L.F., 2009. *The Race Between Education and Technology*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Guo, S., 2009. *Survival Analysis*. New York: Oxford University Press.
- Haggard, S. & Kaufman, R., 2012. Inequality and Regime Change: Democratic Transitions and the Stability of Democratic Rule. *American Political Science Review*, 106(3), pp.495-516. DOI: 10.1017/s0003055412000287
- Hobsbawm, E., 1990. *Historia Del Siglo XX, 1914-1991*. Barcelona: Crítica.
- Huntington, S., 1993. *The Third Wave: Democratization in the Late 20th Century*. Oklahoma: University of Oklahoma Press.
- \_\_\_\_\_, 2011. *Cómo Cambiar El Mundo*. Barcelona: Crítica.
- Inglehart, R. & Welzel, C., 2005. *Modernization, Cultural Change, and Democracy: The Human Development Sequence*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- James, J. & Skinner, J., 1985. The Resolution of the Labor-Scarcity Paradox. *The Journal of Economic History*, 45(3), pp.513–540. DOI: 10.3386/w1504
- Juhn, C.; Murphy, K. & Pierce, B., 1993. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy*, 101(3), pp.410–420. DOI: 10.1086/261881
- Kharas, H., 2010. The Emerging Middle Class in Developing Countries. *OECD Development Centre Working Paper 285*. OECD Publishing.
- Kleinbaum, D. & Klein, M., 2005. *Survival Analysis: A Self-Learning Text*. New York: Springer.
- Liebertson, S., 1992. Einstein, Renoir, and Greeley: Some Thoughts About Evidence in Sociology: 1991 Presidential Address. *American Sociological Review*, 57, pp.1–15. DOI: 10.2307/2096141
- Lipset, S.M., 1959. Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy. *American Political Science Review*, 53(1), pp.69–105. DOI: 10.2307/1951731
- Maddison, A., 2001. *The World Economy: A Millennial Perspective*. Paris: OCDE. Disponible en <http://theunbrokenwindow.com/Development/MADDISON%20The%20World%20Economy—A%20Millennial.pdf> Acceso em: 3 nov. 2016.



- Marx, K., 2005. *Las Luchas de Clases En Francia de 1848 a 1850*. Buenos Aires: Ediciones Luxemburg.
- Marx, K. & Engels, F., 2004. *Manifiesto del Partido Comunista*. Quito: Libresa.
- Meltzer, A.H., & Richard, S.F., 1981. A Rational Theory of the Size of Government. *The Journal of Political Economy*, 89(5), pp.914-927. DOI: 10.1086/261013
- Miles, J. & Shevlin, M., 2001. *Applying Regression and Correlation: A Guide for Students and Researchers*. London: Sage Publications.
- Mill, J.S., 1958. *Considerations on Representative Government*. New York: Forum.
- Moore Jr, B., 1966. *Social Origins of Democracy and Dictatorship*. Boston: Beacon.
- Morisson, C. & Murtin, F., 2007. Education Inequalities and the Kuznets Curves: A Global Perspective since 1870. *PSE Working Paper*, 2007-12. HAL Sciences de L'Homme et de la Société.
- Munck, G.L., & Snyder, R., 2007. *Passion, Craft, and Method in Comparative Politics*. Baltimore: JHU Press.
- O'Donnell, G., 1973. *Modernization and Bureaucratic-Authoritarianism: Studies in South American Politics*. University of California: Institute of International Studies.
- Okun, A., 1975. *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff*. Washington: Brookings Institution.
- Olson, M., 1965. *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Piketty, T., 2014. *Capital in the Twenty-First Century*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Prebisch, R., 1981. *Capitalismo Periférico: Crisis y Transformación*. Ciudad de México: Fondo de Cultura Económica.
- Przeworski, A., 2004. The Last Instance: Are Institutions the Primary Cause of Economic Development? *European Journal of Sociology*, 45(2), pp.165-188. DOI: 10.1007/s11127-005-7163-4
- \_\_\_\_\_, 2005. Democracy as an Equilibrium. *Public Choice*, 123, pp.253-273.
- \_\_\_\_\_, 2006. Is the Science of Comparative Politics Possible? In C. Boix & S. Stokes, eds. *The Oxford Handbook of Comparative Politics*. Oxford: Oxford University Press.
- Przeworski, A.; Alvarez, M.; Cheibub, J. & Limongi, F., 2000. *Democracy and Development: Political Institutions and Well-Being in the World, 1950-1990*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Ravallion, M., 2009. The Developing World's Bulging (but Vulnerable) 'Middle Class'. *Policy Research Working Paper Series 4816*. The World Bank.
- Reardon, S.F., 2011. The Widening Academic Achievement Gap between the Rich and the Poor: New Evidence and Possible Explanations. In G. Duncan & R. Murnane, eds. *Whither Opportunity?* New York: Russell Sage Foundation Press.
- Reenock, C.; Bernhard, M. & Sobek, D., 2007. Regressive Socioeconomic Distribution and Democratic Survival. *International Studies Quarterly*, 51(3), pp.77-99. DOI: 10.1111/j.1468-2478.2007.00469.x
- Roemer, J.E., 1998. Why the Poor Do Not Expropriate the Rich: An Old Argument in New Garb. *Journal of Public Economics*, 70(3), pp.399-424. DOI: 10.1016/s0047-2727(98)00042-5
- Rostow, W., 1960. *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Stiglitz, J.E., 2013. *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*. New York: W.W. Norton & Company.
- Traversa, F., 2015. Income and the stability of democracy: Pushing beyond the Borders of Logic to Explain a Strong Correlation? *Constitutional Political Economy*, 26(2), pp.121-136. DOI: 10.1007/s10602-014-9175-x
- Vanhanen, T., 2000. A New Dataset for Measuring Democracy, 1810-1998. *Journal of Peace Research*, 37(2), pp.251-265. DOI: 10.1177/0022343300037002008
- Wright, E.O., 1979. *Class Structure and Income Determination*. New York: Academic Press.
- \_\_\_\_\_, 2011. Understanding Class. Towards an Integrated Analytical Approach. *New Left Review*, 90, pp.101-116. DOI: 10.2172/908837
- Wright Mills, C. 1951. *White Collar: The American Middle Classes*. New York: Oxford University Press.

## Otras fuentes

- Maddison, A., 2008. The Maddison-Project. Disponible en <http://www.ggdcc.net/maddison/maddison-project/home.htm> y <http://www.ggdcc.net/dseries/totecon.html>. Acceso em: 3 nov. 2016.



## Why democracies collapse? Education and class conflict revisited

### Abstract

Technical change over the twentieth century has been skill-biased. In broad terms, a rise in the relative wage of skilled workers in conjunction with an upward trend in their relative supply was observed in the period. The class structure became more complex; multiple new intermediate positions emerged and inhibited both formation and development of radical distributive conflicts. This paper analyses the effects of these changes in the class structure on the stability of democratic institutions in the world between 1950 and 2003. The risks of democratic breakdown were significantly lower in countries with a deeper degree of population fragmentation in its formal education. In addition, educational fragmentation and product per capita show significant correlation with each other and their effects on democratic stability are substantially identical. These results are in contradiction with the literature has indicated that GDP effects on democratic stability are independent and stronger than the effects of any other variable. Theories of distributive conflict, which have received recent heavy criticism, must be reconsidered and revalued in light of these results.

**KEYWORDS:** stability; democracy; class struggle; education; Latin America.

This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium provided the original work is properly cited.

## Apéndice

Episodios democráticos analizados, según clasificación de Boix, Miller y Rosato (2012):

Albania (1997-2005) (1992-1995); Argentina (1983-2003)(1973-1975)(1963-1965)(1958-1961); Australia (1950-2003); Austria (1950-2003); Bangladesh (1986-2003); Belgium (1950-2003); Benin (1991-2003); Bolivia (1982-2003)(1979-1979); Botswana (1966-2003); Brazil (1979- 2003) (1950-1963); Bulgaria (1990-2003); Canada (1950-2003); Cape Verde (1995-2000); Central African Republic (1993-2002); Chile (1990-2003) (1950-1972); Colombia (1958-2003); Congo Brazzaville (1960-1960); Costa Rica (1950-2003); Croatia (2000-2003); Cuba (1950-1952); Czech Republic (1995-2003); Denmark (1950-2003); Ecuador (2003-2003) (1979-1999) (1950-1962); El Salvador (1984-2003); Estonia (1991-2003); Finland (1950-2003); France (1950-2003); Gambia (1972-1993); Germany (1990-2003); Ghana (1997-2003) (1979-1980) (1970-1971); Greece (1974-2003) (1950-1966); Guatemala (1986-2003) (1966-1981) (1958-1962) (1950-1953); Honduras (1982-2003) (1971-1971) (1957-1962); Hungary (1990-2003); India (1950-2003); Indonesia (1999-2003) (1955-1956); Ireland (1950-2003); Israel (1950-2003); Italy (1950-2003); Jamaica (1962-2003); Japan (1952-2003); Kenya (2002-2003); Korea South (1988-2003) (1960-1960); Laos (1954-1958); Latvia (1993-2003); Lesotho (2002-2003); Lithuania (1992-2003); Malawi (1994-2003); Mali (1992-2003); Mauritius (1968-2003); Mexico (2000-2003); Moldova (1995-2003); Mongolia (1990-2003); Mozambique (1994-2003); Myanmar (Burma) (1960-1961) (1950-1957); Nepal (1991-2001); Netherlands (1950-2003); New Zealand (1950-2003); Nicaragua (1984-2003); Niger (1999-2003) (1993-1995); Norway (1950-2003); Pakistan (1950-1955)(1988-1998) (1975-1976); Panama (1991-2003) (1952-1967) (1950-1950); Paraguay (2003-2003); Peru (2001-2003) (1980-1989) (1963-1967) (1956-1961); Philippines (1986-2003) (1950-1964); Poland (1989-2003); Portugal (1976-2003); Romania (1991-2003); Russia (1995-1998); Senegal (2000-2003); Sierra Leone (2002-2003) (1961-1966); Slovakia (1995-2003); Slovenia (1995-2003); South Africa (1994-2003); Spain (1977-2003); Sri Lanka (1991-2003) (1950-1976); Sudan (1986-1988) (1965-1968) (1956-1957);Sweden(1950-2003); Switzerland (1950-2003); Taiwan (1996-2003); Thailand (1992-2003) (1983-1990) (1975-1975); Trinidad (1962-2003); Turkey (1983-2003) (1961-1979); Uganda (1980-1984);Ukraine (1995-2003); United Kingdom (1950-2003); United States (1950-2003); Uruguay (1985-2003)(1950-1972); Venezuela (1959-2003).