

Rafael Estrella Aguilar

Proporcionalidad, igualdad del voto y otros temas en elecciones pluripersonales



Rafael Estrella Aguilar

Cuenca, Ec. 1946.

Ingeniero Civil. Universidad de Cuenca. 1971.

Diplomado en Ingeniería de Grandes Presas y en Hidrología General y Aplicada. Escuela de Hidrología de Madrid.

1976-1977. Profesor jubilado y ex Director de Planificación de la Universidad de Cuenca. Fue además, Docente y Subdecano de la Facultad de Arquitectura. Profesor de grado en las Facultades de Ingeniería y Filosofía, Letras y Ciencias de la Educación. Docente de posgrado en las Facultades de Ciencias Médicas y Ciencias Económicas y Administrativas. Colaborador en el PYDLOS y en el PROMAS. Consultor en Hidrología, en forma individual, y con Consultoras Nacionales e Internacionales. Tiene autoformación en Sistemas Electorales. Autor del libro Webster vs D´Hondt. El principio Constitucional de proporcionalidad.

Rafael Estrella Aguilar

Proporcionalidad, igualdad del voto y otros temas en elecciones pluripersonales



UNIVERSIDAD
DEL AZUAY

Casa
Editora

**Proporcionalidad, igualdad del voto y
otros temas en elecciones pluripersonales**

© Rafael Estrella Aguilar. 2023

Primera edición:
Casa Editora de la Universidad del Azuay, Cuenca, 2023

ISBN: 978-9942-618-28-3
e-ISBN: 978-9942-618-29-0

Portada y maquetación: Rafael Estrella T.
Corrección de estilo: Kelly Navarro

Impresión: printLAB / Universidad del Azuay
en Cuenca del Ecuador

Se prohíbe la reproducción total o parcial de esta obra,
por cualquier medio, sin la autorización expresa del titular
de los derechos

CONSEJO EDITORIAL / UNIVERSIDAD DEL AZUAY

Francisco Salgado Arteaga
Rector

Genoveva Malo Toral
Vicerrectora Académica

Raffaella Ansaloni
Vicerrectora de Investigaciones

Toa Tripaldi
Directora de la Casa Editora

Dedicatoria

A Eulalia, María Eugenia, Rafael Fernando, Pablo Mauricio y María Soledad.
Con todo el cariño de esposo y padre.

Motivación y Agradecimientos

La Universidad de Cuenca, lugar donde me jubilé en diciembre del 2002, publicó en el 2018 el libro *Webster Vs. D'Hondt. El principio constitucional de proporcionalidad*, una obra de mi autoría. El tema central desarrollado comparaba las características de diferentes métodos de distribución de escaños en elecciones pluripersonales, especialmente de los dos métodos cuyos autores dieron lugar al título de ese trabajo: Daniel Webster y Víctor D'Hondt.

Luego del lanzamiento de este libro, se realizó una presentación en Quito, en la Universidad de las Américas en un panel donde compartimos opiniones con el destacado investigador y docente de la UDLA, el Dr. Richard Ortiz Ortiz; y como moderador actuó el Dr. Ángel Torres Maldonado.

Los profesores de la UDLA, doctores Ortiz y Torres, al momento desempeñan altas funciones: el primero es Juez de la Corte Constitucional y el segundo, Juez del Tribunal Contencioso Electoral.

El Dr. Ortiz reconoce que en mi trabajo se demuestra que las distribuciones de escaños generadas con el método Webster tienen mucho menor desproporcionalidad que las que genera el método D'Hondt y no solamente en cada una de las diferentes elecciones, sino, por ejemplo, en el acumulado de asambleístas provinciales. Sin embargo, su preocupación principal se relaciona con el hecho (cierto) de que el método de asignación o distribución de escaños no es el único responsable de la desproporcionalidad general del sistema electoral ecuatoriano; es más, para Ortiz (2016) ni siquiera es el más importante. Para él, “el elemento más decisivo es el tamaño de la circunscripción” (p. 2), después de señalar otro hecho cierto y que también influye en la desproporcionalidad general del sistema electoral: las provincias más grandes tienen una representación menor a la que les corresponde y las más pequeñas están sobrerrepresentadas afectando inclusive a la igualdad del voto.

Reconociendo también los aciertos del Dr. Ortiz y sin entrar en la discusión de qué causa es la más importante, la adopción del método que genera menos desproporcionalidad en cada elección, es una condición necesaria y suficiente para disminuir la desproporcionalidad general del sistema. Deja de ser suficiente, cuando aspiramos alcanzar un sistema electoral legislativo que merezca el calificativo de proporcional, en ello estamos de acuerdo con la opinión de Richard Ortiz.

Optar por un método que genere las distribuciones menos desproporcionales posibles en cada elección, no solamente es una condición necesaria para alcanzar un sistema electoral acorde al principio constitucional de proporcionalidad, es ciertamente una condición indispensable, aparte de ser la más fácil de tomar, cuando se actúa respetando esos principios, como ya ocurrió con la reforma de Dic-2019 Ene-Feb-2020.

Por supuesto, aumentar el tamaño de las circunscripciones mejora la proporcionalidad o, mejor dicho, disminuye la desproporcionalidad. ¿Cómo hacerlo si, al parecer, una gran mayoría de ecuatorianos desearían una disminución del tamaño de la Asamblea Nacional? ¿Y cómo disminuir la desproporcionalidad entre las asignaciones provinciales y sus poblaciones si, como el mismo Dr. Ortiz señala, es un asunto tan complejo que, “quizá habría que repensar si la provincia debe seguir siendo la unidad territorial electoral básica”?

Esta complejidad de la resolución de las otras causas de la desproporcionalidad global de nuestro sistema electoral legislativo no es únicamente legal, es constitucional, la composición de la Asamblea Nacional está normada en el artículo 118 de la Constitución y, por ende, en el artículo 150 del Código de la Democracia, de ahí que una de las preguntas de la consulta popular, propuesta por el presidente Lasso, se refiere casualmente a este tema. Por lo tanto,

recalcar en la necesidad de mantener el método de divisores impares en nuestra legislación electoral es una de las motivaciones importantes de este trabajo, tratando de evitar que lo correcto de las opiniones del Dr. Richard Ortiz, sirvan de pretexto para relativizar la importancia del método de asignación de escaños.

Por eso, conociendo las ventajas del índice Sainte Laguë y, por ende, del método de Divisores Impares conocido como de Webster, no es de interés menor el aportar con esas evidencias para que la reforma que se plasmó en Ecuador, en febrero de 2020; esto es que el cambio del método D'Hondt por el de Webster permanezca en el tiempo, especialmente ante las amenazas de regresar al método de divisores naturales conocido como D'Hondt.

El método D'Hondt de asignación de escaños en elecciones pluripersonales (uno de los métodos que genera las distribuciones más desproporcionales, entre todos los métodos propuestos para este fin) pretendería ser revivido en la Asamblea Nacional, contrariando lo dispuesto en el artículo 116 de la Constitución.

Después de fracasar en el intento de destitución del jefe del Estado, extremo de la ingobernabilidad; y contradictoriamente, pretextando la mejora de la gobernabilidad, a pesar de que los constituyentes de Montecristi optaron por la proporcionalidad por sobre aquella, sectores políticos parlamentarios intentan dar al traste con una de las reformas más necesarias que fue introducida en febrero de 2020, la sustitución del método de divisores naturales por el de divisores impares.

Contribuir desde la academia a esa reforma fue una de las mayores motivaciones que me impulsó a escribir *Webster Vs D'Hondt. El principio constitucional de proporcionalidad*. Esa publicación dio origen a una brevísima presencia en la Asamblea Nacional, en calidad de asesor ad honorem del Consejo Nacional Electoral Transitorio, presidido por el Dr. Gustavo Vega Delgado. En una comisión general del pleno, en un lapso muy corto, expuse la conveniencia del método de divisores impares por sobre el de divisores naturales. Que el cambio se haya concretado fue motivo de satisfacción por el convencimiento de que era lo que correspondía a una legislación justa y acorde con los principios constitucionales, más allá de que mi participación fuera realmente marginal.

Corregir algunos errores deslizados en la publicación *Webster Vs. D'Hondt. El principio constitucional de proporcionalidad* y observar declaraciones no justificadas de analistas y actores políticos, nacionales y extranjeros, son otras razones importantes para haber realizado este nuevo trabajo.

Sé que el aporte que ahora presento también contribuirá muy poco a impedir las pretensiones de los políticos que no ven más allá de sus intereses y los de grupo, pero al conocer con suficiente profundidad el funcionamiento de los métodos desde una perspectiva matemática, siento la obligación moral de presentar una ampliación de la comparación del método Webster o de Divisores Impares con los otros métodos que han formado parte de la legislación electoral del país. Así mismo, ampliar el análisis de los índices de desproporcionalidad y reconocer al Índice Sainte Laguë, como el índice de mejores características para evaluar la desproporcionalidad de las distribuciones que generan los distintos métodos de asignación de escaños, esperando que este trabajo ayude a distinguir lo verdaderamente importante para el país de lo importante para uno u otro partido o movimiento político.

Esa perspectiva, la matemática, no es precisamente la perspectiva de la mayor parte de investigadores sobre sistemas electorales de nuestro país y del exterior, incluyo al destacado investigador Dr. Dieter Nohlen, con amplia experiencia en el análisis de sistemas electorales, especialmente de Latinoamérica, y formador y referente de algunos de nuestros investigadores en el área de sistemas electorales quien, ante una consulta de tipo matemático relacionada con

el índice Sainte Laguë, supo contestarme muy atento en un correo electrónico del primero de mayo de 2018: “...Lamento no poder ayudarle, pues mi campo de investigación no es precisamente lo cuantitativo-matemático de la materia electoral, sino lo cualitativo – contextual...”

Con esa respuesta considero que, como en muchísimas cosas del diario vivir, la perspectiva matemática de los que sentimos inclinación por los números debe estar presente, especialmente cuando hay que hacer frente a intereses de grupos o de partidos o movimientos por sobre los del país y también porque coincidimos con el politólogo italiano Giovanni Sartori y con el español José Ramón Montero, quien lo cita, “las ideas y los argumentos pueden expresarse en palabras, pero también en números y cuando un argumento tiene números y palabras es un argumento completo”.

Esta publicación es posible gracias a la generosidad de la Universidad del Azuay en la persona del Señor Rector Ing. Francisco Salgado Arteaga PhD, mi distinguido y apreciado exalumno en las aulas de la Universidad de Cuenca quien, cuando nuestra querida Universidad lanzara el libro *Webster Vs D'Hondt. El principio constitucional de proporcionalidad*, tuvo la gentileza de ofrecerme una cálida felicitación y manifestar lo importante que resultaba que ese trabajo sea difundido de la manera más amplia, tal como lo expresó al Ing. Pablo Vanegas Peralta PhD, Rector de la Universidad de Cuenca en ese momento. Mi mayor gratitud a la Universidad del Azuay por este gesto que, más allá del valor material de la publicación, representa el respaldo académico a la idea de justicia electoral defendida en este trabajo. La Proporcionalidad y la Justicia ha titulado casualmente al prólogo de este libro mi estimado amigo el Dr. Jorge Urdánaz Ganuza, para quien mi emocionado agradecimiento. El aval intelectual de tan distinguido catedrático de la Universidad de Navarra en su erudito texto, destacando esa faceta y corazón de mi trabajo, me comprometo a no dejar de expresar –en donde sea necesario– que el principio de proporcionalidad invocado en nuestra Constitución debe ser respetado porque equivale a respetar la Justicia.

Hablando de Justicia debo agradecer a Eulalia, mi esposa, quien ha soportado con gran estoicismo (en Cuenca y en Barcelona) mi dedicación a este empeño que implicaba descuidar otros asuntos importantes en la vida de dos jubilados. En Cuenca y en Barcelona porque varias jornadas dedicadas a darle una forma definitiva a este trabajo, tuvieron acá y allá la complicidad y el apoyo de mis hijos Rafael Fernando y María Soledad, a quienes agradezco especialmente.

Agradezco también al Ing. Vladimiro Tobar Solano PhD, siempre presente para darme su apoyo en este y en otros trabajos que hemos compartido.

A la Profesora Toa Tripaldi Proaño PhD, directora de Publicaciones de la UDA, por su dedicación y empeño para hacer realidad esta publicación, mi gratitud sentida.

Igualmente, mis sentidas gracias a todos quienes, de una u otra manera, han contribuido a la materialización de este trabajo, incluidos aquellos que sin mayor conocimiento y evidenciando intereses partidistas se han pronunciado a favor del método D'Hondt en las redes sociales; han resultado para mí, seguramente sin quererlo, un efectivo acicate.

Prólogo

LA PROPORCIONALIDAD Y LA JUSTICIA

Jorge Urdániz Ganuza¹

La presente obra aborda una cuestión que resulta trascendental en la configuración institucional de todas las democracias modernas. Se trata, en palabras de la propia Constitución ecuatoriana, del "Principio de Proporcionalidad", un principio que encierra en su interior al menos dos almas: la una es matemática y la otra, política y moral. Ambas pueden deslindarse, pero solo a efectos analíticos, pues en realidad se encuentran intrínsecamente imbricadas, de tal modo que no pueden entenderse la una sin la otra.

De hecho, tanto es así que el vocablo griego para la expresión "proporción" no era otro que "logos". Y "logos", como se sabe, es quizás el término más rico y profundo de todo el novedoso léxico que nos legaron aquellos fantásticos pensadores de la antigüedad que dieron en descubrir la reflexión filosófica. "Logos" se traduce como proporción, cierto, pero se traduce además de muchas otras maneras: se traduce como ley, se traduce como armonía, se traduce como lenguaje, se traduce como ciencia, se traduce como razón. El vocablo logos lo encontramos en el corazón de la filosofía griega y, por tanto, en el corazón de la primera gran revuelta contra el pensamiento mítico y la superstición. El logos contra el mito, como suele presentarse este enfrentamiento en los manuales de historia de la filosofía. La luz contra la sinrazón, el conocimiento frente a las tinieblas, el fuego de Prometeo contra la condena a la oscuridad

Esa inusitada riqueza semántica del término se traslada a todas sus traducciones. O, si lo vemos desde la otra perspectiva, todos los vocablos que vienen de *logos* encierran en su interior una ineluctable y fecundísima complejidad. También, en lo que ahora nos atañe, el término "proporcionalidad". El profesor Estrella Aguilar parece ocuparse aquí sobre todo y principalmente del latido matemático de la expresión. Por ello, encontramos en este libro índices, fórmulas, ecuaciones, demostraciones, etc. Es una obra sobre todo numérica... pero no solo. De hecho, y contra lo que pudiera parecer, ni siquiera primordialmente. Los números, las cifras, los diferentes cálculos tienen aquí un sentido normativo. No se ofrecen como mera demostración de competencia aritmética, sino como una argumentación en aras de cierta concepción de lo justo. Por eso, el autor afirma que siente "la obligación moral" de presentar esta obra. Porque de eso se trata, de entender la proporcionalidad como justicia.

Aquí tenemos, inevitable, el palpito político y moral. Un palpito que aparece al menos en dos ocasiones en la Constitución de Ecuador. Lo hace en el artículo 76.6, que reza que "la ley establecerá la debida proporcionalidad entre las infracciones y las sanciones penales". Aquí se entiende la proporcionalidad como sinónimo de justicia, de ecuanimidad en el castigo penal. Una proporcionalidad entre los delitos y sus penas que inauguró Cesare Beccaria hace dos siglos y medio y que ha supuesto uno de los mayores avances morales y jurídicos de la historia de la humanidad. Y lo hace, también, en el 116: "la ley establecerá un sistema electoral conforme a los principios de proporcionalidad, igualdad del voto, equidad, paridad y alternabilidad entre mujeres y hombres". La proporcionalidad concebida como justicia entre lo expresado mediante el voto por el elector y la consiguiente configuración de la representación política en las

¹ Profesor de Filosofía del Derecho de la Universidad Pública de Navarra y de Ciencia Política en la Universidad Nacional de Educación a Distancia

instituciones. Es en esta concepción de la proporcionalidad donde la presente obra realiza una indudable aportación.

El libro del profesor Estrella se ocupa de muchas cuestiones, todas imbricadas en esta fundamental de la proporcionalidad electoral, pero una de ellas destaca con especial acierto: su defensa del método de Webster frente al de D'Hondt. Se trata de una polémica sobre la mayor o menor proporcionalidad – esto es: una polémica sobre la mayor o menor justicia – de ambas fórmulas de la que puede decirse con todo el rigor del mundo que es tan antigua como la propia democracia moderna. No en vano los primeros precursores de ambas propuestas fueron nada menos que Jefferson (que abogó por la que, un siglo después descubriría de nuevo y bautizaría con su nombre el matemático belga Victor D'Hondt) y el propio Daniel Webster, coetáneo del propio Jefferson y, como él, uno de los grandes protagonistas de la independencia de los Estados Unidos y la formación de la primera gran democracia de la modernidad.

No creo que pueda haber duda de lo acertado del diagnóstico del profesor Estrella. Webster es, en efecto, una fórmula mucho más cercana que D'Hondt a todas las propiedades que identificamos con el ideal de la proporcionalidad. El libro tiene el inestimable mérito de apuntalar esa evidencia con un buen número de razones que no hacen sino señalar lo obvio: si el ideal es el de la proporcionalidad – esto es: el del *logos*, el de la justicia – entonces D'Hondt se halla muy lejos de satisfacer todos los requisitos que tan alto ideal encierra.

Tales requisitos, por lo demás, configuran el ideal de la representación proporcional, pero, precisamente por ello, posibilitan otras conquistas que resultan consustanciales a la propia democracia. La primera, la de la igualdad de voto. La representación proporcional solo puede existir si previamente se ha garantizado el igual valor de cada uno de los votos ciudadanos. Por ello, exigir proporcionalidad supone a su vez garantizar un sufragio igual, pues sin este último no se puede concebir siquiera la primera. Y junto al ideal de la igualdad, el propio Principio de Mayoría, el principio fundamental en la toma de decisiones democráticas. En efecto, dado un parlamento conformado por diferentes partidos, la mayoría decisoria del mismo solo podrá concebirse como tal mayoría si resulta cierto que representa proporcionalmente a una mayoría de ciudadanos que efectivamente votaron por ella. A pesar de que la Ciencia Política lleva más de dos siglos insistiendo en lo contrario, la desnuda verdad es que la proporcionalidad y la mayoría no solo no se oponen, sino que se complementan. Para que gobierne la mayoría es necesario que la representación sea proporcional. Y, si la representación es proporcional, entonces el voto habrá tenido que ser igualitario.

Igualdad, proporcionalidad, mayoría... todo ello late con inusitada fuerza en este libro, que solo aparentemente puede entenderse como un libro estrictamente matemático. Es, por debajo de todas esas cifras, variables, ecuaciones y números, mucho más que eso. Es un libro sobre el *logos*, esto es sobre la proporcionalidad y precisamente por ello, también y sobre todo sobre la justicia y la democracia. No es poca cosa, sino todo lo contrario.

Índice General

Dedicatoria	9
Motivación y Agradecimientos	11
Prólogo.....	15
1. Introducción y temática tratada	19
2. Principios para el establecimiento del Sistema Electoral Ecuatoriano. Una visión general	21
3. Proporcionalidad e Igualdad del Voto. La igualdad del voto y las Elecciones del CPCCS	23
4. Proporcionalidad y método de distribución de escaños	35
5. Análisis de los diferentes índices de desproporcionalidad que resultan de la asignación de escaños en elecciones pluripersonales	49
6. Desproporcionalidad Absoluta (Loosemore y Hanby), Desproporcionalidad Relativa, Índice Sainte Laguë, Índice de Gallagher e Índice D'Hondt en las elecciones ecuatorianas de Asambleístas Nacionales en 2013, 2017 y 2021	53
7. Desproporcionalidad Absoluta (Loosemore y Hanby), Desproporcionalidad Relativa, Índice Sainte Laguë, Índice de Gallagher e Índice D'Hondt en el ejemplo de laboratorio planteado.....	61
8. Desproporcionalidad del Sistema Electoral Legislativo Ecuatoriano o Desproporcionalidad Global	69
9. Desmitificando los Límites de la Cuota y Defensa del método de Divisores Impares: Webster, o más apropiadamente, Sainte Laguë; y, del Índice Sainte Laguë	83
10. La Paradoja de Alabama.....	93
11. Los límites de la cuota. Análisis del incumplimiento de los límites en ejemplos de laboratorio.....	101
12. Incumplimiento de los límites de la cuota en elecciones reales con asignaciones reales y simuladas.....	113
APÉNDICES.....	135
I. Apéndice 1. Demostración de que el Índice Sainte Laguë se minimiza en las distribuciones generadas por el método de divisores impares.....	135
II. Apéndice 2. Demostración de que el Índice Loosemore y Hanby se minimiza en las distribuciones generadas por el método Cocientes y Restos Mayores.....	139
III. Apéndice 3. Demostración de que la paradoja de Alabama no se presenta con aplicación del método Hare al aumentar de dos a tres los escaños en disputa.....	143
IV. Apéndice 4. Influencia del lugar que ocupan los candidatos en la papeleta electoral en las elecciones del CPCCS.....	149
V. Apéndice 5. Propuesta de integración de la Asamblea Nacional. La pregunta tres de la Consulta Popular del presidente Lasso.....	155

VI. Apéndice 6. Distribuciones lógicas posibles con 15 escaños en disputa y 15 o más listas participantes.....	169
VII. Apéndice 7. Análisis detallado de los índices de Desproporcionalidad. Elecciones ecuatorianas de asambleístas nacionales de los años 2013, 2017 y 2021	173
Índice de Figuras	185
Índice de Tablas.....	186
Referencias Bibliográficas	191

1. Introducción y temática tratada

Entre el modelo de *representación proporcional* y el de *representación por mayoría*, los constituyentes de Montecristi, en la Constitución ecuatoriana de 2008, optaron por el primero de ellos al disponer que uno de los principios que la ley debe establecer en nuestro sistema electoral es precisamente el principio de proporcionalidad.

El sistema electoral ecuatoriano, normado en la LOEOP (Ley Orgánica Electoral y de Organizaciones Políticas de la República del Ecuador), es un conjunto de subsistemas, con mayor o menor complejidad, dependiendo de su ámbito de aplicación. El más amplio y complejo es el subsistema electoral para la Asamblea Nacional, pero también existen otros menores que se aplican en las elecciones cantonales o para el Parlamento Andino, por ejemplo. Según la reforma de diciembre 2019- Feb 2020, hay normas de aplicación general en todos estos subsistemas, tal como el método de divisores impares que es el único de distribución de escaños para todas las elecciones pluripersonales; de igual forma, hay las de aplicación particular e incluso para la elección de miembros del CPCCS, una Ley Orgánica específica, la *Ley Orgánica Reformatoria a la Ley Orgánica del Consejo de Participación Ciudadana y Control Social para aplicación de la pregunta 3 del referéndum celebrado el 04 de Febrero de 2018*. En realidad, se trata de tres elecciones independientes: tres consejeras, tres consejeros y un representante de nacionalidades y migrantes inscritos individualmente, sin listas partidistas, donde la reforma de listas abiertas por listas cerradas, por ejemplo, no se aplica.

Una visión general de los principios para el establecimiento del Sistema Electoral Ecuatoriano y con más detalle los principios de Proporcionalidad e Igualdad del Voto, el análisis del subsistema para la Asamblea Nacional o Sistema Electoral Legislativo; la comparación de algunos métodos de distribución de escaños y de los diferentes índices para medir la desproporcionalidad de las distribuciones de escaños en elecciones y en los sistemas electorales; la desmitificación de los límites de la cuota, impuestos por el método de Cocientes y Restos Mayores conocido como de Hare, asunto controversial, pero fundamental para una reorientación del análisis de los métodos de distribución de escaños y de los sistemas electorales, en el país y en el exterior, son los temas centrales aquí incluidos. Durante el desarrollo de estas temáticas constan también comentarios a algunas de las reformas que forman parte de la Ley Orgánica Reformatoria a la LOEOP, Código de la Democracia de Dic. 2019- Feb. 2020².

De igual forma, apéndices con demostraciones matemáticas como la minimización del índice *Sainte Lagüé* en las distribuciones generadas con el método de Webster; la del índice *Loosemore y Hanby* en las generadas con el método de Hare y una relacionada con la “Paradoja de Alabama”; un análisis estadístico de la influencia del lugar que ocuparon los candidatos en la papeleta electoral con los resultados de las elecciones de 2019 del CPCCS; una propuesta para una nueva conformación de la Asamblea Nacional considerando los principios de proporcionalidad e igualdad del voto y comentarios a la pregunta tres de la Consulta Popular que promueve el presidente Guillermo Lasso; un apéndice con un ejemplo de las distribuciones lógicas posibles con 15 escaños en disputa y 15 o más listas participantes; y un último y más extenso que contiene un detallado análisis de los índices de desproporcionalidad en las elecciones de asambleístas nacionales en 2013, 2017 y 2021, son también parte de este trabajo.

² Entre ellos: aprobación por la Asamblea, veto presidencial, ratificaciones y allanamientos al veto y publicación en el Registro Oficial el 3 de febrero de 2020.

2. Principios para el establecimiento del Sistema Electoral Ecuatoriano. Una visión general

Entrando en el tema transcribimos el artículo 116 de nuestra Constitución:

Art.116.- Para las elecciones pluripersonales, la ley establecerá un sistema electoral conforme a los principios de proporcionalidad, igualdad del voto, equidad, paridad y alternabilidad (sic) entre mujeres y hombres; y determinará las circunscripciones electorales dentro y fuera del país.

El principio de proporcionalidad debería aplicarse tanto entre el número de asambleístas asignado a cada provincia y su población, como entre el número de escaños asignado a cada lista participante en una elección pluripersonal y su votación. En el primer caso para evitar lo que se conoce como *malapportionment* o mal reparto; y en el segundo, ya sea que se trate de elección de asambleístas nacionales, provinciales y de los migrantes, de concejales o miembros de las juntas parroquiales. En el caso de la Asamblea Nacional, al estar conformada por tres segmentos de asambleístas (provinciales, nacionales y representantes de los migrantes), el mal reparto se da en el segmento de asambleístas provinciales y en el de los migrantes, pero no en el caso de los asambleístas nacionales que son elegidos en la circunscripción nacional, lo cual incluye a todos los electores.

El mal reparto en el segmento de asambleístas provinciales tiene una fuerte influencia en la desproporcionalidad general del sistema electoral legislativo. La amplia diferencia de población entre las distintas provincias y la asignación de dos asambleístas de base, con el criterio territorial, distorsionan significativamente la proporcionalidad entre las representaciones provinciales y sus poblaciones, así como en la desproporcionalidad general del sistema electoral legislativo.

En el caso de la representación de los migrantes, hay también una marcada diferencia entre el número de migrantes empadronados de las tres circunscripciones y una asignación única de dos asambleístas por cada una de ellas. El asunto se distorsiona aún más por el elevado y diferenciado índice de ausentismo, sin embargo, el número total de asambleístas de este segmento es únicamente 6, mientras que el de los provinciales es 116.

La igualdad del voto, además de constar como principio en el artículo 116, se establece como una característica de este importante derecho en el artículo 62 de la Constitución, derecho que en la legislación actual es también un deber para la mayoría de sus titulares.

Art 62.- las personas en goce de derechos políticos tienen derecho al voto universal, igual, directo, secreto y escrutado públicamente, de conformidad con las siguientes disposiciones:

El voto será obligatorio para las personas mayores de dieciocho años. Ejercerán su derecho al voto las personas privadas de libertad sin sentencia condenatoria ejecutoriada.

El voto será facultativo para las personas entre dieciséis y dieciocho años de edad, las mayores de sesenta y cinco años, las ecuatorianas y ecuatorianos que habitan en el exterior, los integrantes de las Fuerzas Armadas y Policía Nacional, y las personas con discapacidad.

El voto, ya sea obligatorio o facultativo, es un tema que debería ser parte de futuros debates relacionados con las reformas constitucionales y legales. Al momento de escribir estas líneas, estamos en período electoral y la Constitución, en el artículo 117, prohíbe realizar reformas legales en materia electoral durante el año anterior a la celebración de elecciones.

Los principios de paridad y alternabilidad (sic) entre mujeres y hombres, más que principios, consideramos que se trata de medios cuya finalidad de alcanzar la equidad en lo relativo a género sería el verdadero principio rector en esa materia. Lamentablemente, la paridad, orientada correctamente a conseguir el fin, no es posible aplicarla de forma estricta por la existencia de circunscripciones o distritos en donde el número de escaños en disputa es impar, incluido el de Asambleístas Nacionales.

Quizá por esa imposibilidad, en el artículo 65 de la Constitución, correspondiente al **CAPÍTULO QUINTO. Derechos de participación**, se señala:

Art. 65.- El Estado promoverá la representación paritaria de mujeres y hombres en los cargos de nominación o designación en la función pública, en sus instancias de dirección y decisión, y en los partidos y movimientos políticos. En las candidaturas a las elecciones pluripersonales se respetará su participación alternada y secuencial.

El Estado adoptará medidas de acción afirmativa para garantizar la participación de los sectores discriminados.

El menor acceso a los escaños legislativos por parte de las mujeres se debe a la disparidad real ocasionada por la existencia de distritos de conformación impar y por el sensible menor número de listas encabezadas por mujeres. Esta causa ha motivado la reforma que obliga a que los partidos o movimientos encabecen sus listas de manera equitativa con mujeres y hombres, partiendo de un 30% de mujeres y hasta llegar al 50%.

Cabe señalar que en 2013, 2017 y 2021, más del 50% de los asambleístas se eligieron en distritos de tamaño impar: quince asambleístas nacionales, seis distritos de tamaño tres y ocho distritos de tamaño cinco (73 asambleístas de un total de 137, o sea 53.28%).

3. Proporcionalidad e Igualdad del Voto. La igualdad del voto y las Elecciones del CPCCS

Analicemos a detalle los principios de proporcionalidad e igualdad del voto: ambos están relacionados entre sí y con asuntos numéricos donde esperamos que nuestro aporte sea válido, tanto por el acercamiento teórico como por los análisis empíricos realizados con los resultados de las elecciones de 2013 y 2017 y parcialmente de 2019 y 2021. La relación entre estos dos principios se da especialmente en el sistema electoral legislativo y los esfuerzos para el mejor cumplimiento del uno pueden redundar en un deterioro del cumplimiento del otro y viceversa.

Respecto a la igualdad del voto, aunque varias causas que atentaban contra él han sido superadas (como el género, condiciones económicas, religiosas, raciales o nivel de formación, por ejemplo), hay otras que, en algunos casos, ni siquiera se reconocen como atentatorias al principio y resultan soslayadas.

El Código de la Democracia, según nomenclatura anterior a las últimas reformas de diciembre 2019-febrero 2020, en el **CAPÍTULO NOVENO** que comprende de tres secciones: Circunscripciones electorales, Forma de la Lista y Adjudicación de Puestos, en el Art. 150, de la **SECCIÓN PRIMERA** Circunscripciones electorales, dice:

La Asamblea Nacional se integrará por Asambleístas electos de la siguiente manera: 1. Quince asambleístas elegidos en circunscripción nacional; 2. Dos asambleístas elegidos por cada provincia o distrito metropolitano, y uno más por cada doscientos mil habitantes o fracción que supere los ciento cincuenta mil, de acuerdo al último censo nacional de población...

El artículo continúa determinando las formas posibles de subdivisión de las circunscripciones y luego, en el numeral 3, describe las circunscripciones especiales del exterior.

Estas disposiciones de la ley recogen lo dispuesto en el artículo 118 de la Constitución, de manera que los cambios que se consideren convenientes en el Código, primero deben responder a cambios en la Constitución, complicando de por sí la difícil solución técnica al problema de falta de proporcionalidad entre la asignación de cada provincia y su población.

Por tanto, la solución a este sesgo de la representación política (provincias más pobladas con menos representación y provincias menos pobladas con más representación) [refiriéndose a valores relativos, no absolutos], no es fácil de resolver... Para encontrar una solución habría que repensar si la provincia debe seguir siendo la unidad territorial electoral básica. (Ortiz, 2016, p. 23)

La proporcionalidad, lineal y directa, entre número de asambleístas provinciales y la población de la provincia está afectada por lo dispuesto en la primera parte del segundo numeral del artículo 150 transcrito, conocido como criterio territorial (Moreno, 2010). Mientras que en el 2010, año en el que se realizó el último censo, base para la aplicación de la norma, la relación entre las poblaciones de la provincia más habitada (Guayas, con 3'645.483 habitantes) y la menos habitada (Galápagos, con 25.124 habitantes) es de 145,1 a 1, la relación entre los 20 escaños asignados a Guayas con la disposición y los 2 de Galápagos es apenas 10 a 1.

El ejemplo que es extremo, pero no único, se refleja también en la Tabla 3 del capítulo escrito por el editor de Reforma Electoral en Ecuador, en la que el autor, bajo el título *Relación electores-escaños en las elecciones legislativas 2013*, presenta para cada provincia, entre otras cosas, el número de electores (padrón, altamente correlacionado con el número de habitantes), el número de escaños, la relación electores-escaños y el peso relativo por elector, correspondiendo a las dos provincias del ejemplo Guayas y Galápagos las relaciones electores-escaños 140.172 y 8.869 y

los pesos relativos por elector 1,0 y 15,8, respectivamente. El autor concluye que el voto de un elector de Galápagos vale casi 16 veces más que el voto de un elector de la provincia del Guayas (Ortiz, 2016, pp. 22, 23).

Y aunque al autor no le falte razón, no se puede afirmar que el voto de un elector de Galápagos vale casi 16 veces más que el de uno del Guayas. Esta valoración no está considerando que cada elector del Guayas tiene derecho a escoger, de no mediar la división de la provincia en distritos (es decir, veinte candidatos), mientras que cada elector de Galápagos tiene únicamente dos. La división en distritos morigera esta gran diferencia entre el valor individual del voto de los habitantes de las diferentes provincias, medido por el número de candidatos que puede escoger; sin embargo, la división en distritos incrementa la desproporcionalidad de los repartos de escaños que, en general será menor, con cualquier método o fórmula de distribución, en las circunscripciones más grandes.

Para tratar de cumplir con el principio de igualdad del voto, la división en distritos de las provincias más habitadas se complementa con el establecimiento de quince asambleístas nacionales que son elegidos en todas las provincias; con ello se consigue que entre las provincias con menor asignación (dos escaños) y la que actualmente tiene la mayor asignación, Los Ríos (seis escaños), los electores puedan escoger en total 17 y 21 asambleístas respectivamente, reduciendo en gran medida la desigualdad del voto por esta circunstancia. Las dos medidas: división en distritos de las provincias más grandes y elección de 15 asambleístas nacionales resultan necesarias. Persiste, sin embargo, la desigualdad generada por la alta desproporción de la asignación de escaños por provincia.

Resulta importante señalar que la eliminación de la división en distritos de las tres provincias más habitadas y, por ende, con mayor asignación de escaños, no se debía realizar, a nuestro entender, a menos que se soslaye el principio de igualdad del voto, tal como podría ocurrir (de forma lamentable) si la Asamblea Nacional se allanaba al veto del presidente Moreno respecto a este tema.

El derecho *global* de las provincias de Guayas, Pichincha y Manabí de tener más representantes, debido a su cuantiosa cantidad de habitantes es indiscutible, pero resulta contrario a las irreflexivas propuestas de asignar un solo escaño o máximo dos por provincia que reiteradamente podemos observar en las redes sociales y que responden a una creciente y quizá generalizada idea de disminuir el tamaño de la Asamblea Nacional. Lo que no puede ser es que el derecho *individual* de cada empadronado en esas provincias, especialmente en la provincia del Guayas, sea sustancialmente mayor que el del empadronado en cualquiera de las demás provincias.

La definición de las circunscripciones y la asignación de escaños a las provincias forman parte del sistema electoral legislativo que también debe responder al principio de proporcionalidad, al no ser así, se requiere de una revisión que debería formar parte de las reformas que, a futuro, deben introducirse tanto en la Constitución como en el Código de la Democracia. El análisis debe ser integral, considerando simultáneamente el respeto a los dos principios: proporcionalidad e igualdad del voto.

La deteriorada imagen de la Asamblea Nacional ha contribuido a la difusión de una idea que, como hemos señalado, parece ser apoyada por una amplia mayoría del pueblo ecuatoriano: el número total de asambleístas debería reducirse; lo que se contrapone a lo establecido en la legislación actual que determina un crecimiento de las representaciones provinciales en función del incremento de la población, incremento propio de nuestra dinámica poblacional actual. Si las elecciones legislativas de 2021 se hubieran llevado a cabo en base al censo que debía realizarse en el 2020, las proyecciones poblacionales del INEC indicarían un incremento de alrededor de trece asambleístas. Solamente la provincia del Guayas habría incrementado de 20

a 24 el número de asambleístas. Sin embargo, al no llevarse a cabo el censo, este incremento no se dio y se continuó la asignación con los datos del censo de 2010. El nuevo censo se viene realizando desde noviembre de 2022, con sus resultados se conocerán las poblaciones provinciales incrementadas que deberán considerarse para la asignación de escaños para cada provincia en las elecciones de 2025, de no mediar alguna reforma constitucional³.

La revisión del tamaño de las circunscripciones, el número total de miembros de la Asamblea Nacional determinado técnicamente, e inclusive, el retorno a la existencia de dos cámaras: senadores y diputados, reclamada por algunos voceros, son también temas del debate sobre las reformas a nuestra Constitución y Código de la Democracia.

Otra expresión de desigualdad del voto responde al tratamiento que el CNE ha venido dando al voto blanco y al voto nulo respecto al voto válido, evidenciada durante la elección de los miembros del CPCCS de marzo de 2019, elección que no forma parte de nuestro sistema electoral regular y que estuvo regida, como ya lo señalamos, por una ley reformativa, con un muy largo nombre.

Si bien esta expresión de la desigualdad del voto pudo estar relacionada con la forma de votación con listas abiertas, establecida en el Art. 160 del Código de la Democracia, vigente a la fecha de la elección en referencia, responde, sin duda, a un manejo administrativo arbitrario que caracterizó durante varios años al Consejo Nacional Electoral y que no fue superado por la falta de entendimiento o de honestidad (lamentablemente, no hay otra explicación) de dos de los consejeros del actual CNE que contó con la indecisión de quien preside el organismo que, al incumplir con su obligación de dirimir el empate sobre la valoración del voto nulo, dejó las cosas como estaban, es decir, dejó que persista la falta de transparencia con la que el organismo ha venido informando sobre los resultados electorales en lo relacionado al voto blanco y el voto nulo.

La forma de votación, por listas abiertas, superada con las reformas recientes, supuestamente otorgaba al elector un derecho mayor, a diferencia que da la modalidad de lista cerrada, al permitirle escoger candidatos de entre listas; sin embargo, en realidad neutraliza, en gran medida, el propio voto del que así lo utiliza. El criterio que lleva a optar por las listas abiertas es calificado por el investigador de sistemas electorales, Dieter Nohlen, como criterio de *participación*, descrito como:

La capacidad del electo de votar no sólo por un partido político, sino de escoger entre personas, de poder entregar un voto personal. El objetivo es establecer una relación de conocimiento y confianza entre los electores y sus representantes. (Nohlen, 2016, pp. 22, 23)

Decimos que neutraliza el voto de quien “responsablemente” escoge los “mejores” candidatos entre diferentes listas, pues votar por candidatos de diversas listas es, al menos, –con la forma de contar los votos de nuestro sistema electoral– votar por unos candidatos y también por sus adversarios o sea es votar por ellos y contra ellos, lo que en realidad resulta un engaño; sin embargo, quizá un perjudicado mayor con la votación por listas abiertas es el sistema de partidos políticos. El debilitamiento de los partidos, más que la supuesta ampliación de derechos, parece ser el fin principal que persiguió esta disposición. Por lo dicho, el retorno a

³ Una revisión final de este tema coincide con el anuncio de consulta popular del presidente Guillermo Lasso, que contiene la pregunta tres relacionada con la conformación de la Asamblea Nacional. Por este motivo, los comentarios correspondientes se realizan en el apéndice 5.

las listas cerradas nos parece uno de los aciertos claros entre las reformas al Código de la Democracia de Dic. 2019- Ene-Feb. 2020.

Pero centrándonos en el tema de la desigualdad del voto, de permanecer el controvertido CPCCS, la forma de elección debe continuar con votación individual. Esta elección no permite la conformación de listas; y la valoración del voto nulo y del voto blanco puede volver a ser un asunto controvertido, no por no ser entendido plenamente, sino, entre otras cosas, por pronunciamientos como el del expresidente Rafael Correa (2019) quien, al referirse a la forma de valorar el voto nulo en las elecciones de tres consejeras y de tres consejeros, envió el siguiente mensaje vía Twitter:

¡Los vencimos! El CNE tuvo que retractarse de la sinvergüencería de hacer valer un voto nulo por tres. No se engañen, fue por la presión nacional e internacional. Nunca olviden de lo que son capaces. Por lo pronto, no pudieron robar la elección al CPCCS ¡Hasta la victoria siempre!

Me permito profundizar el análisis del tema por haber defendido la forma correcta de contar el voto nulo para la aplicación del artículo 147, numeral 3, del Código de la Democracia y por estar convencido de que, siendo grave que un expresidente de la República yerre por no entender un tema tan claro y sencillo, más grave sería que entendiendo, se califique de sinvergüencería al acto correcto que fue frustrado por su influencia. El calificativo dado por el expresidente, lo merecían más bien los consejeros del CNE que votaron según sus presiones o directrices y la consejera que preside el organismo, cuya indecisión a lo mejor también estuvo marcada por ellas.

En la condición anterior a las reformas de Dic. 2019–Ene-Feb. 2020, debemos distinguir las diferentes manifestaciones de la voluntad de los electores. Así, los votos de las personas podían ser: válidos completos, combinación de válido y blanco, blanco total y voto nulo. Volver a listas cerradas no solamente resuelve el problema del conteo correcto de los votos, sino que lo elimina. Todos los votos valen uno, por lo tanto, son iguales el número de votos por tal o cual opción y el número de votantes por ellas. El voto entre listas provocaba la diferenciación entre número de votantes y número de votos.

Sin embargo, como hemos señalado, en la elección popular de los miembros del CPCCS o en elecciones similares que podrían plantearse en el futuro, sin listas, el problema subsistiría de no mediar claras disposiciones de cómo contar los votos por parte del CNE, respetando la Constitución.

La asignación de los puestos de consejeros no tiene ningún problema, más bien, el problema surge cuando todos los votos válidos, suma de los votos de todos y cada uno de los candidatos, debe ser comparada con los votos nulos, como en la interpretación más generalizada del numeral 3 del artículo 147 del Código de la Democracia⁴ se requeriría para determinar si cabe o no la anulación de la elección.

Decimos en la interpretación más generalizada, pues la lectura literal del mencionado numeral puede dar lugar a una interpretación diferente. De hecho, juristas de prestigio como el Dr. Juan Pablo Aguilar⁵ y el Dr. José Chalco Salgado⁶ consideran que las tres elecciones para integrar el

⁴ Art. 147 Se declarará la nulidad de las elecciones en los siguientes casos: [...] 3. Cuando los votos nulos superen a los votos de la totalidad de candidatas o candidatos, o de las respectivas listas, en una circunscripción determinada, para cada dignidad.

⁵ Entrevistado por Paulina Rivadeneira.

⁶ En su artículo *Nulo, nulo y nulo*, del 6 de abril de 2019, publicado en Diario El Mercurio.

CPCCS debieron ser anuladas, ya que en cada una de ellas, los votos nulos superaron a la votación de quien obtuvo el mayor número de votos, pues eso significa que los votos nulos superaron a los votos de la totalidad de los candidatos, ya que la redacción de marras no habla de...*totalidad de votos de...sino de...votos de la totalidad de...*

Si así fuera, cada voto válido por el candidato más votado pertenece a un votante que, combinando o no su votación, lo escogió, como también lo hizo el mayor número de los que votaron válido, por eso es el más votado. Por lo tanto, en ese caso, el número de votos de ese candidato debería compararse con el número de votantes que anularon, es decir, contando cada voto nulo con el valor de uno.

La valoración del voto entonces depende de las comparaciones que, entre diferentes tipos de voto, deben realizarse para la aplicación de alguna norma o para una correcta y transparente información de los ciudadanos. De aceptarse la interpretación de los doctores Aguilar y Chalco, el voto nulo habría ganado en las tres elecciones independientes para escoger consejeras, consejeros y consejero de minorías del CPCCS que se realizaron el 24 de marzo de 2019, correspondiendo en consecuencia anular las tres elecciones.

Si bien la lectura literal del numeral 3 del artículo 147 del Código de la Democracia llevaría a esta interpretación de la norma, nos inclinamos por la interpretación que hemos llamado más generalizada, en donde la comparación entre voto nulo, contado como tres votos en las elecciones de consejeras y consejeros y como uno en la de nacionalidades y migrantes, debe hacerse con respecto a la suma de todos los votos válidos. Dos razones que exponemos a continuación nos llevan a esa conclusión.

La primera, anular la elección si el voto nulo supera al más votado, evidenciaría lo exageradamente laxa que resulta la norma para un asunto tan delicado como es **anular una elección**, más aún si la ley no prevé ninguna solución para la mencionada anulación. El artículo 148 del Código de la Democracia, esgrimido por quienes creían que el voto nulo no tenía sentido porque de todas maneras la elección, de ser anulada, debía repetirse, se refiere a un caso muy diferente, lo transcribimos a continuación:

Art. 148.-Si de la nulidad de las votaciones de una o más parroquias o zonas electorales dependiere el resultado definitivo de una elección, de manera que una candidatura se beneficiare en detrimento de otra u otras, el Consejo Nacional Electoral dispondrá, hasta dentro de diez días, que se repitan las elecciones cuyas votaciones fueron anuladas. Los subrayados son nuestros. Evidentemente el artículo 148 no se refiere a la anulación de una elección y peor, como en el caso que nos ocupa, en donde la circunscripción es la nacional, incluidas las de los migrantes.

Para que sobre este asunto no queden dudas, debe conocerse íntegramente la SECCIÓN NOVENA del Código de la Democracia que bajo el título NULIDAD DE LAS VOTACIONES Y DE LOS ESCRUTINIOS⁷ contiene: Art.143.- Se declarará la nulidad de las **votaciones** en los siguientes casos: (6 numerales). Art. 144.- Se declarará la nulidad de los **escrutinios** en los siguientes casos: (3 numerales) y el Art.147.- Se declarará la nulidad de las **elecciones** en los siguientes casos: (3 numerales) El numeral 3 dice: Cuando los votos nulos superen a los votos de la totalidad de candidatas o candidatos, o de las respectivas listas, en una circunscripción determinada, para cada dignidad.

⁷ Los artículos 144, 145 y 146 han sido reformados y el 149, eliminado. Los artículos 147 y 148 que requieren de una reforma, no han sido tocados.

La segunda razón es algo más técnica y la explicamos a la luz de los resultados de las tres elecciones de consejeros del CPCCS. Antes de eso, vale expresar una presunción que creemos podemos considerar fundamentada: dado el atraso en la decisión que debía tomar el CNE sobre la forma correcta de contar los votos nulos y, ante el empate no dirimido por la Presidente del organismo, luego de una fallida consulta al Tribunal Contencioso Electoral, que “dejaba las cosas como estaban”, sumada a la errada interpretación de que si la elección se anulaba “en diez días debía repetirse”, la inclinación de los electores por esa forma de manifestar su desacuerdo con la existencia del CPCCS, presumimos que se vio frenada por la preocupación de que al minimizar el voto nulo, como lamentablemente se venía y se continuaría haciendo, el triunfo de esta forma legítima y democrática de pronunciamiento sería casi inalcanzable.

Así, el de todas maneras significativo pronunciamiento por el voto nulo, no creemos haya sido una expresión de rechazo a las 11 candidatas en el caso de la elección de consejeras, ni a los 28 candidatos en el caso de consejeros, ni tampoco a los cuatro candidatos en la elección de consejero de nacionalidades y migrantes. Si algo hubo, fue más bien un desconocimiento por parte del electorado de esos candidatos, es decir, consideramos que más bien fue el rechazo a la existencia misma de ese desprestigiado organismo.

Los siguientes números pueden sustentar estas opiniones: el porcentaje de votantes que consignaron su voto como nulo fue bastante similar en las tres elecciones: 23,81% en la de Hombres, 22,66% en la de Mujeres y 21,97% en la de Nacionalidades y Migrantes, esto nos habla de un rechazo a un nivel similar en las tres elecciones; sin embargo, la relación entre el número de votantes por el nulo (2'434.930) y el de votos por la candidata más votada entre las mujeres (2'362.757) es 1,0305, es decir apenas un 3,05% más. En el caso de nacionalidades y migrantes los números son respectivamente 2'357.313 y 2'309.296 que da una relación de 1,0208, tan solo un 2,08% más; en cambio, en el caso de los consejeros varones, los nulos son 2'557.768 y el más votado solo tiene 962.046 votos con una relación de 2,6587, es decir, un 165,87% más. La explicación está en el alto número de candidatos para la elección de consejeros varones. Ciertamente que en los otros dos segmentos hay también considerable diferencia en el número de candidatos: 11 en las mujeres y 4 en las nacionalidades y migrantes, pero hay una explicación estadística, que la expondremos luego.

La tabla que se presenta a continuación ha sido elaborada de acuerdo a la información de la página del CNE.

Tabla 1. Elecciones de Consejeras, Consejeros y Consejera Representante de las Nacionalidades y de los Migrantes del 24 de marzo de 2019

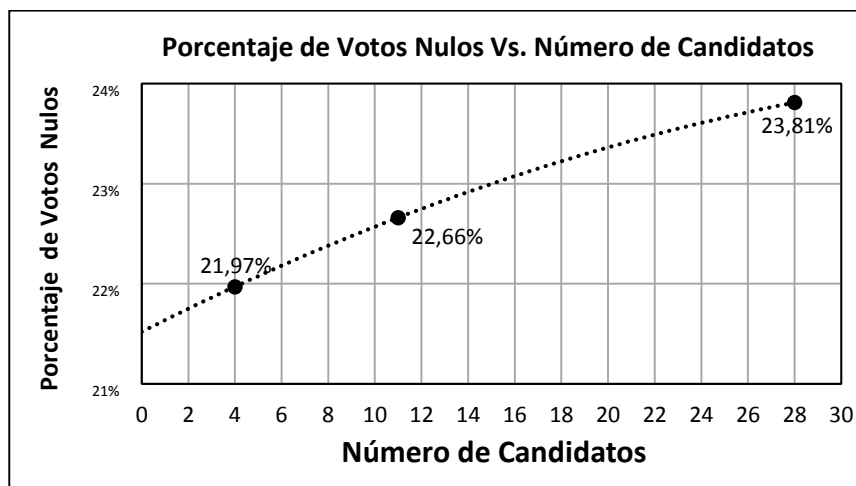
Segmento	Sufragantes	Nulos	Porcentaje	Blancos	Porcentaje
Mujeres	10'744.266	2'434.930	22,66%	2'320.511	21,60%
Hombre	10'743.785	2'557.768	23,81%	2'485.014	23,13%
Nac. y Mig.	10'728.767	2'357.313	21,97%	2'329.227	21,71%

Segmento	Con más votos	Valor Estándar	Nulos/más votos
Mujeres	2'362.757	2,226	1,0305
Hombre	962.046	2,322	2,6587
Nac. y Mig.	2'309.296	1,484	1,0208

Las pequeñas diferencias en los porcentajes de votos nulos en las tres elecciones quizá se deban más a la incidencia del voto nulo no intencional ante una papeleta de 28 candidatos contra otra de 11 y otra de 4, que de una verdadera intencionalidad mayor por el voto nulo en la elección de consejeros varones que en las otras dos.

En el siguiente gráfico se puede visualizar esto: los números de candidatos en cada una de las tres elecciones, cuatro, once y veintiocho, que constan en abscisas y los porcentajes de votos nulos en ordenadas. El incremento de candidatos pudo influir en el incremento del voto nulo.

Figura 1. Elecciones del CPCCS de marzo de 2019. Número de candidatos en cada elección y porcentajes de votos nulos correspondientes.



El valor estándar de la votación de un candidato cualquiera se define como el cociente, cuyo numerador es la diferencia entre el número de votos de ese candidato y la media aritmética de los votos de los candidatos de su grupo y como denominador, la desviación típica o desviación estándar de esas votaciones. Comparar el valor estándar es la manera objetiva de hacer comparaciones entre los votos de los candidatos de dos elecciones diferentes, por ejemplo, de los más votados en cada una de ellas. El valor estándar de la votación del candidato hombre más votado es 2,322, poco mayor a 2,226 que corresponde a la candidata mujer más votada; esto nos dice que siendo mayor el del hombre más votado, resulta bastante similar al de la mujer que obtuvo el favor mayoritario de los electores, no así el de la consejera electa por las nacionalidades y migrantes que resulta bastante menor, 1,484. Aquí está la explicación estadística de la que antes hablábamos, la votación absoluta de la candidata más votada de nacionalidades y migrantes (2'309.296) es muy cercana a la de la más votada del segmento de consejeras mujeres (2'362.757), pero con un número menor de candidatos, lo que hace bastante menor su valor estandarizado.

El análisis de este tema tiene todavía una complicación algo mayor, hay una tendencia, estadísticamente significativa a una disminución del número de votos de los candidatos – especialmente a consejeros varones- a medida que su posición en la papeleta se aleja del primer lugar. Este hecho sería inclusive causa de una distorsión en la determinación del valor estándar de cada votación al que hemos hecho referencia. Estas complejidades, estadístico-matemáticas, dan cuenta de lo ingenuas que resultan comparaciones, directas y sin más, entre los números de votos de la candidata más votada y del candidato más votado, por ejemplo.

Analicemos a detalle el caso de la elección de consejeros varones. Primero y para poder hablar correctamente de porcentajes y realizar las comparaciones que se requieran, es necesario determinar unívocamente el total de votos. Si el total de votantes es 10'743.785, la Constitución, para el buen entendedor, al disponer que todos los votos son iguales, establece que para la elección de 3 consejeros del CPCCS hay un total de $3 \times 10'743.785 = 32'231.355$ votos. Ese número de votos debe ser igual a la suma de los votos válidos, más los votos blancos y más los votos nulos.

Al poder escoger un número menor al de dignidades en disputa, nunca mayor sin anular el voto, hemos visto que lo correcto es considerar que existen votos blancos que los llamamos parciales. Con la forma actual de realizar el escrutinio no es posible distinguir estos votos de manera directa, pero sí indirecta. El número de votantes que escogieron por lo menos un candidato es igual al total de votantes menos los que dejaron en blanco toda la papeleta y menos los que anularon el voto, voluntaria o involuntariamente, esto es: $10'743.785$ (total de votantes) $- 2'485.014$ (blancos totales) $- 2'557.768$ (nulos) $= 5'701.003$.

Si estos 5'701.003 electores hubieran escogidos todos a tres candidatos, como era su derecho, el total de votos válidos habría sido $5'701.003 \times 3 = 17'103.009$, pero ese total, suma de los votos obtenidos por todos los candidatos, es únicamente 13'527.910. La diferencia se debe a que varios electores no escogieron tres candidatos, sino solamente uno o dos, por lo tanto, el número de votos blancos parciales resulta $17'103.009 - 13'527.910 = 3'575.099$, que sumados al número de blancos de toda la papeleta que es igual a $2'485.014 \times 3$, da un total de 11'030.141 votos blancos. El número de votos nulos es $2'557.768 \times 3 = 7'673.304$ y en general es igual al número de electores que votaron nulo multiplicado por el número de dignidades en disputa.

Entonces el número total de votos 32'231.355 (100%) es igual a la suma de los votos válidos 13'527.910 (41,97%) más los votos blancos 11'030.141 (34,22%) más los votos nulos 7'673.304 (23,81%), evidenciando este último porcentaje la misma información que trae el CNE, es decir el porcentaje de votos nulos es exactamente igual al porcentaje de electores que optaron por esta opción, lo cual es lo democrático, esa es la única forma de respetar la voluntad del elector. Pero claro, lo que el CNE contó como votos nulos no fueron los 7'673.304, sino únicamente 2'557.768 porque, según el expresidente Correa (2019), "El CNE tuvo que retractarse de la sinvergüencería de hacer valer un voto nulo por tres" ¡Qué ironía!

El verdadero porcentaje de votos blancos (34,22%) es mayor que el reportado por el CNE (23,13%) porque en ese reporte no se contabilizan los blancos parciales que son expresa voluntad de no escoger todos los candidatos a los que se tiene derecho. Lógicamente, el porcentaje correspondiente a los votos válidos, que tampoco reporta el CNE, pero que según su información sería $100\% - 23,13\%$ (Blancos) $- 23,81\%$ (Nulos) $= 53,06\%$, es en realidad únicamente $41,97\% = 100\% - 34,22\% - 23,81\%$ que naturalmente coincide con el porcentaje que corresponde al total de votos válidos 13'527.910 respecto al total de votos 32'231.355 que es el 100%.

Al comparar el número total de votos no válidos: blancos y nulos, con los votos válidos, en la elección de consejeros hay más votos no válidos, blancos más nulos, 18'703.445(58,03%) que votos válidos 13'527.910 (41,97%). Pero lo que deberíamos comparar para la posible aplicación del numeral 3 del artículo 147 del Código de la Democracia es el número de votos nulos con el total o suma de votos válidos: en el caso de la elección de consejeros hombre, esos números son: 7'673.304 y 13'527.910 respectivamente, es decir los votos nulos no superan al total de votos válidos o la suma de los votos de los candidatos. En realidad, los nulos resultan un 56,72% en relación a los válidos, o por cada 100 votos válidos hay un poco menos de 57 votos nulos.

Con el 100% de actas procesadas, los votos no válidos en la elección de consejeras del CPCCS también resultan más que los válidos; esto es, 18'787.630 (58,29%) contra 13'445.168 (41,71%). De los no válidos, los nulos son 7'304.790 (22,66%) y los blancos 11'482.840 (35,62%). Este total de blancos es igual a la suma de los 2'320.511x3 blancos de toda la papeleta + 4'521.307 blancos parciales. En este caso, los votos nulos representan el 54,33% en comparación con los válidos, un poco menos que en el caso de los consejeros.

En la elección del representante de nacionalidades y de migrantes, en cambio, el número de votos válidos sí es mayor al de votos no válidos con el siguiente detalle: votos válidos como suma de los votos de los cuatro candidatos 6'038.783 (56,29% respecto al total de votantes) votos no válidos 4'686.540 (43,68%) igual a la suma de 2'329.227 votos blancos (21,71%) y 2'357.313 votos nulos (21,97%). En esta elección, por tratarse de una sola consejería en disputa, evidentemente no hay votos blancos parciales.

La suma de votos por los cuatro candidatos es 6'038.783, en cambio el total de votantes menos los votos blancos y menos los votos nulos es 6'042.227; hay una diferencia de 3.444 votos por inconsistencias que el CNE reporta como que han sido desvanecidas, esos 3.444 votos representan un 0,03% respecto al total de votantes.

La comparación para analizar la aplicabilidad o no del tercer numeral del artículo 147 del Código de la Democracia confirma que tampoco el número de votos nulos supera al de válidos, en este caso, los nulos son el 39,04% con relación al total de válidos, es decir, menor que en las elecciones de consejeras y consejeros; explicable por la no existencia de votos blancos parciales que hemos referido.

En la mayor parte de veces no estaremos ante la disyuntiva de anular o no una elección, a pesar de ello, la transparencia en la información que el CNE debe dar a la ciudadanía será siempre necesaria.

Si se considera que los pronunciamientos de rechazo del electorado, manifestado en una elección, deben dar lugar a la anulación de la misma, se debería redactar la norma evitando en todo lo posible las ambigüedades y sobre todo la ley debe señalar, también claramente, cual es la alternativa a esa anulación. Ahora se han reformado los artículos 144, 145 y 146 y se ha eliminado el 149, en cambio los artículos 147 y 148 han quedado intactos, siendo quizá los que más requerían cambios: una enmienda en el caso del 147 para corregir la redacción y una compleción en el caso del 148, pues se indica cómo proceder cuando hay la anulación de una votación, pero no qué hacer cuando se anula una elección.

Un tema interesante, pero con implicaciones de estadística matemática algo mayores, es el de la tendencia a la disminución de la votación en la medida en que los nombres de los candidatos constaban en la papeleta en lugares secundarios, es decir una influencia ajena a la simpatía o calidad de los candidatos. Si los 28 candidatos ocuparon las posiciones 1, 2, 3...27, 28, es interesante analizar si esa posición influyó o no en su votación. La Estadística nos ayuda a contestar categóricamente que sí, especialmente en este segmento de la elección del CPCCS. Los números que dan cuenta de estos hechos, así como gráficos que harán más entendible el significado de esos números serán incorporados en el Apéndice 4.

Un comentario final al tema de la elección del CPCCS de 2019, se refiere a lo señalado en *Reforma electoral 2020 y sistemas electorales nacionales y locales: igualdad, proporcionalidad y paridad* por

Richard Ortiz⁸, quien señala algunas irregularidades dadas en esta elección, entre otras que el CNE decidió dividir ilegalmente las tres listas en tres papeletas separadas.

En efecto, la Ley Orgánica Reformatoria a la LOCPCCS, en la primera parte del artículo 10 dice:

Art. 10.- Sustitúyese el artículo 32, por lo siguiente:

Art. 32. De las listas y de **las papeletas** electorales.

El Consejo Nacional Electoral, para los comicios, elaborará **una** papeleta con tres listas electorales: una de mujeres; una de hombres; y, una de pueblos y nacionalidades indígenas, afroecuatorianos o montubios y de ecuatorianos en el exterior, en la que se observará la alternancia de género. El orden de ubicación en **las papeletas** se establecerá mediante sorteo.

Resulta, sin embargo, incomprensible que para tres elecciones, sin duda independientes, los legisladores hayan dado la disposición de marras. Si lo correcto hubiera sido “elaborar una papeleta con tres listas electorales”, debían referirse también a que “El orden de ubicación en la papeleta se establecerá mediante sorteo” y no “en las papeletas”.

El no haber seguido en forma estricta lo absurdo de la ley en este asunto de forma, impidió una complicación mayor en las tres elecciones independientes. Reconozco que fue ilegal pero necesario.

Más grave nos parece la “falta de reglas para el conteo de votos nulos” que es otro de los comentarios de Richard Ortiz, es más, consideramos que no se trataba siquiera de falta de reglas: mal puede una nada transparente manera de informar sobre los votos nulos y blancos que venía utilizando el CNE y convertida en costumbre consuetudinaria, contradecir lo que dispone la Constitución: la igualdad como una característica del voto establecida en el artículo 62 y un principio establecido en el artículo 116.

Lo que ocurrió en el CNE es digno de Ripley, como lo señalamos, una consejera y un consejero que no entendieron o recibieron y aceptaron cumplir órdenes interesadas, votaron porque los votos nulos y blancos valían uno y los votos válidos tres, en dos de los tres segmentos en esta elección, consolidando lo que ya venía haciendo el CNE, restar la importancia al voto nulo y al voto blanco, desde tiempo atrás. Esta flagrante inconstitucionalidad se dio, también lo hemos señalado, porque quien preside el organismo se abstuvo de dirimir, como le correspondía, el empate al que el tratamiento del tema había llevado, dejando las cosas “como estaban”. Por lo tanto, no hay necesidad de reformar la ley para corregir la torpeza que cometió el CNE en marzo de 2019, solamente se trata de entender que uno no es igual a tres y respetar la Constitución.

En cuanto a la calificación de candidatos que no cumplían los requisitos, Ortiz tiene toda la razón, sin embargo, sin minimizar la responsabilidad del CNE que debía hacer una revisión exhaustiva de la documentación de los candidatos, la evidente mala fe con la que actuaron algunos de los postulantes que resultaron calificados y luego fueron elegidos, llevó al CNE, por

⁸ Richard Ortiz. *Reforma electoral 2020 y sistemas electorales nacionales y locales: igualdad, proporcionalidad y paridad*. Las reglas de elección del CPCCS descritas fueron aplicadas por primera vez en las elecciones de marzo de 2019. En este proceso ya se dieron varias irregularidades, como la decisión del CNE de dividir ilegalmente las tres listas en tres papeletas separadas; la falta de reglas para el conteo de los votos nulos en un sistema de voto personalizado; y, la calificación de candidatos que no cumplían los requisitos.

omisión, a cometer una irregularidad que no debe volver a repetirse: la elección del más votado en la elección de consejeros y que luego fuera elegido presidente del CPCCS y posteriormente destituido es una muestra de esta irregularidad, la inscripción de su candidatura fue, sin duda, irregular.

4. Proporcionalidad y método de distribución de escaños

El tema del método de distribución o asignación de escaños en elecciones pluripersonales y, en mi opinión, la indudable conveniencia de la reforma que fue publicada en el Registro Oficial N°134 del 3 de enero de 2020, lo desarrollaremos a continuación⁹:

Los métodos de divisores impares y divisores naturales, el primero utilizados en la legislación electoral ecuatoriana para la elección de asambleístas nacionales y el segundo para las demás elecciones pluripersonales, han sido motivo de una de las reformas más importantes que consta en el Registro Oficial N°134 del 3 de enero de 2020. En efecto, el Art. 73 de la ley Reformativa sustituye el Art. 164 de la LOEOP estableciendo como único método de asignación de escaños el método de divisores impares conocido también como método Webster, pero que en estricta justicia más bien debería llamarse método Sainte Laguë.

Cabe señalar que este importante cambio, para el que parecía se había alcanzado un consenso desde hace algún tiempo, pudo tener un tropiezo y estuvo en riesgo de no cristalizarse por el desconocimiento (de algunos actores) del real funcionamiento de los métodos en discusión y por el interés de los miembros de partidos o movimientos políticos que seguramente calculan que en el futuro podrían beneficiarse de la aplicación del método D'Hondt o de divisores naturales.

En efecto, dentro y fuera de la Asamblea aparecieron voces que condicionaban el cambio de método a la eliminación de la división en distritos de las circunscripciones de las tres provincias más grandes. Se decía que el método Webster funciona bien en circunscripciones grandes y no así en las pequeñas y que en ellas da lo mismo utilizar uno u otro método... en fin, se decían algunas cosas que no solamente eran inexactas, sino que aseguraban todo lo contrario de lo que en realidad sucede.

Lamentablemente, esas voces, entre ellas las de algunos ex miembros del antes llamado Tribunal Supremo Electoral, resultaron dignas de crédito en algunos medios y lo más grave, en la Asamblea Nacional, poniendo en duda no solamente la conveniencia de cambiar el método, sino que una vez que se dio el cambio a pesar de no haberse eliminado la división en distritos, fue quizá (especulamos) la principal motivación que tuvo el Presidente Moreno para cometer el error de incorporar, en el veto parcial, la eliminación de dicha división.

El significado de lo que algunos de esos “expertos” señalaban es que si había tres circunscripciones: de 20, 16 y 9 escaños en las tres provincias mayores, en lugar de diez (seis distritos de 5 escaños, cuatro en Guayas, uno en Pichincha y uno Manabí; tres de 4 escaños, dos en Pichincha y uno en Manabí; y, uno de 3 escaños en Pichincha, manteniendo la distribución en las restantes veintiún circunscripciones provinciales que totalizan 71 escaños según el censo de 2010) entonces sí, reemplazar el método de divisores naturales por el de divisores impares resultaba relevante, en caso contrario, no. Pero este error implica que el método de divisores impares funciona mejor que el de divisores naturales cuando las circunscripciones son grandes y que da lo mismo uno u otro método cuando las circunscripciones son pequeñas.

Podríamos decir que lo primero no es falso, el método conocido como Webster funciona mejor que el conocido como D'Hondt en circunscripciones grandes, pero no solo en grandes, sino

⁹ Nuestra opinión difiere de la de Richard Ortiz, quien califica de ambivalente esta reforma en *Reforma electoral 2020 y sistemas electorales nacionales y locales: igualdad, proporcionalidad y paridad*.

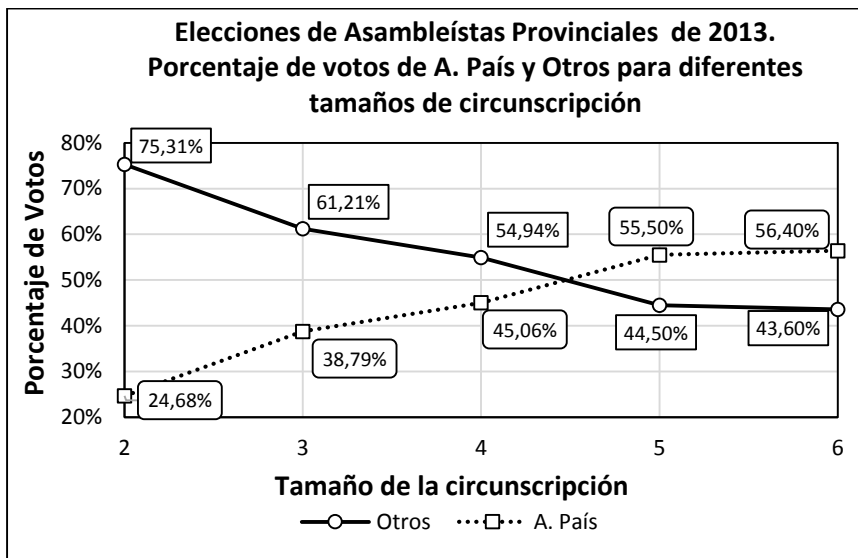
en general en grandes, medianas o pequeñas, con excepción de comportamientos del electorado en los que las asignaciones pueden coincidir con esos dos o con más métodos. Las coincidencias o similitudes altas pueden ser más frecuentes en las circunscripciones muy pequeñas (2 escaños, por ejemplo), pero debido a que en este caso solamente puede haber dos distribuciones posibles (2, 0, 0...) y (1, 1, 0...), es decir, dos escaños a la lista más votada y cero a las demás o un escaño a cada una de las dos listas más votadas y cero a las demás. Si comparamos las distribuciones con los métodos Hare, Webster y D'Hondt, sea cual sea el comportamiento electoral, por lo menos con dos de esos tres métodos habrá necesariamente coincidencia; y con algunos comportamientos como los del electorado de nuestras provincias más pequeñas, no resultan raras las coincidencias con los tres métodos, asunto que ha llevado a las conclusiones erradas (antes mencionadas) con relación a las características generales de los métodos. Sin embargo, la diferencia de funcionamiento, mejor con Webster que con D'Hondt, es sin duda mucho más significativa en las circunscripciones pequeñas, lo que hacía más necesario e indispensable el cambio, habida cuenta de que 33 de los 35 distritos electorales para las elecciones legislativas son considerados pequeños, exceptuando únicamente el distrito de asambleístas nacionales (15), considerado grande, y el de la provincia de Los Ríos (6) que se considera mediano.

Lo que puede ocurrir y de hecho sucede en nuestro país, es que el comportamiento del electorado es tal que por coincidencia, como lo demostraremos, en las circunscripciones más pequeñas con solo dos escaños asignados: cinco de la región Oriental y la provincia de Galápagos, ese comportamiento refleja un equilibrio entre las dos mayores fuerzas políticas de la región, a diferencia de la marcada hegemonía de una de ellas en el resto del país.

Ese equilibrio, que se da justo en la región con las circunscripciones menores, genera asignaciones coincidentes: un escaño para cada una de las dos fuerzas mayores en las seis circunscripciones, con los dos métodos e inclusive con el método Hare que algunos promovían.

Posiblemente, este hecho desorientó a los analistas que pensaron que esa era la regla en circunscripciones pequeñas y no el resultado del particular comportamiento electoral. En estas circunscripciones no solamente no hubo la hegemonía abrumadora del movimiento Alianza País, registrada en las demás circunscripciones, sino que en varias de ellas ni siquiera fue la primera fuerza, sino la segunda. Esta circunstancia se evidencia en la siguiente figura.

Figura 2. Elecciones de Asambleístas Provinciales de 2013. Porcentaje de votos de A. País y otros para diferentes tamaños de circunscripción.



En las elecciones de 2013, la hegemonía del movimiento Alianza País, que al momento de aprobar la ley era el oficialista, es notoria en circunscripciones o distritos de magnitud mayor o igual a tres, especialmente las de cinco y seis, como se aprecia en la figura en donde para cada tamaño de circunscripción se presentan los porcentajes de votos de Alianza País y del resto de partidos agrupados como Otros.

Mientras en las de tamaño dos, la votación de los otros partidos más que triplica la de este movimiento: 75,32% contra 24,68%, para el tamaño tres resulta solo de 61,21% a 38,79% y para cuatro escaños de 54,94% contra 45,06%, siendo menor que la de la lista oficialista para los tamaños cinco y seis.

Esta fuerte hegemonía en las elecciones de 2013, atenuada en 2017, benefició en forma desproporcionada al movimiento oficialista con la aplicación del método de divisores naturales o D'Hondt. Este beneficio le significó alcanzar, en el culmen de la "governabilidad", una mayoría calificada en la Asamblea Nacional, que a su vez le permitió realizar reformas constitucionales sin que medie la consulta popular que correspondía, calificando las reformas como enmiendas en 2013 y obtener una mayoría simple en 2017, mayoría que se partió por acusaciones de traición y corrupción entre partidarios de los dos anteriores gobernantes. No podemos dejar de mencionar que algunas de esas reformas constitucionales, especialmente la reelección indefinida, fueron eliminadas en consulta popular como correspondía. La referencia viene al caso porque da cuenta de que la "governabilidad", por muy deseable que sea para sus beneficiarios, no siempre es democrática y, como señala Dieter Nohlen (2016), "cuando hay mucha desproporcionalidad entre votos y escaños, eso muchas veces está considerado como problemático y puede generar fuerte crítica al sistema electoral" (pp. 22, 23).

Siempre que se privilegie la proporcionalidad a la gobernabilidad, como lo hace nuestra Constitución, mejor será el funcionamiento del método de divisores impares que el de naturales; y si eso es cierto, todavía más en las circunscripciones pequeñas. Eso es lo que se evidencia analizando las Tablas 2, 3 y 4 que se presentan a continuación:

Tabla 2. Elecciones de Asambleístas Provinciales en febrero de 2013 Ecuador. Con D'Hondt.

Con el método D'Hondt	Total Escaños	Alianza País		Otros		Votos en %	
						Alianza País	Otros
Circunscripciones con 3 o más escaños	104	80	76,92%	24	23,08%	51,22%	48,78%
Circunscripciones con dos escaños	12	6	50,00%	6	50,00%	24,68%	75,31%
Total	116	86	74,14%	30	25,86%	50,74%	49,26%

Tabla 3. Elecciones de Asambleístas Provinciales en febrero de 2013 Ecuador. Con Webster.

Con el método Webster	Total escaños	Alianza País		Otros		Votos en %	
						Alianza País	Otros
Circunscripciones con 3 o más escaños	104	64	61,54%	40	38,46%	51,22%	48,78%
Circunscripciones con dos escaños	12	6	50,00%	6	50,00%	24,68%	75,31%
Total	116	70	60,34%	46	39,66%	50,74%	49,26%

Tabla 4. Elecciones de Asambleístas Provinciales en febrero de 2013 Ecuador. Con Hare.

Con el método Hare	Total escaños	Alianza País		Otros		Votos en %	
						Alianza País	Otros
Circunscripciones con 3 o más escaños	104	60	57,69%	44	42,31%	51,22%	48,78%
Circunscripciones con dos escaños	12	6	50,00%	6	50,00%	24,68%	75,31%
Total	116	66	56,90%	50	43,10%	50,74%	49,26%

Los resultados con D'Hondt son los que se aplicaron en las elecciones de 2013 y con Webster y Hare los que se habrían obtenido si esos hubieran sido los métodos en vigencia, es decir, con una simulación simple. El diferente comportamiento del electorado, en cuanto a la mayor o menor hegemonía del movimiento oficialista, entre las circunscripciones con asignación de tres o más escaños respecto a las de dos, se evidencia en los porcentajes de votos de dicho movimiento en cada uno de esos segmentos: 51,22% en las circunscripciones con tres o más escaños asignados y únicamente 24,68% en las seis circunscripciones más pequeñas.

Los porcentajes de escaños obtenidos por el movimiento mayoritario, Alianza País, en las circunscripciones con tamaño mayor o igual a tres (Sierra, Costa y Sucumbíos) son, con los tres métodos, mayores a los obtenidos en las circunscripciones con tamaño dos. Con D'Hondt 80

de 104 escaños y 6 de 12 respectivamente o 76,92% y 50%; con Webster 64 de 104 escaños en las circunscripciones mayores y 6 de 12 en las circunscripciones menores o 61,54% y 50%; y con Hare 60 de 104 en las mayores y 6 de 12 en las menores o 57,69% y 50%.

Es decir, con los tres métodos las asignaciones a Alianza País y a los otros partidos son las mismas en las circunscripciones pequeñas, de solo dos escaños en disputa, pero son más altas y mayores con D'Hondt, Webster y Hare, en ese orden, en las circunscripciones de tamaños mayores o iguales a tres.

Asumir ese hecho como que en las circunscripciones menores (dos escaños en disputa) los resultados son independientes del método es un error que quizá puede entenderse pero no justificarse, especialmente en “analistas” que realizan declaraciones públicas para orientar a la ciudadanía. Es el comportamiento diferente del electorado en los dos segmentos el que provoca esta aparente independencia del método en el segmento de circunscripciones más pequeñas.

Este error, lamentablemente, resulta más generalizado de lo que podíamos esperar y podría ser la causa para que quienes no tienen un acercamiento claro al funcionamiento matemático de los métodos, lo repitan sin beneficio de inventario, quizá porque lo escucharon en algún lado o porque lo leyeron en algún informe producido por investigadores del análisis de sistemas electorales del extranjero.

El siguiente ejemplo es muestra de ello.

En el **INFORME SOBRE LA REFORMA DEL SISTEMA ELECTORAL**, en España, presentado a la Comisión de Estudios del Consejo de Estado en diciembre 2008, de **JOSÉ RAMÓN MONTERO**, Catedrático de Ciencia Política Universidad Autónoma de Madrid y por PEDRO RIERA, de la Universidad de California en San Diego y Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales, se dice:

Por lo demás, la fórmula D'Hondt tiene una bien conocida tendencia a favorecer en mayor medida a los partidos grandes y a castigar con mayor dureza a los partidos pequeños, sobre todo si son de ámbito nacional (Benoit 2000: 384). Pero debe de nuevo recordarse que sus efectos están en función de la magnitud de la circunscripción en la que se aplique. En los distritos grandes (como Madrid y Barcelona) y en los pequeños (no ya sólo en los uninominales como Ceuta y Melilla, sino también en los que distribuyen, por ejemplo, dos escaños, como Soria, o tres, como Guadalajara), la fórmula D'Hondt no afecta apenas a la proporcionalidad electoral: sus efectos no se diferencian significativamente de los que tendrían otras fórmulas (proporcionales en el primer caso, mayoritarias en el segundo). Su influencia resulta intensa cuando se aplica en el rango medio de las magnitudes de distrito, esto es, en circunscripciones de entre 6 y 9 escaños. Si se recuerda la configuración de la mayor parte de las circunscripciones españolas, no es extraño que el preámbulo del Decreto-ley de 1977 subrayara el hecho de que la fórmula D'Hondt supone «un poderoso corrector del excesivo fraccionamiento de las representaciones parlamentarias. (pp. 377 y 378)

Mientras que, en **Cuatro décadas del sistema electoral español, 1977-2016**, José R. Montero y Carlos Fernández Esquer, en *Política y Gobernanza. Revista de Investigaciones y Análisis Político*. En enero-junio 2018, es decir, más de 9 años después: de diciembre 2008 a enero-junio 2018, se repite la cita aquí transcrita, casi textualmente. Después de ámbito nacional ya no se hace referencia a Benoit y se continúa con un pequeño cambio “Pero sus efectos dependen de la magnitud de la circunscripción”, en lugar de “Pero debe de nuevo recordarse que sus efectos están en función de la magnitud de la circunscripción en la que se aplique”, se continúa con “En los distritos grandes (como Madrid y Barcelona) y en los pequeños (como Teruel), sus efectos no se diferencian, o lo hacen poco, de los que tendrían otras fórmulas proporcionales. Pero

su influencia es intensa cuando se aplica en el rango medio de las magnitudes de distrito, esto es, en circunscripciones de entre 6 y 9 escaños” (p. 14). En el ejemplo de los pequeños se sustituyen Soria y Guadalajara por Teruel y se eliminan los uninominales de Ceuta y Melilla.

Hasta la cita a Benoit lo que se dice es correcto, aceptando la acepción de fórmula como un procedimiento o método, en este caso para la asignación de escaños. A continuación, advierte que nos acordemos que los efectos del método D’Hondt dependen de la magnitud de la circunscripción en la que se aplica, aseveración errada a nuestro entender y que debía ser sustituida por una que señale más bien que dependen del comportamiento electoral, el mismo que se supone es eminentemente variable, en caso contrario no se requeriría hacer elecciones periódicamente. En lo que se refiere a Madrid y Barcelona con circunscripciones de tamaño 37 y 32 respectivamente, es decir muy grandes, asegura que el método apenas afecta la proporcionalidad electoral, y que los efectos no se diferencian significativamente de otras fórmulas; sin embargo, dependiendo del comportamiento electoral, podríamos tener diferencias significativas en las distribuciones que se generan con otros métodos, especialmente porque con un método como Webster se incrementaría el número de listas que alcanzan por lo menos un escaño. El que en unas circunstancias definidas no se hayan registrado diferencias significativas no implica que, en general, en circunscripciones grandes, da lo mismo uno u otro método.

En lo que se refiere a las circunscripciones pequeñas se asegura igual cosa, no habría diferencias significativas en los resultados con uno u otro método. En esta aseveración nuevamente no se toma en cuenta para nada el hecho de que el principal factor para la asignación de escaños es el resultado electoral. Asignar características a un método, quizá por uno o más resultados empíricos es una generalización explicable en una equivocada aplicación de la inducción, no justificada en un tema en donde, como veremos, sí es posible demostrar lo contrario.

Juzgar las características de un método por los resultados correspondientes a un comportamiento electoral particular no tiene sentido. Argumentar que se trata de la aplicación del método en España, no dejaría de sustentarse en un número corto de ejemplos; y, lo más importante, muy poco útil: serviría para describir lo que ocurrió en el pasado, pero de ninguna manera para alertar sobre lo que puede seguir ocurriendo, y ese es el problema, serviría sobre todo para perennizar un método que a todas luces genera distribuciones muy poco proporcionales, asunto reconocido casi universalmente.

Lo que sí se le reconoce al método es que puede contribuir a la gobernabilidad, asunto que por supuesto tiene sus límites, cuando se abusa con la generación de distribuciones altamente desproporcionales, la reacción popular puede dar al traste con la tan ansiada gobernabilidad, pero no solo eso, como las realidades son cambiantes, puede ocurrir lo que pasó en Venezuela en diciembre de 2015, la oposición resultó la beneficiaria del método y la defensa de la gobernabilidad obligó al régimen a elegir una asamblea paralela, pero claro, ahí ya resulta muy difícil hablar de democracia.

Otra ventaja del método D’Hondt, puesta de manifiesto en la última parte de la transcripción, es la capacidad de fomentar las coaliciones, pues supone un poderoso corrector del excesivo fraccionamiento de las representaciones parlamentarias como también se señala. En teoría no hay duda de que es así, aunque en muchas situaciones prácticas no se haya tenido ese efecto.

Si se entiende cómo funcionan los métodos, por lo menos entre los dirigentes políticos, un método que favorece a las mayorías en detrimento de las minorías casi obligaría a buscar las coaliciones; sin embargo, en democracias muy débiles como las de Ecuador esto, que parece lo más lógico, no dio el resultado que se podía haber esperado, al menos entre las elecciones de asambleístas provinciales de 2013 y 2017. Con la aplicación del método D’Hondt, se pasó de

303 listas en los 31 distritos en 2013 a 384 listas en 2017 (Estrella, 2018, p. 141). En este punto debemos reconocer que, una vez producido el cambio de método, esta proliferación de movimientos y partidos ha continuado en forma preocupante, el número de listas en los 31 distritos provinciales en las elecciones de 2021 subió a 473.

Ese incremento no sería causado por el desconocimiento de los dirigentes políticos, creemos que son otras medidas, como la de asignar fondos públicos para las campañas las que pueden haber estado fomentando estas que, en muchos casos, no son más que aventuras nada serias. Pero es cierto que también hay pequeños movimientos provinciales, con votaciones apenas localistas, que llegan a obtener algunos escaños, constituyéndose quizá en fuerte motivo para ser emulados.

Cuando en un sistema electoral se da una fuerte proliferación de partidos y movimientos, como la señalada en Ecuador en 2013, 2017 y 2021, es interesante presentar estadísticas con los resultados electorales de los partidos mayoritarios y con los de “Otros”. Estos “Otros” se entiende como el conjunto de todos los demás que, por su votación y por el número de escaños que captan, resultan menos importantes. Sin embargo, hacerlo así y no distinguir, entre los “Otros”, los “Otros que consiguieron representación” y los “Otros que no consiguieron representación”, puede dar una idea equivocada de algo que resulta importante, la captación de escaños habiendo obtenido muy pocos votos, a lo que nos referíamos en el párrafo anterior.

En las elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador en 2013, por ejemplo, los clasificados como “Otros” obtuvieron un 26,61% de los votos y solamente un 8,62% de escaños pero, mientras los “Otros con representación” que tuvieron apenas el 2,34% de los votos (menos de la décima parte del total de “Otros”), son los que obtuvieron esos 10 escaños que significan el 8,62% del total de asambleístas provinciales que es 116, el restante 24,27% de votantes, los “Otros sin representación” evidentemente no obtuvieron nada.

Si en lugar de aplicar el método D’Hondt se hubiera aplicado Webster, los números cambian significativamente con relación a estos dos grupos. Los “Otros” siguen con el 26,61% de los votos, pero algunos de ellos, que no accedieron a escaños con D’Hondt, sí lo hacen con Webster, por lo tanto, el porcentaje de estos votantes que sí tienen representación pasa de 2,34% a 5,66% y el porcentaje de escaños obtenidos de 8,62% a 14,66%. Los otros que tampoco obtienen representación con Webster son el 20,95% de los votantes.

La asignación de fondos públicos para el financiamiento de las campañas electorales y el éxito de alcanzar escaños con muy pocos votos, explicarían la extremada fragmentación del sistema electoral ecuatoriano, fragmentación que ni la aplicación del “poderoso corrector del excesivo fraccionamiento de las representaciones parlamentarias” pudo revertir.

Medidas como obligar a la devolución parcial de los fondos públicos de campaña a los partidos o movimientos que no alcancen un mínimo de votación, parte de las últimas reformas a nuestro sistema electoral, entendemos morigerará esas ganas de aventura, figuración y afanes crematísticos. Si esto es cierto, no lo es menos que, el limitar la postulación de candidaturas únicamente a partidos o movimientos nacionales, fortalecería estos partidos y ayudaría a eliminar cacicazgos provinciales y la proliferación de movimientos sin casi ninguna significación.

Antes de centrarnos en las circunscripciones pequeñas veamos que, lo dicho sobre Madrid y Barcelona, quizá no se aleja de la verdad, tanto porque efectivamente se trata de distritos muy grandes, como porque en ellos es menor la influencia en la desproporcionalidad del método D’Hondt o de cualquiera de los otros métodos; sin embargo, Madrid y Barcelona son solo ejemplos de circunscripciones grandes y al considerarse el rango medio entre seis y nueve escaños, como es práctica común, otras cinco provincias: Valencia (15), Alicante (12), Sevilla

(12), Málaga (11), y Murcia (10), también se consideran distritos grandes; y, sin duda, no puede extenderse lo que se dice, como ejemplo, de Madrid y Barcelona, a estas cinco provincias, al menos no como propiedad del método.

Para comprobar que algunas declaraciones realizadas en Ecuador; y, lo que consta en esta parte del informe en España al que hacemos referencia, es errado, presentamos las simulaciones con los resultados de las elecciones de assembleístas provinciales en Ecuador en 2013, asignando únicamente dos escaños en las 25 circunscripciones cuyas asignaciones reales son mayores o iguales a tres (50 escaños como subtotal en lugar de 104), y manteniendo los dos escaños en las seis circunscripciones menores (12 escaños), es decir con un total de 62 escaños en lugar de los 116 reales.

Para esta simulación, se consideran los votos que las diferentes listas (abiertas) alcanzaron en las elecciones de 2013, correspondientes a los tamaños reales de cada circunscripción o distrito, bajo el supuesto de que esas votaciones serían proporcionales a las votaciones que las mismas listas habrían obtenido si solo eran dos los escaños en disputa en todas las circunscripciones y distritos, votaciones que son las que estrictamente deberían ser las consideradas, pero que no pueden ser conocidas realmente. El supuesto consideramos aceptable, aunque no se cumpla estrictamente la cláusula *ceteris paribus* reclamada por J. R. Montero y P. Riera¹⁰. El efecto del llamado mecanismo psicológico puede afectar la proporcionalidad de votos en una u otra condición y más si las votaciones son con listas abiertas; sin embargo, el porcentaje de votos en plancha es muy alto y sería replicado muy aproximadamente con cualquier tamaño de circunscripción. En los votos individuales, porcentaje mucho menor, quizá habría algunas diferencias pero que sobre todo afectarían a los porcentajes de votos nulos y blancos y no a los válidos de las diferentes listas, por ende, la proporcionalidad que suponemos es justificada. Sin embargo, no dejamos de tomar nota de la advertencia de J. R. Montero y P. Riera.

Este mecanismo psicológico que puede causar diferencias en el resultado electoral al cambiar algunas condiciones es un mecanismo que hemos referido pudo estar presente, por ejemplo, en la elección de consejeros del CPCCS en marzo de 2019 en Ecuador. La no definición de la forma correcta de contar los votos nulos dejando las cosas “como estaban”, es decir restando valor al voto nulo, pudo frenar la intención de ese voto. Con esta referencia solamente ponemos de manifiesto que esas circunstancias sí son consideradas al hacer las simulaciones.

Circunstancias de muy variado tipo pueden ser causa de esas diferencias, por ejemplo, suponer, mecánicamente, que la coalición de dos partidos que intervienen unidos en una elección pueda arrojar la suma de las votaciones que esos dos partidos tuvieran individualmente, es una suposición mucho más aventurada y difícil de sostener.

Los métodos con los cuales se aplica la simulación cumplen con la propiedad de *homogeneidad* que dice que si un método la cumple la distribución de escaños debe ser la misma, si los votos están dados por unidades, por decenas, por miles, por porcentajes, o bien son multiplicados por cualquier número mayor que cero (Ramírez y Ramírez, s.f., p.9). Todos los métodos de asignación de escaños que merecen ser reconocidos como tales cumplen la propiedad de la homogeneidad. Para el caso, la circunscripción provincial de mayor tamaño, seis, las votaciones reales de las listas serían muy próximas al triple de las que habrían obtenido si el tamaño era solamente dos, o éstas la tercera parte de aquellas. La votación real de cada lista de una circunscripción de tamaño cuatro sería muy aproximadamente el doble de la que habrían podido alcanzar si solo eran dos los escaños en disputa; y así, los votos que habrían obtenido

¹⁰José Ramón Montero y Pedro Riera advierten en torno a las simulaciones en el artículo EL SISTEMA ELECTORAL ESPAÑOL: CUESTIONES DE DESPROPORCIONALIDAD Y DE REFORMA en el capítulo VI. Pág. 251.

las diferentes listas en circunscripciones de tamaño n si se disputaban solamente dos escaños serían bastante similares a las que obtuvieron realmente multiplicadas por dos y divididas para n .

La simulación entonces se realiza dividiendo para 1,5 las circunscripciones de tamaño tres, para 2 las de tamaño cuatro, para 2,5 las de tamaño cinco y para 3 la única de tamaño seis.

Tabla 5. Elecciones en Ecuador febrero de 2013. Asambleístas Provinciales. Simulación con asignación de dos escaños en todos los distritos con el método D'Hondt.

Con el método D'Hondt	Escaños					Votos en %	
	Total	Alianza País		Otros		Alianza País	Otros
25 circunscripciones con 3 o más escaños simulando asignación de dos	50	46	92,00%	4	8,00%	51,22%	48,78%
6 circunscripciones con dos escaños asignados reales	12	6	50,00%	6	50,00%	24,68%	75,31%
Total	62	52	83,87%	10	16,13%	50,74%	49,26%

Con el método D'Hondt o de divisores naturales, la asignación a Alianza País hubiera sido 46 de los 50 escaños que se habrían disputado en esos 25 distritos y apenas 4 escaños para todos los demás partidos y movimientos, un despropósito absoluto. Si ochenta escaños de los ciento cuatro que asignaba en la realidad D'Hondt, es decir el 76,92% era inaceptable porque era bastante mayor al porcentaje de votos obtenidos, 51,22%; cuarenta y seis de cincuenta o sea el 92% habría sido inaudito. Eso es lo que sucede con el inequitativo método cuando los distritos son más pequeños, de manera que, el no haber eliminado la división en distritos de las provincias mayores en Ecuador, hacía mucho más necesaria la reforma.

Tabla 6. Elecciones en Ecuador. Febrero 2013. Asambleístas Provinciales. Simulación con asignación de dos escaños en todos los distritos con el método Webster.

Con el método Webster	Escaños					Votos en %	
	Total	Alianza País		Otros		Alianza País	Otros
25 circunscripciones con 3 o más escaños simulando asignación de dos	50	34	68,00%	16	32,00%	51,22%	48,78%
6 circunscripciones con dos escaños asignados reales	12	6	50,00%	6	50,00%	24,68%	75,31%
Total	62	40	64,52%	22	35,48%	50,74%	49,26%

Con Webster, la asignación para Alianza País pasaría del 61,54% con el tamaño real de las 25 circunscripciones a 68% con el tamaño simulado de dos, se incrementa un poco, permaneciendo mayor al 50% que corresponde a las 6 circunscripciones menores.

Tabla 7. Elecciones en Ecuador. Febrero de 2013. Asambleístas Provinciales. Simulación con asignación de dos escaños en todos los distritos con el método Hare.

Con el método Hare	Escaños					Votos en %	
	Total	Alianza País		Otros		Alianza País	Otros
25 circunscripciones con 3 o más escaños simulando asignación de dos	50	25	50,00%	25	50,00%	51,22%	48,78%
6 circunscripciones con dos escaños asignados reales	12	6	50,00%	6	50,00%	24,68%	75,31%
Total	62	31	50,00%	31	50,00%	50,74%	49,26%

Con Hare, esta asignación que recibe el movimiento mayoritario se reduce de 57,69% con el tamaño real a 50% con el tamaño simulado de dos en los distritos más grandes, igualándose al porcentaje real de las seis circunscripciones más pequeñas. Esto resulta contradictorio con algo que ya comprobamos, el comportamiento del electorado en las regiones Sierra y Costa fue de una más marcada hegemonía del movimiento oficialista, hecho que no se refleja con el método Hare en una demostración de que es un método que beneficia, con más frecuencia, a minorías en detrimento de las mayorías, aparte de ser potencial generador de paradojas. El método que mejor cumple el principio constitucional de proporcionalidad es el que no beneficia, sistemáticamente, ni a mayorías ni a minorías.

La simulación muestra lo que ocurriría con el método D'Hondt en las circunscripciones pequeñas cuando hay partidos o movimientos hegemónicos. El método ha sido incorporado en muchas legislaciones, casualmente por sus beneficiarios, lo que hace difícil revertir su inequidad; sin embargo, en España, por ejemplo, el bipartidismo ha ido perdiendo fuerza,

aunque se mantiene una falta de proporcionalidad que afecta a algunos partidos más que a otros.

Pero si bien somos partidarios de respetar al máximo la representatividad en las elecciones populares -ya comentamos las consecuencias de privilegiar inconstitucionalmente la “governabilidad” en el Ecuador- no podemos dejar de reconocer que circunstancias propias de cada país pueden recomendar adoptar formas de distribución que privilegien la gobernabilidad y la formación de coaliciones para evitar el excesivo fraccionamiento de las representaciones parlamentarias, como señalan Montero y Riera. Esa recomendación, materializada en disposiciones constitucionales, resulta más difícil de revertir. En el Ecuador, en la Constitución de 2008, aprobada en referendo, consta expresamente la proporcionalidad como uno de los principios a respetar a la hora de legislar electoralmente, por encima de la gobernabilidad.

Pero si bien en el documento de Montero y Riera se reconoce influencia intensa del método cuando se aplica en el rango medio de las magnitudes de distrito, en circunscripciones de entre 6 y 9 escaños, esto es en 17 provincias españolas con un total de 118 escaños, podemos asegurar que, con la excepción de Madrid y Barcelona, en las cuarenta y ocho provincias restantes: Valencia, con quince, hasta Soria, con dos, la inequidad potencial del método se mantiene campante. Una cosa es que para unos resultados electorales dados sean casi iguales las distribuciones con uno y otro método y otro que se garantice proporcionalidad para cualquier resultado electoral. En Valencia, por ejemplo, en las elecciones de noviembre de 2019 los resultados electorales coinciden con los tres métodos: Hare, D’Hondt y Webster al distribuir 15 escaños, esto es, cuatro escaños a las dos primeras listas, tres a la tercera, dos a la cuarta, uno a quinta y sexta y cero a las diez restantes y en las de abril de 2019 también, la misma distribución con los tres métodos: cuatro escaños a la primera lista, tres a segunda y tercera, dos a cuarta y quinta, uno a la sexta y cero a las otras seis listas, con un total de 15 escaños, pero eso no significa que no puedan darse otros resultados que, con el método D’Hondt, generen distribuciones muy poco proporcionales, a diferencia de las que puede generar el método de Webster, por ejemplo.

Las declaraciones de la ponente de las reformas al Código de la Democracia, asambleísta Ximena Peña al periodista Alfredo Pinoargote el 9 de diciembre de 2019 en Ecuavisa, dan cuenta de que sí hubo propuestas de utilizar la combinación de Hare y Webster conocido como método Híbrido, propuesto por el matemático griego Charalampos Tsitouras. Sin embargo, a pesar de ser un muy buen método: reduce la probabilidad de presentación de paradojas (mejorando a Hare), y “corrige” el incumplimiento teórico del límite inferior de la cuota de Webster, y del límite superior de Webster y D’Hondt, incumple en parte uno de los criterios dados por Dieter Nohlen para evaluar los sistemas electorales, esto es el criterio de sencillez o transparencia del sistema electoral. El entrecorillado de la palabra corrige, será explicado.

La mejora del método Híbrido con relación al de los divisores impares, corrigiendo el error teórico de incumplimiento del límite inferior de la cuota, no resulta muy significativo pues, primero, el error no deja de ser meramente teórico o de muy rara presentación: en las 64 elecciones analizadas en *Webster vs. D’Hondt. El principio constitucional de proporcionalidad*, de Estrella (2018), (31 distritos provinciales y uno nacional en las elecciones de 2013 y 2017) no se produce nunca el mencionado incumplimiento, tampoco en las elecciones de 2021; y segundo, los conceptos de cuota y límites de la cuota, son conceptos derivados directamente del método de Hare, razón por la que dicho método los cumple necesariamente y suponer como error potencial de un método el hecho de que pudiera incumplir ese límite inferior, como es el caso del método de divisores impares, es consecuencia de valorar exclusivamente la desproporcionalidad absoluta dada con el índice Loosemore y Hanby que evidentemente se

minimiza con las distribuciones generadas por el método Hare o de Cocientes y Restos Mayores.

La posibilidad de presentación de paradojas, como la de Alabama, da cuenta de las limitaciones intrínsecas del método Hare, motivadas en esa sobrevaloración de la importancia del índice Loosemore y Hanby o más bien de la desproporcionalidad absoluta. Por eso somos partidarios de medir la desproporcionalidad de las distribuciones, especialmente cuando se trata de realizar las asignaciones en una elección, con el índice Sainte Laguë, índice que se minimiza con las distribuciones generadas por el método de divisores impares y que contempla la desproporcionalidad absoluta y la relativa.

Razones relacionadas con la estadística matemática, que serán detalladas más adelante, abonan positivamente para escoger el índice Sainte Laguë por sobre cualquier otro índice. Ello implica, así mismo, escoger el método de divisores impares también sobre cualquier otro método, incluido el importante método híbrido propuesto por Charalampos Tsitouras.

Quizá, con relación a las reformas al Código de la Democracia, incluir este método en los análisis y debates en la Asamblea Nacional hubiera complicado aún más la resolución sobre uno de los principales cambios que el proyecto de reformas incluía, esto es la indispensable sustitución del método D'Hondt, habida cuenta de que intereses partidistas se confabularon para neutralizarlo.

Entre los principios conforme a los cuales debe establecerse el sistema electoral, definidos en el artículo 116 de nuestra Constitución, el de proporcionalidad resulta de primordial importancia para definir el tipo de sistema electoral que la ley debe estructurar. En nuestro caso, como ya lo señalamos, no cabe duda de que los constituyentes optaron por el principio de representación proporcional frente al de representación por mayoría; sin embargo, la selección de un método que genera distribuciones más proporcionales que otro no garantiza, por sí solo, la constitución de un sistema de representación proporcional. No nos referimos a un sistema electoral proporcional porque coincidimos en que ni los métodos ni los sistemas pueden merecer el calificativo de proporcionales (Urdánoz, 2008), las distribuciones que con los métodos se consiguen sí.

En efecto, aunque el método aplicado genere distribuciones más proporcionales que otro, las circunscripciones pequeñas, mayoría en el sistema electoral legislativo ecuatoriano y la falta de proporcionalidad entre la asignación de escaños a cada provincia y su población, pueden atentar contra su clasificación como de Representación Proporcional, no digamos si el método utilizado para la distribución del segmento mayor de los representantes de la Asamblea Nacional, el de los asambleístas provinciales y de los migrantes (122 de un total de 137) generaba distribuciones tan poco proporcionales como las generadas por método D'Hondt. Así, nuestro sistema electoral podría identificarse más como un sistema electoral de representación mayoritaria que de representación proporcional: “el índice de desproporción tan elevado en las circunscripciones obliga a concluir que el sistema electoral ecuatoriano *no es proporcional*, al contrario: es claramente mayoritario” (Ortiz, 2016, p.24).

Para cerrar este tema, puede resultar interesante comparar mi opinión de indudable conveniencia del cambio de método D'Hondt por Webster, para las elecciones pluripersonales de asambleístas provinciales y de las circunscripciones de migrantes con la respetable opinión de ambivalente dada por Richard Ortiz en la conclusión cuarta de su interesante trabajo *Reforma electoral 2020 y sistemas electorales nacionales y locales: igualdad, proporcionalidad y paridad*. Para ello transcribimos esa cuarta conclusión.

(4) El reemplazo de D'Hondt por Webster es ambivalente; por un lado, aumenta la proporcionalidad en el gran número de circunscripciones pequeñas –que también favorece a

la representación de género—, pero no resuelve la distribución justa de escaños parlamentarios a nivel nacional; pero, por otro, alienta la fragmentación del sistema de partidos a nivel parlamentario, ya que es muy probable que aumente el número de partidos en la Asamblea Nacional, hecho que hará más difícil las relaciones ejecutivo-legislativo.

En la primera parte de esta conclusión coincidimos, solamente cambiaría la frase *aumenta la proporcionalidad* por disminuye la desproporcionalidad: alcanzar la proporcionalidad en elecciones pluripersonales populares es prácticamente imposible, siempre habrá desproporcionalidad y todo esfuerzo por disminuirla será válido.

Respecto a que con este efecto positivo de la reforma también se favorece la representación de género, reconozco no haber analizado el tema, entiendo que Richard Ortiz se refiere a un efecto indirecto al aumentar la proporcionalidad en el gran número de circunscripciones pequeñas que hay en el país¹¹, sin embargo, dado el especial comportamiento electoral en las provincias orientales y Galápagos, en donde se encuentran los distritos más pequeños (con asignación de únicamente dos escaños), el cambio entre los dos métodos más bien no ha producido ningún efecto, lo cual no significa que, en general, la asignación en distritos pequeños sea independiente del método.

En cuanto a que el cambio que analizamos “*no resuelve la distribución justa de escaños parlamentarios a nivel nacional*” como una de las partes negativas de esta ambivalencia, considero que quizá pueda argumentarse que el cambio no es suficiente y de eso no hay duda, pero un cambio de método de distribución de escaños no puede resolver un problema que está en otro ámbito, el de asignación justa de escaños a los diferentes territorios de acuerdo a su población, como sería de esperar. Por lo tanto, no considero esta como una componente negativa del cambio. Es más, el cambio requerido trasciende el ámbito legal: la integración de la Asamblea está normada en el artículo 118 de la Constitución y recogida, por ese mandato, en el artículo 150 del Código de la Democracia.

La última parte de la conclusión, “alienta la fragmentación del sistema de partidos a nivel parlamentario, ya que es muy probable que aumente el número de partidos en la Asamblea Nacional, hecho que hará más difícil las relaciones ejecutivo-legislativo” (página 77) resulta interesante analizarla. Por un lado, un método más equitativo puede alentar la fragmentación del sistema de partidos al aumentar los movimientos o partidos que deciden participan en una elección, pero sin duda, un método más justo propiciará el aumento del número de movimientos o partidos que efectivamente lleguen a la Asamblea Nacional, asunto considerado muy probable en la conclusión cuarta que comentamos y que efectivamente se cumplió en las elecciones de 2021¹², pero se complementa con la frase “hecho que hará más difícil las relaciones ejecutivo-legislativo” como un resultado negativo del cambio de método.

¹¹Richard Ortiz se refiere a Jones, Alles y Tchintian, 2012, quienes en el *Resumen (página 331)* de *CUOTAS DE GÉNERO, LEYES ELECTORALES Y ELECCIÓN DE LEGISLADORAS EN AMÉRICA LATINA* Revista de ciencia política/volumen 32/nº2/2012/331-357 mencionan que “el uso de listas cerradas da lugar a un mayor porcentaje de legisladoras electas (respecto a las listas abiertas), debido principalmente a la superioridad de los sistemas de listas cerradas cuando un partido logra dos asientos en un distrito”. Hay también una referencia a la mejora de la representación de género al mejorar la proporcionalidad, pero atribuida en general a los métodos de representación proporcional con relación a los mayoritarios.

¹²Efectivamente, en las elecciones de 2021, de las 473 listas participantes en las elecciones de asambleístas provinciales, 96 listas alcanzaron escaños con la aplicación del método Webster, si hubiera sido el método D’Hondt, el método con el que se realizó la asignación de escaños ese número se habría reducido a 72. Eso se traduce necesariamente en que más movimientos o partidos alcanzaron curules en la Asamblea Nacional.

Para analizar la última parte vale señalar dos cosas, en la Constituyente de Montecristi los constituyentes optaron por la proporcionalidad por sobre la gobernabilidad (Moreno, 2010), de suerte que el cambio de método responde al principio de proporcionalidad invocado en el artículo 116 de la Constitución, aceptando quizá el riesgo de que la “gobernabilidad” se deteriore, pero hay un hecho mucho más importante con el resultado de las elecciones de 2021: UNES, la coalición de movimientos políticos más votada, perdió 14 legisladores provinciales por el cambio de método, coalición de la oposición al gobierno que no solo ejerce esa constitucional opción sino que promovió la destitución del primer mandatario en el parlamento, situación que a no dudarlo sería el extremo de la ingobernabilidad y que no llegó a darse, precisamente, gracias al cambio de método. La “gobernabilidad” en muchas ocasiones no sirve más que para justificar el abuso de los que algún momento ostentan mayorías parlamentarias para, haciendo uso de ese poder, mantener las ventajas de un método que, si bien puede estar clasificado como de representación proporcional, es el que más desproporcionalidad produce en sus asignaciones de cuantos métodos tienen aplicación efectiva a nivel mundial.

No podemos terminar este capítulo sin referirnos a la riqueza que tiene el trabajo *Reforma electoral 2020 y sistemas electorales nacionales y locales: igualdad, proporcionalidad y paridad* de Richard Ortiz. Hemos comentado, coincidido en parte y discrepado en otra, en un asunto muy puntual y de mi constante interés, el método de asignación de escaños; Ortiz analiza varios otros aspectos de la reforma al Código de la Democracia de 2020 y sus limitaciones, análisis que ayudará en la búsqueda de mejorar nuestro sistema electoral. Lamentablemente, los llamados a hacerlo no están precisamente preparados para esa tarea y más pesan en ellos los intereses partidistas que los intereses del país.

5. Análisis de los diferentes índices de desproporcionalidad que resultan de la asignación de escaños en elecciones pluripersonales

Si bien hemos hablado de métodos de distribución de escaños, la orientación inicial del trabajo plasmada en el libro *Webster vs. D'Hondt. El principio constitucional de proporcionalidad* fue analizar todas las distribuciones lógicas posibles para los diferentes tamaños de circunscripciones existentes en el Ecuador, especialmente las relacionadas con las elecciones legislativas. Nos referimos como distribuciones lógicas a todas aquellas en las que una lista más votada que otra debe recibir más, o por lo menos igual, número de escaños que una lista menos votada. Este hecho se cumple en cada elección con prácticamente todos los métodos conocidos, no así cuando hablamos de resultados acumulados de varias elecciones en donde esta condición puede incumplirse; y, más probablemente, cuando hay una fuerte desproporcionalidad entre escaños asignados a las provincias y sus poblaciones y a distribución no homogénea de la fuerza electoral en algunos partidos.

Entonces, tratándose de distribuciones lógicas, dos escaños pueden distribuirse únicamente de dos maneras: a) dos escaños a la lista más votada y cero a las demás; y b) un escaño a la lista más votada, otro a la lista que le sigue en votos y cero a las demás; no hay más formas posibles. Para estas dos distribuciones usamos la siguiente representación: (2, 0...) y (1, 1, 0...).

Entonces para 3 escaños caben las tres siguientes distribuciones (3, 0...), (2, 1, 0...), (1, 1, 1, 0...).

Para 4 escaños las distribuciones posibles son cinco: (4, 0...), (3, 1, 0...), (2, 2, 0...), (2, 1, 1, 0...), (1, 1, 1, 1, 0...).

Para 5 escaños tenemos: (5, 0...), (4, 1, 0...), (3, 2, 0...), (3, 1, 1, 0...), (2, 2, 1, 0...), (2, 1, 1, 1, 0...) y (1, 1, 1, 1, 1, 0...), siete distribuciones posibles.

Para 6 escaños, la mayor asignación provincial que corresponde a la provincia de Los Ríos, (6, 0...), (5, 1, 0...), (4, 2, 0...), (4, 1, 1, 0...), (3, 3, 0...), (3, 2, 1, 0...), (3, 1, 1, 1, 0...), (2, 2, 2, 0...), (2, 2, 1, 1, 0...), (2, 1, 1, 1, 1, 0...), (1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...) hay 11 distribuciones posibles.

La tarea se complica cuando tenemos que describir las 175 distribuciones posibles de 15 escaños cuando el número de listas que disputan esos 15 escaños son 15 o más¹³, como ocurrió en 2017 y 2021 en la elección de asambleístas nacionales (15 y 17 listas respectivamente) o las 168 distribuciones lógicas posibles cuando el número de listas que disputan los 15 escaños se reduce a 11, como ocurrió en las elecciones de febrero 2013 (Estrella, 2018)¹⁴.

La idea inicial fue escoger, de todas las distribuciones posibles, la que mejor cumple con el principio de proporcionalidad. Es decir, dadas unas elecciones, digamos en una circunscripción de magnitud cinco, escogemos una de las siete distribuciones lógicas posibles con el criterio de que debe ser aquella en la que las diferencias¹⁵ entre porcentajes de escaños y votos sean las más bajas de entre las siete posibles. El criterio para definir cuál es la distribución en donde

¹³ Ver apéndice 6.

¹⁴ Se corrigen errores en las páginas 60 y 61 incluyendo dos distribuciones más, no registradas, en cada una.

¹⁵ Inicialmente, escoger la distribución "que mejor cumple con el principio de proporcionalidad", equivalía a escoger la distribución cuyas diferencias entre porcentajes de escaños y de votos sea mínima.

estas diferencias son más bajas debe ser un criterio claro y previamente establecido. Loosemore y Hanby, según Urdánoz (2006), en 1971 habían propuesto el índice que lleva sus nombres y que se conoce también como Índice de Desproporcionalidad Absoluta y que consiste en sumar las diferencias entre porcentajes de escaños y de votos en valor absoluto y dividir para dos.

En fórmula, el índice Loosemore y Hanby (L y H) es:

$$LyH = 1/2 \sum_{i=1}^m |e_i - v_i|$$

En ella, m es el número de listas, e_i es el porcentaje de escaños y v_i el de votos de la lista i para una distribución de escaños cualquiera.

Es claro que, en prácticamente todas las elecciones, tendremos listas que se benefician con porcentajes de escaños mayores que los de sus votos en detrimento de las listas cuyos porcentajes de escaños son menores a los porcentajes de votos, las diferencias positivas y negativas sumadas tienen que dar cero, en cambio, sumadas en valor absoluto y divididas para dos dan uno de los índices más conocidos y todavía preferidos por algunos estudiosos de sistemas electorales (Urdánoz, 2006, p. 258). La división para dos es igual que sumar solo las diferencias positivas que serán iguales a las negativas. “Por tanto, el porcentaje que arroje el Índice Absoluto indicará siempre la cantidad total de escaños no repartidos proporcionalmente” (Urdánoz, 2006, p. 262). Una característica muy importante de este índice es que se minimiza en las distribuciones generadas por el método Hare o de Cocientes y Residuos Mayores, lamentablemente es el método cuyas distribuciones pueden resultar paradójicas. Se dice que los métodos que pueden dar lugar a este tipo de paradojas, como la de Alabama, no gozan de la propiedad conocida como Monotonía. “Un método de reparto de escaños se dice que es monótono cuando al repartir más escaños ningún partido recibe menos” (Ramírez y López, 2012, p. 35).

Considerando que no es conveniente utilizar un método que no goza de monotonía, si buscamos un indicador de desproporcionalidad de la asignación de los escaños en una elección particular, mal podemos escoger uno que se minimice con la distribución generada por un método como Hare o Restos Mayores, pues por congruencia estaríamos obligándonos a utilizarlo. Quizá sí sea conveniente utilizar el índice de desproporcionalidad absoluta Loosemore y Hanby para medir la desproporcionalidad global de un sistema electoral, es decir para determinar la desproporcionalidad del resultado acumulado de varias elecciones, desproporcionalidad no atribuible únicamente al método de distribución de escaños sino a otras variables como pueden ser los tamaños de las circunscripciones, esos tamaños y su relación con las poblaciones, los números de listas participantes o la diferente distribución geográfica de las fuerzas electorales, por ejemplo; y, esta posible conveniencia, se derivaría más de la práctica más frecuentemente utilizada que de una bondad intrínseca del índice.

Si bien esa práctica pudo ser de aplicación casi consuetudinaria, hay otros indicadores que han ido reemplazando al índice Loosemore y Hanby como el índice de Gallagher o de Mínimos Cuadrados, asumido por ejemplo en *Reforma electoral en Ecuador*, planteada en Ortiz (2016), aunque muy cuestionado en el artículo *Medición de la desproporcionalidad electoral: una crítica a los Mínimos Cuadrados*, de Urdánoz (2006).

Algunas observaciones que personalmente realizara al autor de las críticas al índice Gallagher han sido aceptadas como válidas; sin embargo, el profesor Urdánoz autor de las críticas, mantiene su preferencia por el índice Loosemore y Hanby para medir desproporcionalidad global de un sistema electoral.

La principal crítica que de nuestra parte podemos hacer al índice Loosemore y Hanby y en consecuencia al Método de Cocientes y Restos Mayores o Hare, es que considera únicamente las diferencias absolutas de porcentajes de escaños y votos y no las diferencias relativas.

Si se trata de distribuir cinco escaños y a una lista que obtiene el 50% de los votos se le asignan tres de los cinco escaños (60%), significa que se le está asignando un 10% más de escaños que de votos. Igualmente, si se le asignan solo dos escaños (40%) se le está asignando un 10% menos de escaños que de votos; en ambos casos la diferencia en valor absoluto, componente del índice Loosemore y Hanby, es de 10%. Si en la misma elección, a una lista que obtiene un 10% de los votos, se le asigna un escaño (20%), la sobre asignación es también del 10%, pero si no se le asigna ninguno (0%), el perjuicio sigue siendo del 10%. Ahora bien, en los cuatro casos el componente del índice Loosemore y Hanby es el mismo, las sobre asignaciones o sub asignaciones pesan lo mismo al calcular el índice, sin embargo, al asignar tres o dos escaños a la lista que tiene el 50% de los votos, se le está beneficiando o perjudicando con un equivalente al 20% de su votación (10% con relación a 50%); en cambio, si a la lista que obtuvo el 10% de los votos se le asigna un escaño o cero, se le está beneficiando o perjudicando con el equivalente al 100% de la suya.

Este ejemplo da cuenta de lo importante que resulta el considerar las diferencias relativas. El indicador de la Desproporcionalidad Relativa, cuya utilización es menos extendida que el de Desproporcionalidad Absoluta, tiene la siguiente expresión matemática:

$$DR = \sum_{i=1}^m \frac{|e_i - v_i|}{v_i}$$

En ella, también m es el número de listas, e_i es el porcentaje de escaños y v_i el de votos de la lista i para una distribución de escaños cualquiera.

Sin embargo, el índice que combina las dos formas de desproporcionalidad, la absoluta y la relativa, conocido como Índice Sainte Laguë, es el indicador de desproporcionalidad más apropiado para medir esta característica de las distribuciones de escaños, generadas o no por algún método conocido, tanto así que hay algunos investigadores que consideran que debe ser adoptado como el índice estándar para este fin (Goldenberg & Fisher, 2017).

Se demuestra matemáticamente (ver apéndice 1) que las distribuciones generadas por el método de Divisores Impares minimizan el Índice Sainte Laguë. Hemos comprobado que, en comparación con otros índices, el Índice Sainte Laguë tiene una capacidad mayor de discriminar la desproporcionalidad de las diferentes distribuciones posibles en una elección cualquiera y presentar coeficientes de variación mayores que aquellos, como lo explicaremos más en detalle. La expresión matemática del índice Sainte Laguë es la siguiente:

$$ISL = \sum_{i=1}^m \frac{(e_i - v_i)^2}{v_i}$$

Aquí, m es el número de listas e_i y v_i son los porcentajes de escaños y votos de la lista i .

El índice de Mínimos Cuadrados conocido también como Índice de Gallagher tiene la siguiente expresión matemática.

$$IG = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{i=m} (v_i - e_i)^2}{2}}$$

Y el índice que se minimiza cuando la distribución es generada por el método D'Hondt y que toma el nombre del mismo autor tiene la siguiente representación matemática.

$$\hat{I}D'Hondt = M\acute{a}x\left(\frac{e_i}{v_i}\right)$$

Como puede apreciarse, este es el único índice que requiere el cálculo de un solo valor, el valor máximo entre las relaciones de escaños a votos de las diferentes listas; y, no implica sumatorias de todos los valores correspondientes a esas listas como en todos los otros casos. Esta condición, hace que los valores del índice se repitan con mucha frecuencia entre las diferentes distribuciones posibles, dando una pobre capacidad de discriminación de la desproporcionalidad entre ellas; a pesar de esto, hay ocasiones en las que los valores del coeficiente de variación de este índice no son demasiado bajos, como pueden resultar los del índice de Desproporcionalidad Relativa, por ejemplo; sin duda, los dos índices menos utilizados de entre los cinco que hemos presentado.

Hay muchos otros índices sin mayor significación o con características muy similares a los aquí presentados, un ejemplo de ello es el índice de Rae, igual al Índice Loosemore y Hanby, con la única diferencia que en lugar de dividir la sumatoria correspondiente para dos se divide para el número de listas participantes en una elección. Así:

$$\hat{I}Rae = 1/n \sum_{i=1}^m |e_i - v_i|$$

La conveniencia de la utilización del método de divisores impares y con más razón en las circunscripciones pequeñas, donde resulta crucial, ha sido ya demostrada aquí, pero en las circunscripciones grandes, como la de asambleístas nacionales, es donde puede resultar más evidente su ventaja por el alto número de distribuciones lógicas posibles. De entre este alto número de distribuciones, hay varias cuyos valores de los índices de desproporcionalidad, como el Índice Sainte Laguë por ejemplo, son menores que los correspondientes a la generada por el método D'Hondt. Lo antes aseverado se constata en los siguientes análisis correspondientes a las elecciones de 2013, 2017 y 2021.

6. Desproporcionalidad Absoluta (Loosemore y Hanby), Desproporcionalidad Relativa, Índice Sainte Laguë, Índice de Gallagher e Índice D´Hondt en las elecciones ecuatorianas de Asambleístas Nacionales en 2013, 2017 y 2021

Tabla 8. Elección de 15 Asambleístas Nacionales con once listas participantes en 2013. Valores de los índices de desproporcionalidad en las distribuciones generadas con los métodos D´Hondt, Webster y Hare.

Método y N° de Distribución	Índice Loosemore y Hanby	Distribución	Puesto entre 168
Webster y Hare N°44	11,53%	(8, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	1
D'Hondt N°11	23,98%	(11, 2, 1, 1, 0...)	40
Método y N° de Distribución	Desproporcionalidad Relativa	Distribución	Puesto entre 168
Webster y Hare N°44	6,59	(8, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	1
D'Hondt N° 11	8,01	(11, 2, 1, 1, 0...)	26
Método y N° de Distribución	Índice Sainte Laguë	Distribución	Puesto entre 168
Webster y Hare N°44	15,86%	(8, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	1
D'Hondt N°11	31,22%	(11, 2, 1, 1, 0...)	29
Método y N° de Distribución	Índice de Gallagher	Distribución	Puesto entre 168
Webster y Hare N°44	5,29%	(8, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	1
D'Hondt N°11	16,28%	(11, 2, 1, 1, 0...)	58
Método y N° de Distribución	Índice D´Hondt	Distribución	Puesto entre 168
Webster y Hare N°44	2,0707	(8, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	25*
D'Hondt N°11	1,4022	(11, 2, 1, 1, 0...)	1

*El puesto 25 que ocupa la distribución N°44 respecto al Índice D´Hondt es compartido con las distribuciones N°30, 61, 64 y 86.

La numeración de las distribuciones se presenta en el Apéndice 6, con la corrección requerida por omisión de cuatro distribuciones en la publicación Webster Vs D´Hondt. El Principio constitucional de Proporcionalidad. R. Estrella 2018.

En las elecciones de asambleístas nacionales de 2013 en Ecuador, Webster y Hare generan la misma distribución (8, 2, 1, 1, 1, 1, 1, 0...) identificada como la N°44 entre las 168 distribuciones lógicas posibles. Con esta distribución son siete las listas que obtienen escaños y, con la distribución generada por D´Hondt, (11, 2, 1, 1, 0...) identificada con el N°11, las listas que obtienen escaños son solamente cuatro.

La desproporción absoluta medida con el Índice Loosemore y Hanby en la distribución generada por D'Hondt es un poco más del doble de la correspondiente a la distribución generada por Webster o por Hare, 23,98% contra 11,53%.

La Desproporcionalidad Relativa también es mayor en la distribución generada por D'Hondt 8,01 contra 6,59 de la de Webster o Hare.

El índice Sainte Laguë también es casi el doble para la distribución generada por D'Hondt con relación a la que generan Webster y Hare 31,22% contra 15,86% respectivamente. Pero hay otras 38 distribuciones, no generadas por ningún método, que tienen el índice Loosemore y Hanby menor que el correspondiente a la distribución generada por D'Hondt, 24 con menor Desproporcionalidad Relativa y 27 con menor Índice Sainte Laguë.

El índice de Gallagher es 5,29% para la distribución N°44 y 16,28% para la N°11, es decir más del triple, ocupando el primer lugar la generada por Webster y Hare y el puesto 58 la generada por D'Hondt.

El índice D'Hondt, como lo sabíamos debía ocurrir, se minimiza con la distribución N° 11, generada por el método del mismo nombre y toma el primer puesto con el valor 1,4022 menor al valor 2,0707 que corresponde a la N°44 generada por Webster y por Hare que ocupa el puesto 25 compartido con otras cuatro distribuciones: las identificadas con los números 30, 61, 64 y 86. Hay por lo tanto 24 distribuciones, contando con la generada con el método D'Hondt, cuyo índice de igual nombre es menor que la de la distribución N° 44 generada por Webster o por Hare. Vale señalar; sin embargo, que la coincidencia del valor 2,0707 del índice para las distribuciones identificadas con los números 30, 44, 61, 64 y 86 no es excepcional; por ejemplo, el valor 2,3644 se repite 25 veces y el valor 2,3356 lo hace en 19 ocasiones. De las 168 distribuciones, el índice que estamos analizando toma únicamente 27 valores diferentes, muestra clara de la poca capacidad de discriminación de la desproporcionalidad que tiene este índice. Si comparamos con el índice Sainte Laguë que toma 168 valores diferentes de los 168 posibles, sin que se repita uno solo, vemos la gran diferencia entre la eficiencia de estos dos índices. El Índice Loosemore y Hanby toma 78 valores de los 168 posibles: los valores 25,50%; 27,29%; 31,39%; 33,95%; 35,89%; 36,28% y 38,05% se repiten cada uno seis veces.

Con relación al “cumplimiento” de los límites de la cuota, en la elección de asambleístas nacionales de 2013, la asignación correspondiente a la lista más votada supera en tres escaños el límite superior de la cuota con la distribución (11, 2, 1, 1, 0...) generada por el método D'Hondt (11 contra 8), muestra de la sobre asignación que en general reciben los partidos mayoritarios con este método.

La distribución N°44, generada tanto por Hare como por Webster, evidentemente cumple ese límite para todas las listas participantes, pues tanto el límite superior como el inferior de la cuota son derivados directamente de la concepción misma del método de Hare o de Restos o Residuos Mayores.

Ninguna de las distribuciones analizadas incumple el límite inferior de la cuota: las generadas por Hare y D'Hondt porque está demostrado que nunca lo incumplen y la generada por Webster porque, al coincidir con la de Hare, en este caso goza de las mismas características. Sabemos que, teóricamente, las distribuciones generadas por el método de los divisores impares pueden llegar a incumplir este límite inferior, no es este el caso y tampoco lo ha sido en las 105 elecciones realizadas en Ecuador en los años 2013, 2017 y 2021 para elegir asambleístas nacionales, provinciales y de los migrantes; tres elecciones en cada uno de esos años en 35 distritos: 31 provinciales, 3 de los migrantes y uno de Asambleístas Nacionales.

Tabla 9. Elección de 15 Asambleístas Nacionales con once listas participantes en 2017. Valores de los índices de desproporcionalidad en las distribuciones generadas con los métodos D´Hondt, Webster y Hare y en otra (la N° 60), no generada por ninguno de estos métodos.

Método y N° de Distribución	Índice Loosemore y Hanby	Distribución	Puesto entre 175
Hare N° 86	13,47%	(6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0...)	1
Ningún método N° 60	16,35%	(7, 3, 2, 1, 1, 1, 0...)	4
Webster N° 83	14,45%	(6, 3, 3, 1, 1, 1, 0...)	2
D´Hondt N° 35	25,44%	(8, 4, 3, 0...)	70
Método y N° de Distribución	D. Relativa	Distribución	Puesto entre 175
Hare N° 86	11,8117	(6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0...)	7
Ningún método N° 60	11,6738	(7, 3, 2, 1, 1, 1, 0...)	1
Webster N° 83	11,6902	(6, 3, 3, 1, 1, 1, 0...)	2
D´Hondt N° 35	12,9855	(8, 4, 3, 0...)	49
Método y N° de Distribución	Índice Sainte Laguë	Distribución	Puesto entre 175
Hare N° 86	23,25%	(6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0...)	5
Ningún método N° 60	22,75%	(7, 3, 2, 1, 1, 1, 0...)	2
Webster N° 83	22,44%	(6, 3, 3, 1, 1, 1, 0...)	1
D´Hondt N° 35	34,22%	(8, 4, 3, 0...)	33
Método y N° de Distribución	Índice de Gallagher	Distribución	Puesto entre 175
Hare N°86	5,55%	(6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0...)	1
Ningún método N°60	7,63%	(7, 3, 2, 1, 1, 1, 0...)	7
Webster N° 83	6,11%	(6, 3, 3, 1, 1, 1, 0...)	2
D´Hondt N° 35	13,10%	(8, 4, 3, 0...)	77, comparte con la N°95
Método y N° de Distribución	Índice D´Hondt	Distribución	Puesto entre 175
Hare N°86	2,3099*	(6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0...)	73, comparte con otras 9
Ningún método N°60	2,1404**	(7, 3, 2, 1, 1, 1, 0...)	51, comparte con otras 11
Webster N° 83	2,1404**	(6, 3, 3, 1, 1, 1, 0...)	51, comparte con otras 11
D´Hondt N° 35	1,3758	(8, 4, 3, 0...)	1

La numeración de las distribuciones se presenta en el Apéndice 6, con la corrección requerida por la omisión de cuatro distribuciones en la publicación Webster Vs D´Hondt. El Principio constitucional de Proporcionalidad. R. Estrella 2018.

* El valor 2,3099 lo comparte la distribución N°86 con las distribuciones 30; 44; 61; 64; 80; 99; 107; 112 y 128.

** El valor 2,1404 lo comparten las distribuciones N°60 y N°83 con las distribuciones 19; 29; 41; 43; 56; 74; 98; 104 y 125.

En las elecciones de 2017, Webster y Hare, generan dos distribuciones diferentes, identificadas respectivamente con los números 83 y 86. El método D'Hondt genera la distribución N°35 y hay una distribución, la N°60 que no es generada por ninguno de los métodos pero que minimiza el índice de Desproporcionalidad Relativa.

Con respecto a los cinco índices que venimos analizando: Loosemore y Hanby, Desproporcionalidad Relativa, Índice Sainte Laguë, Índice Gallagher e índice D'Hondt la distribución generada por Webster, ocupa los lugares: segundo, segundo, primero, segundo y quincuagésimo primero (compartiendo con otras 10 distribuciones) entre las 175 distribuciones lógicas posibles con las quince listas participantes.

La distribución generada por Hare con respecto a estos mismos índices ocupa los lugares primero, séptimo, quinto, primero y septuagésimo tercero, compartiendo este lugar con otras nueve distribuciones. Es interesante observar que, los dos primeros lugares son con relación al índice Loosemore y Hanby y al índice de Gallagher; sin embargo, con relación al de Desproporcionalidad Relativa ocupa un séptimo lugar y al de Sainte Laguë un quinto puesto, mostrando menos regularidad que la distribución generada por Webster que, con excepción del puesto que le asigna el índice D'Hondt, ocupa un primer lugar y tres segundos puestos. Pero, más allá de esa menor regularidad, los dos índices con respecto a los cuales la distribución N°86 generada por Hare ocupa el primer lugar: Loosemore y Hanby y Gallagher, miden ambos la desproporcionalidad absoluta pero con diferente formulación. La Desproporcionalidad Relativa y el Índice D'Hondt, en forma diferente también, consideran este otro aspecto de la desproporción, la relativa; y, únicamente el índice Sainte Laguë, toma en cuenta estas dos formas de desproporción. Si incluimos el índice Rae, por ejemplo, la distribución N°86 ocuparía nuevamente un primer lugar, pero este índice mide exactamente lo que mide el índice Loosemore y Hanby y lo multiplica por $2/n$, siendo n el número de listas que participan en una elección.

La distribución identificada con el N° 60 (7, 3, 2, 1, 1, 1, 0...) tiene el menor índice de Desproporcionalidad Relativa, 11,6738, un poco menor a 11,6902 que corresponde a la generada por Webster, sus ubicaciones respecto a los cinco índices son: cuarto, primero, segundo, séptimo y quincuagésimo primero, (que lo comparte con otras 10 distribuciones) entre las 175 distribuciones posibles. La distribución N° 60, no es generada por ninguno de los métodos analizados, aunque puede coincidir con la que genera alguno de los tantos métodos ideados, aunque poco aplicados, a pesar de ello ocupa lugares importantes con relación a los índices de desproporcionalidad propuestos.

La distribución identificada como la N° 35 y generada por el método D'Hondt ocupa los lugares: septuagésimo, cuadragésimo noveno, trigésimo tercero, septuagésimo séptimo y primer puesto entre las 175 posibles para los índices Loosemore y Hanby, Desproporcionalidad Relativa, Índice Sainte Laguë, índice de Gallagher e índice D'Hondt respectivamente.

Las listas que tendrían asignación de escaños son: siete con el método Hare; seis, tanto con la distribución N°60 como con la de Webster; y solo tres con la distribución N°35 (8, 4, 3, 0...) generada por D'Hondt, la misma que supera en dos escaños (8 sobre 6) el límite superior de la cuota para la lista más votada.

Con lo que muestran estos resultados, podemos asegurar que la distribución de escaños, coincidente con los tres métodos, que se ha dado en Valencia-España en las elecciones de noviembre de 2019, es consecuencia del resultado electoral en donde las votaciones de los partidos o coaliciones que reciben escaños muestran una muy aproximada proporcionalidad respecto a sumandos enteros cuyo total es igual al número de escaños en disputa.

Un ejemplo extremo de proporcionalidad total con 15 escaños en disputa se daría, por ejemplo, si cinco listas que se disputan esos puestos tienen votaciones de 5000, 4000, 3000, 2000 y 1000 votos. Aplicando el método de cocientes y restos mayores, el cociente distribuidor sería 1000, resultado de dividir 15000 (suma de todos los votos) para 15 que es el número de escaños. Las cuotas serían exactas e iguales a 5, 4, 3, 2 y 1 que serían también los escaños correspondientes a cada lista. Esto, que se da con el método de cocientes y restos mayores o Hare, se da también con D'Hondt o de divisores naturales y con Webster, de divisores impares o Sainte Laguë. Cuando las cuotas del método Hare resultan enteras se dice que la distribución es Exacta y que los métodos que dan la misma asignación cumplen la propiedad de la Exactitud. En este caso las votaciones son exactamente proporcionales a los sumandos enteros 5, 4, 3, 2 y 1.

Cambiamos un poco las votaciones de las listas primera y quinta, a la primera disminuimos 150 votos y a la quinta 200 con lo cual las votaciones quedan: 4850, 4000, 3000, 2000 y 800 votos. La nueva distribución con cada uno de los tres métodos es: con Hare y con Webster permanecen las asignaciones 5, 4, 3, 2 y 1 escaños y con D'Hondt se produce una transferencia de la quinta lista a la primera con lo que la nueva distribución es 6, 4, 3, 2 y 0 escaños. Resulta difícil sostener que la fórmula D'Hondt no afecta apenas a la proporcionalidad electoral: sus efectos no se diferencian significativamente de los que tendrían otras fórmulas. Este ejemplo lo desarrollaremos a profundidad después de analizar los índices en las elecciones de asambleístas nacionales de 2017 y 2021.

Tabla 10. Elección de 15 Asambleístas Nacionales con 17 listas participantes en 2021. Valores de los índices de desproporcionalidad en las distribuciones generadas con los métodos D'Hondt, Webster y Hare y en otra (la N° 85) no generada por ninguno de estos métodos

Método y N° de Distribución	Índice Loosemore y Hanby	Distribución	Puesto entre 175
Webster y Hare N°113	15,87%	(5, 3, 2, 2, 2, 1, 0...)	1
D'Hondt N°84	19,63%	(6, 3, 2, 2, 2, 0...)	18 *
N°85	18,85%	(6, 3, 2, 2, 1, 1, 0...)	9
Método y N° de Distribución	Desproporcionalidad Relativa	Distribución	Puesto entre 175
Webster y Hare N°113	12,8650	(5, 3, 2, 2, 2, 1, 0...)	1
D'Hondt N°84	13,2973	(6, 3, 2, 2, 2, 0...)	9
N° 85	12,9991	(6, 3, 2, 2, 1, 1, 0...)	2
Método y N° de Distribución	Índice Sainte Laguë	Distribución	Puesto entre 175
Webster y Hare N°113	21,67%	(5, 3, 2, 2, 2, 1, 0...)	1
D'Hondt N°84	25,01%	(6, 3, 2, 2, 2, 0...)	6
N°85	23,02%	(6, 3, 2, 2, 1, 1, 0...)	2
Método y N° de Distribución	Índice de Gallagher	Distribución	Puesto entre 175
Webster y Hare N°113	6,18%	(5, 3, 2, 2, 2, 1, 0...)	1
D'Hondt N°84	8,41%	(6, 3, 2, 2, 2, 0...)	18
N°85	8,10%	(6, 3, 2, 2, 1, 1, 0...)	9
Método y N° de Distribución	Índice D'Hondt	Distribución	Puesto entre 175
Webster y Hare N°113	1,7747	(5, 3, 2, 2, 2, 1, 0...)	24**
D'Hondt N°44	1,3819	(6, 3, 2, 2, 2, 0...)	1
N°85	1,7747	(6, 3, 2, 2, 1, 1, 0...)	24 **

*La distribución N°84 comparte el valor 19,63% para el índice Loosemore y Hanby con las distribuciones N°105 y N°110.

**El puesto 24 que ocupan las distribuciones N°113 y N°85 respecto al Índice D'Hondt es compartido con las distribuciones 41, 43, 56, 60, 63, 79, 83, 88, 104, 106, 111, 127, 129 y 135. La numeración de las distribuciones se presenta en el Apéndice 6, con la corrección requerida por omisión de cuatro distribuciones en la publicación Webster Vs D'Hondt. El Principio constitucional de Proporcionalidad. R. Estrella 2018.

Webster y Hare generan la misma distribución (5, 3, 2, 2, 2, 1, 0...) identificada como la N°113 entre las 175 distribuciones lógicas posibles. Con esta distribución son seis las listas que obtienen escaños y, con la distribución N°84 generada por D'Hondt (6, 3, 2, 2, 2, 0...) las listas que obtienen escaños son cinco.

La desproporción absoluta medida con el Índice Loosemore y Hanby en la distribución generada por D'Hondt es poco mayor a la correspondiente a la distribución generada por Webster o por Hare, 19,63% contra 15,87%.

La Desproporcionalidad Relativa también es mayor en la distribución generada por D'Hondt 13,2973 contra 12,8650 de la de Webster o Hare.

El índice Sainte Laguë igualmente, mayor para la distribución N°84 generada por D'Hondt 25,01% con relación a la que generan Webster y Hare 21,67%. Pero hay otras 16 distribuciones,

no generadas por ningún método, que tienen el índice Loosemore y Hanby menor que el correspondiente a la distribución generada por D'Hondt, otras siete con menor Desproporcionalidad Relativa y otras 4 con menor Índice Sainte Laguë.

El índice de Gallagher es 6,18% para la distribución N°113 y 8,41%, para la N°84, ocupando el primer lugar la generada por Webster y Hare y el puesto 18 la generada por D'Hondt.

Nos parece interesante la siguiente observación respecto a las tres últimas elecciones de Asambleístas Nacionales: 2013, 2017 y 2021. La numeración de las 175 distribuciones posibles en las de 2017 y 2021 y de las 168 de 2013, responde a un orden en el que las primeras son las que más concentran los escaños asignados a las listas más votadas avanzando a las últimas en donde la asignación es la más distribuida entre todas o la mayoría de listas; así, la N°1 asigna los 15 escaños a la lista más votada y cero a las demás, la N° 2 asigna 14 escaños a la primera lista, uno a la segunda y cero a las demás; la N°175 asigna los quince escaños 1 a cada una de las 15 listas en 2017 o a cada una de las 15 primeras listas en 2021.

Esta numeración, para la distribución que genera el método D'Hondt toma los valores N°11, N°35 y N°84 respectivamente para las elecciones de 2013, 2017 y 2021. Eso no significa que el método ha ido generando distribuciones cada vez menos concentradoras, son los resultados electorales los que han determinado esa menor concentración. Con Webster el paso ha sido de la N°44 de 2013 a la N°83 en 2017 y a la N°113 en 2021; a su vez, la de Hare ha pasado de la N°44 en 2013 a la N°86 en 2017 y a la N°113 en 2021. Eso nos hace ver que el principal determinante para la distribución de escaños en elecciones pluripersonales es, naturalmente, el resultado electoral.

El índice D'Hondt, toma el menor valor con la distribución N°84, generada por el método del mismo nombre ocupando el primer puesto con el valor 1,3819 menor al valor 1,7747 que corresponde a la N°113 generada por Webster y por Hare que ocupa el puesto 24 compartido con otras quince distribuciones, incluida la N°85 que, sin ser generada por ningún método, tiene valores de desproporcionalidad en algunos casos menores a la generada por D'Hondt, como lo detallaremos.

Hay por lo tanto 23 distribuciones, contando con la generada con el método D'Hondt, cuyo índice de igual nombre es menor que el de la distribución N° 113 generada por Webster o por Hare. Vale señalar; sin embargo, que por la alta coincidencia de valores de este índice, el mismo toma únicamente 5 valores menores al de la distribución N°113. De las 175 distribuciones, el índice que estamos analizando toma únicamente 31 valores diferentes, muestra evidente de la ínfima capacidad de discriminación de la desproporcionalidad que tiene este índice. Si comparamos con el índice Sainte Laguë que toma 172 valores diferentes de los 175 posibles, repitiéndose únicamente los valores: 36,82% para las distribuciones N°41 y N°134; 44,74% para las distribuciones N°125 y N°138; y, 51,31% para las distribuciones N°101 y N°102, vemos la gran diferencia entre la eficiencia de estos dos índices.

El Índice Loosemore y Hanby toma 94 valores de los 175 posibles, hay algunos valores del índice que se repiten hasta en 11 distribuciones como el valor 39%, en 10 distribuciones el valor 29,27%, en 9 distribuciones el valor 32,33%, en 8 el valor 22,61%, en 6 el valor 25,67%; y, en 5 el valor 50,98% para no mencionar sino a las que se repiten cinco o más veces.

Se podría argumentar que la desproporcionalidad, “medida” por el índice D'Hondt, ubica a la distribución generada por el método del mismo nombre en el primer lugar o sea como la menor desproporcional en las elecciones de asambleístas nacionales de 2013, 2017 y 2021; sin embargo, los resultados que se dan con los otros cuatro índices contradicen totalmente lo que ocurre con el índice D'Hondt. Ese primer puesto, en lugar de reivindicar la distribución generada por el método de los divisores naturales, lo que hace realmente es desacreditarse a sí

mismo. Más allá de que el método D'Hondt se ha logrado imponer en varios países, no hay argumentos que puedan esgrimirse para defender al índice, aquí en cambio seguirán apareciendo razones válidas para descartar índice y método, esperamos que en forma definitiva en nuestro país.

Si hay todavía países que utilizan el método, es porque, entre otras cosas, en ellos hay partidos o movimientos interesados que utilizan el “argumento” de la gobernabilidad, plasmado inclusive en disposiciones constitucionales, a diferencia del nuestro que en el artículo 116 de la carta magna claramente privilegia la proporcionalidad por sobre aquella.

Los actores interesados lamentablemente también se apoyan en pronunciamientos de “especialistas” en sistemas electorales que relativizan la desproporcionalidad potencial de las distribuciones que genera el método, como estos: “*Pero debe de nuevo recordarse que sus efectos están en función de la magnitud de la circunscripción en la que se aplique...*” “*la fórmula D'Hondt no afecta apenas a la proporcionalidad electoral: sus efectos no se diferencian significativamente de los que tendrían otras fórmulas...*” pronunciamientos aquí claramente demostrado que son, si no absolutamente falsos, pues pueden tener cabida en realidades específicas y en casos particulares, sí inútiles para describir las características intrínsecas del método.

Confirmemos, una vez más, que aplicar el método D'Hondt sí afecta la proporcionalidad electoral, para ello argumentaremos, como el profesor José Ramón Montero considera que debe hacerse.

En la interesante conferencia, *Causas y factores de un nacionalismo radical o radicalizado*, que dictara en la Universidad de Salamanca, Montero señaló que Sartori, el clásico politólogo italiano que había fallecido poco tiempo antes, tiene un texto que dice que las ideas y los argumentos pueden expresarse en palabras, pero también en números y cuando un argumento tiene números y palabras es un argumento completo.

La forma correcta de evaluar si la desproporcionalidad de una distribución en una elección popular es mayor o menor a la de otra, es comparar los correspondientes índices de desproporcionalidad más utilizados en los estudios de sistemas electorales, esto es: el Índice de Desproporcionalidad Absoluta o de Loosemore y Hanby, el Índice Sainte Laguë, el índice de Mínimos Cuadrados o de Gallagher y los otros dos índices, menos utilizados, el de Desproporcionalidad Relativa y el Índice D'Hondt. Pero sabemos que, por ejemplo, el índice Loosemore y Hanby se minimiza en la distribución generada por el método Hare, el de Sainte Laguë en la generada por el método Webster y el índice D'Hondt en la distribución generada por el método D'Hondt, entonces es crucial el valorar primeramente esos índices y escoger el más conveniente. Por ello, continuamos con la argumentación de privilegiar el índice Sainte Laguë por sobre los demás.

7. Desproporcionalidad Absoluta (Loosemore y Hanby), Desproporcionalidad Relativa, Índice Sainte Laguë, Índice de Gallagher e Índice D´Hondt en el ejemplo de laboratorio planteado

Los de la tabla 11 son los índices correspondientes a las dos distribuciones generadas por Hare o Webster y por D´Hondt en el ejemplo “de laboratorio” que hemos propuesto, restando, de las votaciones que dan proporcionalidad perfecta, 150 y 200 votos a la primera y quinta lista respectivamente; es decir distribuyendo los mismos 15 escaños pasando de las votaciones de 5000, 4000, 3000, 2000 y 1000 a las votaciones 4850, 4000, 3000, 2000 y 800.

Tabla 11. Valores de los índices de desproporcionalidad Loosemore y Hanby, Sainte Laguë, Gallagher, D. Relativa y D´Hondt en el ejemplo de laboratorio planteado.

Método	Hare y Webster	D´Hondt
Distribución	(5, 4, 3, 2, 1)	(6, 4, 3, 2, 0)
Índices	Con Hare y Webster	Con D´Hondt
Í Loosemore y H.	1,433%	6,894%
Í Sainte Laguë	0,301%	6,930%
Í. Gallagher	1,059%	6,248%
Í D. Relativa	0,2977	1,2782
Í. D´Hondt	1,2208	1,2082

Aunque la contundencia de los números nos relevaría de la necesidad de utilizar más palabras; sin embargo, no podemos dejar de mencionar que el índice Loosemore y Hanby o de desproporcionalidad absoluta es 4,81 veces mayor (381% más) en la distribución generada por D´Hondt que en la generada por Hare o por Webster, el Índice Sainte Laguë es 23 veces mayor (2200% más), el de Gallagher 5,90 veces mayor (490% más), el de Desproporcionalidad Relativa 4,29 veces mayor (329% más) y el índice D´Hondt en cambio es 1,0104 veces mayor en la distribución generada por Webster o Hare (1,2208) que en la generada por el método D´Hondt (1,2082); es decir, apenas un 1,04% más. Pero, además, el valor 1,2208 es compartido por nueve distribuciones más, para las cuales, el índice de marras asigna igual desproporcionalidad.

El índice de desproporcionalidad D´Hondt, lo reiteramos, se minimiza con las distribuciones generadas por el método del mismo nombre y por lo tanto es menor en la distribución generada por el método de divisores naturales que en cualquier otra distribución lógica posible. En el ejemplo, la diferencia es muy pequeña, es cierto, pero se puede argumentar, es diferencia a favor del método D´Hondt.

Pero observemos lo siguiente, si dividimos el número de votos para el número de escaños de cada lista obtenemos el precio en votos de cada uno de los escaños de cada lista, precios diferentes entre lista y lista, que es el caso común, al no tener una proporcionalidad perfecta. Solamente que hay un problema, mientras todas las listas tienen votos, no a todas se les asigna escaños, entonces la división para cero no está determinada y eso obliga a que el índice sea pensado no como relación de votos a escaños sino de escaños a votos, normalmente en porcentajes. Ahora sí, dividir cero para cualquier número positivo es cero, entonces las listas que tienen cero escaños no pesan para nada a la hora de calcular el índice D´Hondt. El costo

en votos de los cero escaños naturalmente no se puede determinar, pero su inverso sí, es cero, ¿y qué importa?

Además, el índice D'Hondt no contiene una sumatoria, si recordamos, su expresión matemática es:

$$\text{Índice D'Hondt} = \text{máximo} \left(\frac{e_i}{v_i} \right)$$

Se trata entonces del valor máximo de entre los cocientes $\left(\frac{e_i}{v_i} \right)$ de cada una de las listas, para una distribución de escaños dada. Entonces si hay D distribuciones posibles de n escaños entre m listas, hay también D valores máximos de esos cocientes; el valor más pequeño de esos D valores máximos le corresponde a la distribución que generó el método D'Hondt, esa es la razón para que en el cálculo del valor del índice no exista una sumatoria como en todos los demás índices analizados.

En el ejemplo que venimos analizando, distribuir quince escaños entre cinco listas participantes en una elección es posible hacerlo de 83 maneras lógicas. Comenzando por la que entrega los quince escaños a la lista más votada y cero a las demás, hasta la que asigna tres escaños a cada una de las cinco listas. Si representamos por (15, 0, 0, 0, 0) a la primera distribución: 15 que corresponde a la asignación de la primera lista y 0 a cada una de las otras cuatro; la segunda distribución por (14, 1, 0, 0, 0) en ella 14 representa la asignación a la primera lista, 1 a la segunda y 0 a las otras tres; y, así sucesivamente, hasta llegar a la octogésima tercera (3, 3, 3, 3, 3) en donde cada una de las cinco listas recibe 3 escaños. Las 83 distribuciones posibles constan en las tablas N°12 a, b, c y d:

Tabla 12. Distribuciones

12a Distribuciones N° 1 a la N°21

Distribución N°	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
Lista	Escaños																				
1	15	14	13	13	12	12	12	11	11	11	11	11	10	10	10	10	10	10	9	9	9
2	0	1	2	1	3	2	1	4	3	2	2	1	5	4	3	3	2	2	6	5	4
3	0	0	0	1	0	1	1	0	1	2	1	1	0	1	2	1	2	1	0	1	2
4	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	0	0	0
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

12b Distribuciones N° 22 a la N°42

Distribución N°	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
Lista	Esaños																				
1	9	9	9	9	9	9	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	7	7	7	7	7
2	4	3	3	3	2	2	7	6	5	5	4	4	4	3	3	3	2	7	6	6	5
3	1	3	2	1	2	2	0	1	2	1	3	2	1	3	2	2	2	1	2	1	3
4	1	0	1	1	2	1	0	0	0	1	0	1	1	1	2	1	2	0	0	1	0
5	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	0	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

12c Distribuciones N° 43 a la N°63

Distribución N°	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63
Lista	Esaños																				
1	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6
2	5	5	4	4	4	4	3	3	3	2	6	6	6	5	5	5	5	4	4	4	4
3	2	1	4	3	2	2	3	3	2	2	3	2	1	4	3	2	2	4	3	3	2
4	1	1	0	1	2	1	2	1	2	2	0	1	1	0	1	2	1	1	2	1	2
5	0	1	0	0	0	1	0	1	1	2	0	0	1	0	0	0	1	0	0	1	1
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

12d Distribuciones N° 64 a la N°83

Distribución N°	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	
Lista	Esaños																				
1	6	6	6	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	4	4	4	4	3	
2	3	3	3	5	5	5	5	5	4	4	4	4	4	3	3	4	4	4	3	3	
3	3	3	2	5	4	3	3	2	4	4	3	3	2	3	3	4	4	3	3	3	
4	3	2	2	0	1	2	1	2	2	1	3	2	2	3	2	3	2	2	3	3	
5	0	1	2	0	0	0	1	1	0	1	0	1	2	1	2	0	1	2	2	3	
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

Con esta forma de identificar las distribuciones posibles, la sexagésima primera es la (6, 4, 3, 2, 0) que es la distribución generada por D'Hondt (divisores naturales) y la septuagésima quinta (5, 4, 3, 2, 1) la que generan Webster (divisores impares) o Hare (Cocientes y Restos Mayores).

Pues bien, ya hemos visto los valores que toman para estas distribuciones los índices Loosemore y Hanby, de Desproporcionalidad Relativa, Índice Sainte Laguë, índice de Gallagher e Índice D'Hondt para estas dos distribuciones, pero resulta interesante y esperamos que muy ilustrativo, analizar la capacidad de discriminar la desproporcionalidad de los diferentes índices que estamos analizando, por ejemplo, comparar en este aspecto los índices D'Hondt y Sainte Laguë que es lo que haremos a continuación.

Sabemos que el índice D'Hondt (1,2082) es minimizado en la distribución N° 61, generada por el método del mismo nombre, pero hay 10 distribuciones diferentes que tienen un valor muy próximo (1,2208) incluida la distribución N° 75 generada por Hare y por Webster. Las otras nueve son las distribuciones identificadas con los números 57; 58; 59; 62; 63; 65; 68; 69; 70 y 71.

Esta pobrísima capacidad de discriminar la desproporcionalidad de las diferentes distribuciones posibles se refleja también, en que, por ejemplo, los valores 1,409 y 1,610 se repiten en 10 distribuciones diferentes cada uno y los valores 1,4650 y 1,8124 en nueve distribuciones también cada uno; por eso, para las 83 distribuciones posibles hay apenas 17 valores diferentes de desproporcionalidad, medidos por este “índice”.

En este aspecto hay una enorme diferencia entre este “índice” y el Índice Sainte Laguë, basta señalar que, de acuerdo al último, hay apenas seis parejas de distribuciones que comparten el mismo valor del índice: las signadas con los números 70 y 77 comparten el valor 5.18%; la 57 y 64 el valor 11.81%; la 45 y 52 el valor 26.55%; la 16 y 18 el valor 54.33%; y, la 10 y la 12, el valor 77.63%. Por lo tanto, hay 77 valores diferentes del índice para las 83 distribuciones posibles.

Una manera todavía más contundente para este análisis consiste en comparar los valores del coeficiente de variación de los valores que toman los diferentes índices en las 83 distribuciones posibles, para ello presentamos la siguiente tabla que incluye los valores: mínimo, máximo, medio, desviación típica y coeficiente de variación de los cinco índices en las 83 distribuciones posibles del ejemplo construido.

Tabla 13. Algunos parámetros de los índices de desproporcionalidad en el ejemplo de laboratorio planteado.

Índices	Mínimo	Máximo	Media	Desviación Típica	Coefficiente de Variación
Í Loosemore y H	1,43%	66,89%	23,42%	13,81%	0,5894
Í. Sainte L.	0,301%	202,06%	37,65%	37,54%	0,9971
Í Gallagher	1,059%	54,11%	18,30%	10,96%	0,5990
Disp. Relativa	0,2977	6,0206	2,6449	1,2162	0,4598
Índice D'Hondt	1,2082	3,6625	1,7563	0,4915	0,2799

El valor más alto del Coeficiente de Variación corresponde al índice Sainte Laguë 0, 9971; le sigue, con una considerable diferencia, el del índice Gallagher con 0,5990; muy próximo el valor 0,5894 correspondiente al índice Loosemore y Hanby, a continuación, el valor 0,4598 del índice de Desproporcionalidad Relativa y por último del índice D'Hondt con un valor bastante más bajo 0,2799.

A continuación, y para terminar este análisis, veremos lo que ocurre con otras distribuciones posibles, no generadas por ninguno de los tres métodos que venimos comparando, pero que

tienen menos desproporcionalidad, medida por los índices más apropiados, que la distribución generada por D'Hondt.

Para este fin presentamos las dos siguiente tablas en los que constan los 15 valores menores de cada uno de los cinco índices de desproporcionalidad y el N° de la distribución correspondiente. Se han resaltado algunas de estas distribuciones, incluyendo la N°75 generada por Webster y Hare con el fondo gris más claro y la N°61 generada por D'Hondt con el gris más oscuro.

Entre las no generadas por ningún método destacan las distribuciones N°69 (5, 5, 3, 2, 0) y la N°72 (5, 4, 4, 2, 0). La N° 69 que resulta de la transferencia de un escaño de la quinta lista a la segunda desde la distribución N°75 y la N°72 en donde la transferencia de la quinta lista va a la tercera lista. Recordemos que la distribución N°61 resulta, con relación a la N°75, de una transferencia de un escaño de la quinta lista a la primera o más votada.

Tabla 14. Quince valores menores de los índices de desproporcionalidad Loosemore y Hanby, Sainte Laguë y de Gallagher y el número de distribución correspondiente.

Puesto	N°	Í. L y Hanby	N°	Í. Sainte Laguë	N°	Gallagher
1	75	1.433%	75	0.301%	75	1.06%
2	69	6.257%	80	3.41%	69	5.77%
3	72	6.416%	64	3.67%	72	5.86%
4	74	6.576%	71	4.10%	74	5.95%
5	61	6.894%	63	4.22%	61	6.25%
6	80	7.395%	70	5.18%	80	6.39%
7	70	7.463%	77	5.18%	70	6.59%
8	71	7.463%	62	5.30%	71	6.67%
9	73	7.622%	73	5.73%	73	6.67%
10	77	7.782%	69	6.81%	77	6.91%
11	81	7.873%	61	6.93%	62	7.01%
12	78	8.100%	72	7.35%	63	7.09%
13	76	8.100%	74	8.44%	65	7.16%
14	62	8.100%	59	9.10%	81	7.22%
15	65	8.100%	51	10.27%	76	7.54%

La distribución N°69, resaltada con el fondo gris intermedio, ocupa mejor posición que la N°61 para: el índice Loosemore y Hanby, segundo contra quinto puesto; para el Índice Sainte Laguë, décimo contra décimo primero; para el índice Gallagher, segundo contra quinto; y, para el índice de Desproporcionalidad Relativa, que consta en la siguiente tabla, décimo primero contra décimo segundo. Para la ordenación de acuerdo a este índice y al índice D'Hondt ha sido necesario reformar las columnas del "Puesto" debido a la repetición del sexto valor (0,9835) para las distribuciones N°70 y N°77 en el índice de Desproporcionalidad Relativa y las múltiples repeticiones del valor del índice D'Hondt que ya comentamos. Únicamente de acuerdo al índice D'Hondt, la distribución N°69 tendría apenas mayor desproporcionalidad (1,2208 contra 1,2082) que la N°61, segundo contra primer puesto.

Tabla 15. Quince valores menores de los índices de Desproporcionalidad Relativa y D'Hondt y número de distribución correspondiente.

Puesto	Nº	Í. D. Relativa	Nº	Í. D'Hondt	Puesto
1	75	0.2977	61	1.2082	1
2	65	0.7432	57	1.2208	2
3	80	0.7642	58	1.2208	2
4	71	0.8208	59	1.2208	2
5	63	0.8246	62	1.2208	2
6	70	0.9835	63	1.2208	2
6	77	0.9835	64	1.2208	2
8	62	0.9874	69	1.2208	2
9	73	1.0649	70	1.2208	2
10	51	1.2702	71	1.2208	2
11	69	1.2744	75	1.2208	2
12	61	1.2782	56	1.3022	12
13	72	1.3558	60	1.3022	12
14	50	1.4330	68	1.3022	12
15	59	1.5105	72	1.3022	12

Se incluye una columna con el puesto entre las 83 distribuciones posibles para destacar lo mucho que se repiten los valores del índice D'Hondt.

La N°72 ocupa dos terceros puesto contra los dos quintos puestos de la N°61 respecto a los índices Loosemore y Hanby y Gallagher; ocupa un puesto por detrás de la N°61 para los índices Sainte Laguë y de desproporcionalidad Relativa y el puesto 12 para el índice D'Hondt.

En las tablas puede observarse también, para los cuatro primeros índices, el gran salto del valor más pequeño correspondiente a la distribución N°75 generada por Webster y por Hare, al segundo: de 1,433% a 6,257% de la N°69 en el índice Loosemore y Hanby; de 0,301% a 3,41% de la N°80 en el índice Sainte Laguë; de 1,06% a 5,77% de la N°69 en el índice de Gallagher; y, de 0.2977 a 0,7432 de la N°65 en el índice de Desproporcionalidad Relativa. En cambio, con el índice D'Hondt el paso del primero al segundo puesto se hace casi imperceptible, de 1,2082 a 1,2208 pero no únicamente para una sino para 10 distribuciones, las signadas con los números: 57, 58, 59, 62, 63, 65, 69, 70, 71 y 75.

Una razón más que respalda la utilización del índice Sainte Laguë, por sobre los demás, está la analogía entre él y el estadístico χ^2 de Pearson para evaluar la bondad de ajuste de distribuciones empíricas a distribuciones teóricas de probabilidad. La frase de San Isidoro de Sevilla viene al caso: *“La eficacia de la analogía consiste en comparar lo dudoso con algo semejante que no ofrece duda, y clarificar cosas que ofrecen dudas mediante otras totalmente seguras”*. La utilización generalizada del estadístico mencionado y la evidente analogía con el índice Sainte Laguë, nos parece razón suficiente para el uso del índice cuando queremos encontrar una medida de qué tanto se ajusta una distribución de escaños (e_i = porcentaje de escaños) a la distribución de los votos (v_i =porcentaje de votos) de una elección, si observamos el paralelismo entre el porcentaje de escaños (e_i) y una frecuencia observada o empírica (O_i) y entre el porcentaje de votos (v_i) y la

frecuencia esperada o teórica (E_i). Así las expresiones matemáticas del índice y el estadístico son respectivamente:

$$ISL = \sum_{i=1}^m \frac{(e_i - v_i)^2}{v_i}, \text{ y } \chi^2 = \sum_{i=1}^m \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

Los significados de cada uno de los términos son los dados al explicar el paralelismo antes mencionado y m es el número de listas en el caso del índice y el de intervalos en el caso del estadístico.

La ventaja de la utilización del método de Divisores Impares para la asignación de escaños en una elección en particular se da porque la distribución que genera minimiza el Índice Sainte Laguë, que como hemos visto es el índice de mejores características para medir la desproporcionalidad; sin embargo, el que la asignación se realice así, y en todas y cada una de las elecciones necesarias para conformar un ente como la Asamblea Nacional, o del segmento de asambleístas provinciales de ese organismo, no garantiza que el resultado global: acumulado de todas esas elecciones, sea de una baja desproporcionalidad. Hay otros factores que no dependen del método de asignación de escaños que pueden aumentar esa desproporcionalidad, un análisis de la desproporcionalidad global o desproporcionalidad del sistema electoral se realiza en el siguiente capítulo.

8. Desproporcionalidad del Sistema Electoral Legislativo Ecuatoriano o Desproporcionalidad Global

La desproporcionalidad del Sistema Electoral Legislativo o Desproporcionalidad Global en su conjunto, depende no solo del método o métodos de distribución de escaños aplicados en cada elección sino de otras circunstancias, como son: la desproporcionalidad entre número de escaños asignados a cada circunscripción y su población; el ámbito de acción de cada partido o movimiento participante: nacional, regional, provincial; en los partidos de amplio ámbito de acción, el carácter propio de cada uno con relación a si su fuerza electoral es concentrada en una o pocas circunscripciones o más homogéneamente distribuida; la existencia o no de umbrales electorales; y, otras menos importantes.

Un ejemplo muy claro de algunas de estas circunstancias tenemos en las elecciones de asambleístas provinciales de Ecuador del año 2013 que presentamos a continuación:

Tabla 16. Porcentajes de votos y escaños con los métodos D'Hondt y Webster de las cuatro listas más votadas y de otros partidos o movimientos con o sin representación en las elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador el año 2013.

Listas	Con D'Hondt		Con Webster	
	% Votos	% Escaños	% Votos	% Escaños
1	50.74%	74.14%	50.74%	60.4%
2	8.95%	5.17%	8.95%	12.93%
3	8.32%	6.90%	8.32%	6.03%
4	5.38%	5.17%	5.38%	12.93%
Otros con R.	2.34%	8.62%	2.34%	14.66%
Otros sin R.	24.27%	0%	24.27%	0%
Total	100%	100%	100%	100%

Se presentan por orden de votación las primeras cuatro listas y los otros partidos o movimientos, éstos se distinguen en dos grupos: los “Otros con representación” y los “Otros sin representación”. Bajo la identificación “Con D'Hondt” constan las votaciones y asignación de escaños efectivamente realizada por ser ese el método vigente (divisores naturales), en cambio “Con Webster” se presentan las asignaciones que se habrían dado con aplicación del método de divisores impares. Lógicamente, con este método acceden a la asignación más partidos o movimientos que con D'Hondt, eso hace que el porcentaje de votos del grupo “Otros con representación” se incremente y el de “Otros sin representación” disminuya, en la misma cantidad, dando la suma 26,61% en ambos casos.

En el grupo de otros con representación se agrupan algunos partidos pequeños con importante incidencia electoral en alguna provincia y casi nula en otras, o partidos o movimientos con presencia exclusiva en una provincia.

Los otros sin representación, que con el método D'Hondt tienen una votación cercana a la cuarta parte del total, no reciben ningún escaño, provocando de hecho un incremento significativo en la desproporcionalidad global del sistema, morigerada en parte con la sustitución del método por el de Webster.

Con ambos métodos, podemos observar que el tercer partido más votado, 8,32% de los votos, tiene mayor asignación de escaños que el segundo, que por lo tanto tiene mayor votación, 8,95%, pero mucho más concentrada en una sola provincia, en tanto que el tercero lo tiene más homogéneamente distribuida.

Con miras a “medir” la desproporcionalidad general del sistema electoral ecuatoriano, en este caso del subsistema correspondiente a la Asamblea Nacional, y dentro de él, del segmento de asambleístas provinciales, debido a la enorme cantidad de partidos y movimientos políticos y no pocas alianzas, nos hemos visto obligados a realizar la agrupación de los otros partidos o movimientos. Sin embargo, de ser esta una práctica común, en la mayoría de los casos no se distinguen en el grupo de otros los que sí obtienen representación de los que no lo consiguen (Goldenberg & Fisher, 2017).

Como sin duda, considerar cuatro partidos y “Otros” en dos grupos, es diferente a hacerlo con un solo grupo, también lo es no tomar cuatro partidos sino tres o cinco, entonces vemos que esta “medida” de la desproporción del Sistema Electoral puede resultar un tanto arbitraria o por lo menos no absolutamente definida. No olvidemos que, por otro lado, el instrumento de medición tampoco es asunto finiquitado (Urdánóz, J, 2006). Entonces, para orientar un poco sobre esta preocupación de la desproporcionalidad general de un sistema electoral, más allá del método de asignación de escaños, que puede contribuir a aumentar o disminuir la desproporcionalidad general, analizaremos lo que ocurre con algunos índices de desproporcionalidad; y, por supuesto, veremos qué ocurre solamente con dividir o no el grupo de otros en dos subgrupos.

Los valores de los índices antes analizados, para los cuatro partidos y los dos grupos de “otros”, con y sin representación, son los siguientes:

Tabla 17. Índices de desproporcionalidad global considerando las cuatro listas más votadas y otros partidos con y sin representación. Elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador el año 2013.

	Í L y Hanby	Gallagher	Í. D´Hondt	D- Relativa	Í. S. Laguë
Con D´Hondt	29.68%	24.42%	3.684	4.777	53.76%
Con Webster	23.87%	17.92%	2.589	3.780	40.65%

Nótese que, inclusive el índice D´Hondt resulta menor con Webster que con el propio método D´Hondt.

Los mismos índices, pero para los cuatro partidos y un solo grupo de “otros”, son los siguientes:

Tabla 18. Índices de desproporcionalidad global considerando las cuatro listas más votadas y un solo grupo que incluye a todos los otros. Elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador el año 2013.

	Í L y Hanby	Gallagher	Í. D´Hondt	D- Relativa	Í. S. Laguë
Con D´Hondt	23.40%	21.07%	1.461	1.769	24.80%
Con Webster	14.87%	11.52%	1.554	1.640	10.77%

Quizá presentar los dos cuadros conjuntamente puede complicar un poco las cosas, pero al mismo tiempo nos permitirá una más rica variedad de observaciones que esperamos vayan en

la dirección de orientar este tema de la desproporción, ya no en la asignación de escaños en una elección pluripersonal sino en el resultado acumulado de varias elecciones.

En cada uno hemos calculado cinco índices de desproporcionalidad con dos métodos de asignación de escaños cada uno, de entre una gran cantidad de métodos propuestos -poco utilizados en la práctica- pero aclaremos, se trata de dos métodos de asignación de escaños en cada una de las elecciones pluripersonales, pues aunque hay intentos de introducir asignaciones que consideran la globalidad: “escaños compensatorios”, por ejemplo, en el país no pasan todavía de ejercicios académicos que pueden y deberían ser más estudiados, tanto en el planteamiento como en su evaluación (Ramírez-Marriot, 2016). Los cinco índices presentados, así mismo dentro de una cantidad muy grande de índices propuestos, también pocos de ellos utilizados en la práctica (Ocaña y Oñate, 1999), miden diferentes aspectos de la desproporcionalidad.

Veamos, los dos primeros, son dos formas de medir lo que se conoce como desproporcionalidad absoluta: en esencia diferencias entre porcentajes de escaños y votos. Hay alta correlación entre los valores que toma uno y otro índice en las diferentes distribuciones posibles en una elección dada, el primero, Índice Loosemore y Hanby y el segundo el de Gallagher o de Mínimos Cuadrados (Gallagher, 1991). Más frecuentemente utilizado inicialmente el primero pero rebasado por el segundo a partir de 1994, auge que le lleva a constituirse prácticamente como el único en todos los estudios electorales.

Ese auge del índice de Gallagher y “*las anomalías que le rodean*” provocan la preocupación y en consecuencia fuertes críticas, algunas de ellas no bien sustentadas, por parte de Jorge Urdániz Ganuza (2016), quizá en parte por la excesiva preferencia del autor por el índice Loosemore y Hanby o de desproporcionalidad absoluta, al cual, en el Resumen o Abstract de su artículo, se refiere como “*el índice más sencillo e intuitivo de todos...*”

Existe una considerable analogía entre el índice de desproporcionalidad de mínimos cuadrados con la medida estadística de dispersión, la Desviación Típica o Estándar. La alta utilización de esta última en aplicaciones de Estadística quizá influyó en la preferencia creciente del índice de Gallagher o de mínimos cuadrados.

Los siguientes dos índices, D’Hondt y de Desproporcionalidad Relativa son sin duda menos utilizados. Siendo medidas de desproporcionalidad relativa, no estén definidos en porcentajes.

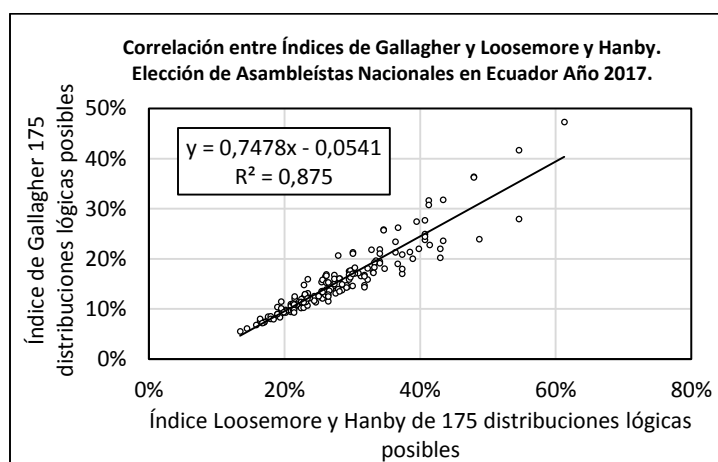
El índice D’Hondt que se minimiza con distribuciones generadas por el método del mismo nombre en una elección pluripersonal particular¹⁶, no necesariamente es menor cuando se evalúan los resultados globales de varias elecciones como ocurre con las elecciones para miembros de la Asamblea Nacional. El de Desproporcionalidad Relativa no se minimiza necesariamente con alguno de los métodos conocidos, pero, sin duda, una de las diferentes distribuciones correspondientes a una elección en particular presentará el menor valor de este índice.

El último, el índice Sainte Laguë, mide la desproporcionalidad considerando la absoluta y la relativa al mismo tiempo; tiene una fuerte analogía con el estadístico χ^2 de intensa aplicación en investigación en general; comparado con diferentes índices propuestos, tiene el mayor coeficiente de variación de los valores que arrojan las diferentes distribuciones posibles de un número n de escaños entre m listas participantes, propiedad que da cuenta de su mayor capacidad de discriminar la diferente desproporcionalidad de esas distribuciones;

¹⁶ En la primera tabla resulta menor el correspondiente al cálculo del índice con asignación global realizada con Webster y no con D’Hondt, por tratarse de asignación acumulada de 31 elecciones.

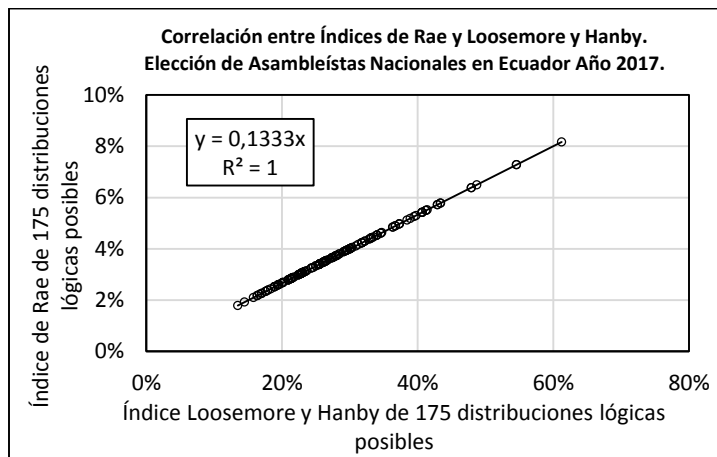
concomitantemente tiene gran sensibilidad a transferencias; es considerado por investigadores de sistemas electorales como el índice que debería establecerse como la medida estándar de desproporcionalidad; se minimiza cuando la asignación de escaños se realiza con el método de divisores impares, naturalmente al tratarse de una elección en particular, en donde a nuestro entender es insustituible. El reemplazo que el índice Loosemore y Hanby ha tenido por el índice de Gallagher, en análisis comparado de sistemas electorales, se dio con cierta facilidad por ser dos formas similares, no iguales, de medir un mismo aspecto de la desproporcionalidad, la desproporcionalidad absoluta. Eso explica, por ejemplo, los altos coeficientes de correlación existentes entre los valores que toman uno y otro índice en las diferentes distribuciones lógicas posibles en una elección dada. En el siguiente gráfico se presenta la correlación existente entre los 175 valores que toman estos dos índices correspondientes a otras tantas distribuciones lógicas posibles de quince escaños entre quince listas. Al coeficiente de determinación $R^2 = 0,875$, le corresponde el coeficiente de correlación $R = 0,9354$.

Figura 3. Correlación entre el índice de Gallagher y el índice Loosemore y Hanby. Elección de Asambleístas Nacionales en Ecuador Año 2017.



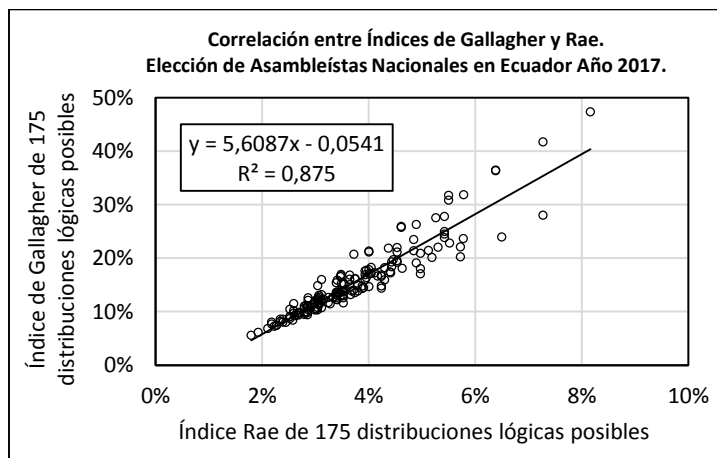
Una correlación perfecta se tiene entre los valores del Índice Loosemore y Hanby y el Índice Rae, todos los puntos están sobre una línea recta, la de ajuste de mínimos cuadrados, en razón de que el Índice Loosemore y Hanby es igual al Índice Rae multiplicado por el número de listas y dividido para dos; es decir, dos índices miden lo mismo con escalas diferentes. El coeficiente de correlación naturalmente es 1.

Figura 4. Correlación entre el índice de Rae y el índice Loosemore y Hanby. Elección de Asambleístas Nacionales en Ecuador Año 2017.



El coeficiente de correlación entre el índice Rae y Gallagher para la misma elección, naturalmente será $R = 0,9354$, igual que entre Loosemore y Hanby y Gallagher. La recta de ajuste es diferente, pero el coeficiente de determinación $R^2 = 0,875$ y por lo tanto el de correlación $R = 0,9354$.

Figura 5. Correlación entre el índice de Gallagher y el índice de Rae. Elección de Asambleístas Nacionales en Ecuador Año 2017.



En el caso del índice Sainte Laguë, a pesar de las varias ventajas y características positivas que tiene, creemos más difícil el proceso de sustitución del índice de Gallagher, por ejemplo, porque lo que mide es un aspecto más integral de la desproporcionalidad, la absoluta y relativa al mismo tiempo, lo que significaría un cambio más drástico en el análisis comparado.

Comentemos algo de los números que representan la desproporcionalidad del sistema electoral: de la pequeña muestra de los diferentes valores que pueden describir la “desproporcionalidad”

del Sistema Electoral Ecuatoriano, tendríamos que realizar un nuevo tamizado para no tener una variedad tan alta de valores y de unidades o formas de expresar esta desproporcionalidad, en principio descartemos los índices que miden únicamente desproporcionalidad relativa, así los índices D'Hondt y de Desproporcionalidad Relativa tendrán un comentario marginal posterior.

Entonces quedan los más utilizados Loosemore y Hanby, Gallagher y Sainte Laguë. A pesar de que hemos señalado como el indiscutido mejor índice al último, restrinjamos su aplicación para la asignación de escaños en una elección particular y quedémonos con los dos primeros para el análisis comparado de sistemas electorales.

Por último, dada la analogía con la medida estadística más utilizada, la Desviación Típica y por ser también el más utilizado en la actualidad, nos quedaremos con el índice de Gallagher o de Mínimos Cuadrados. Es destacable el hecho de que Gallagher no le dio su nombre, sino que fue precisamente este investigador de sistemas electorales el que lo identificó como de Mínimos Cuadrados.

Antes de analizar los resultados presentados en las tablas anteriores haremos unas últimas observaciones específicas sobre el índice seleccionado, si bien tiene una definición, llamemos precisa, el mismo Gallagher, su proponente, realiza una simplificación al agrupar los partidos políticos que no obtienen escaños en el grupo otros. Inclusive una variante propuesta por Lijphart los elimina del todo. Nosotros, por la cantidad de partidos, movimientos y alianzas que funcionan en algunas circunscripciones y no en otras, no solamente hemos agrupado los partidos que no reciben escaños sino hemos considerado los cuatro partidos más votados y todos los demás los hemos clasificado como otros, distinguiendo éstos en “otros con representación” y “otros sin representación”, hecho que sin duda afecta la valoración del índice. Lo dicho es una muestra de que, con un sistema de partido tan disparatado como el de nuestro país, pretender una medida, no digamos precisa, simplemente razonable de desproporcionalidad global, es una aventura sin mayor esperanza de éxito.

El índice de Mínimos Cuadrados, en parte por la simplificación de agrupar los partidos pequeños, ha sido calificado de:

[...] sesgado desde el punto de vista político: dado que otorga poco peso a las desviaciones pequeñas, minusvalora siempre la cantidad de desproporcionalidad correspondiente a los pequeños partidos que no obtienen escaño. De alguna manera, el índice de Mínimos Cuadrados implica entonces introducir el «Efecto Mateo» ya no en la asignación de escaños, sino en la propia medición de la desproporcionalidad de tal asignación*.

En efecto, si en un primer momento son los electores los que hacen «pequeños» a ciertos partidos (y la primera ponderación toma nota de esa decisión del cuerpo electoral), en un segundo tiempo es el propio investigador el que, al medir la desproporcionalidad, utiliza un índice que interpreta (mediante una segunda ponderación superpuesta a la primera) que los partidos deben pesar menos todavía de lo que los electores han decidido**.

Lo cierto es que el versículo del primer evangelista no puede describir mejor el proceso: «al que produce se le dará hasta que le sobre, mientras al que no produce se le quitará hasta lo que había recibido» (Mateo 25:29). (Urdánoz, 2006, pp. 285, 286)

* Este primer párrafo de la cita transcrita tiene la siguiente referencia signada con el número 28:

M. Alcántara-Sáez (en *Gobernabilidad, crisis y cambio*. Centro de Estudios Constitucionales, Madrid, 1989, p 52) utiliza la expresión «Efecto Mateo» para referirse a la regularidad descrita por Rae según la cual todo sistema electoral beneficia a los partidos grandes y perjudica a los pequeños. Rae cita tanto a Mateo como al más siniestro Alguacil de Nottingham («...como el alguacil de Nottingham, el régimen electoral suele robar al pobre y dar al rico»). En D. W. Rae. *Leyes electorales de partidos*, pág. 140 y 87.

** Al segundo párrafo le corresponde esta otra, la referencia 29:

Es la propia construcción matemática del índice la que de por sí implica tal consecuencia. Como se ha dicho, con él «se quita importancia a las desviaciones pequeñas y por tanto a la no representación de partidos pequeños» (en María Luis Márquez, *Representación proporcional. Representación parlamentaria*. Tesis Doctoral, Universidad de Granada, Dpto. de Matemática Aplicada, Granada, 1997, pág. 18. A tal circunstancia *conceptual* se ha de añadir, en la propuesta de Lijphart, la recomendación *operativa* de ignorar a los partidos pequeños calificados como «otros partidos». Las razones que esgrime para ello nos parecen absolutamente desafortunadas (no solo desde el punto de vista meramente analítico o matemático, sino desde una perspectiva y directamente normativa), pero no podemos entrar ahora en valorarlas.

Para no complicar más el asunto, solamente señalamos que, elevar al cuadrado las desviaciones acumuladas de los partidos pequeños, que no obtienen escaños, al considerarlos como el grupo de otros de ninguna manera significa restar valor a las desviaciones de esos partidos para “perjudicarlos”, es todo lo contrario. Esa doble ponderación, señalada en una de las críticas del profesor Urdániz y subrayada por nosotros en el segundo párrafo de la transcripción, es casualmente la que permite relieves esas injustas desviaciones a favor de los partidos grandes. La simplificación de agrupar los partidos pequeños en otros va, así mismo, en la dirección de incrementar el valor del índice: el cuadrado de la suma de números positivos es siempre mayor que la suma de los cuadrados de ellos. Otra cosa diferente es distinguir en el grupo de otros los que consiguen representación de los que no lo consiguen.

Concordamos con Urdániz en dos cosas: 1.- La división para dos en la suma de las diferencias de porcentajes de escaños y votos en valor absoluto para el cálculo del índice Loosemore y Hanby, es absolutamente justificado en función de lo que quiere representar el índice, no así en el caso de la suma de las diferencias al cuadrado del índice Gallagher; y, 2.- La eliminación de los “otros partidos” propuesta por Lijphart, sí puede distorsionar la medida, en ocasiones de manera significativa, especialmente cuando la aplicación de métodos de distribución de escaños perjudica ostensiblemente a los partidos pequeños, sin embargo, eso no ocurre por ejemplo en la elección federal canadiense de 2015.¹⁷

Pues bien, con todas las limitaciones señaladas, realizamos los siguientes análisis, previamente incluimos nuevamente los contenidos de las tablas ya presentadas con los valores desglosados de cada uno de los índices:

El índice de **Gallagher** toma, los siguientes valores:

¹⁷ Wikipedia. *Índice de Gallagher*. Atención obtenida en Canadá. Da cuenta de que el índice agrupando los partidos que no obtuvieron escaños, como propone Gallagher, el índice toma el valor 12,02 (sic)*. Con elaboración propia hemos comprobado que, eliminando los “otros, partidos que no obtuvieron escaños” apenas baja a 12,01%. Los “otros” son insignificantes en votos y naturalmente en escaños. (sic)* debería decir 12,02%.

Tabla 19. Valores del índice de Gallagher con asignaciones con D’Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.

Cuatro partidos y dos grupos de otros: con y sin representación	Índice Gallagher
Con método D’Hondt	24,42%
Con Método Webster	17,92%
Cuatro partidos y un solo grupo de otros.	Índice Gallagher
Con método D’Hondt	21,07%
Con Método Webster	11,52%

Con dos grupos de otros, la tabla nos dice que el índice Gallagher baja de 24,42% a 17,92% si la asignación de escaños en cada una de las 31 elecciones se realiza con el método de divisores impares en sustitución del de divisores naturales 6,5% menos que es un efecto muy positivo de una de las medidas que hemos venido sosteniendo indispensables, esto es sustituir el método D’Hondt por el de Webster en la elección de asambleístas provinciales y lógicamente también de representantes de los migrantes.

En la segunda parte de la tabla estos valores pasan de 21,07% con asignaciones realizadas con D’Hondt a 11,52% con las realizadas con Webster, es decir, no distinguir los grupos “otros con representación” y “otros sin representación” y considerar únicamente el grupo “otros” además de los cuatro partidos más votados, da valores del índice más bajos, pero de ninguna manera significa que el sistema es menos desproporcional, por la diferente manera de considerar los “otros”, lo es, y muy significativamente, por la manera de asignar los escaños, es decir, en una y otra forma de agrupar los otros: en dos grupos con y sin representación, o en un solo grupo, el índice baja de 24.42% a 17.92% en el primer caso por pasar de asignaciones con D’Hondt a asignaciones con Webster y en el segundo de 21.07% a 11.52% por ese mismo cambio. Por todo lo explicado, si se quiere comparar con otros sistemas electorales, este hecho debe ser tomado en cuenta. Cambiar el método de distribución de escaños sí cambia la desproporcionalidad global pues cambia la asignación, cambiar de forma de agrupar no tiene ningún efecto en la desproporcionalidad sino únicamente en el valor que toma este indicador, asunto a tomarse en cuenta para comparaciones con otros sistemas electorales. Aquí hablar del “efecto Mateo” resulta una exageración pues, nadie quita nada a nadie con la diferente forma de agrupar los “otros” para efectos de cálculo del índice.

Aunque resulte redundante, bajar el índice de 24.42% a 21.07% por el cambio de la forma de agrupar los “otros” con asignaciones con D’Hondt, o bajar de 17.92% a 11.52% con asignaciones con Webster, no son cambios en la desproporcionalidad del sistema: son solamente cambios en los valores que toma el índice que deben ser considerados para comparaciones con otros sistemas. Pasar el índice de 24.42% a 17,92% con la primera agrupación o de 21.07% a 11.52% en la segunda agrupación, es sí una evidencia de disminución de la desproporcionalidad por el cambio de asignación con D’Hondt a Webster.

Ahora tratemos de contestar esta pregunta: ¿Es mejor la primera forma de agrupar o la segunda? O una más general ¿Es aceptable realizar agrupaciones para el cálculo del índice de Gallagher?

Parece ser que el análisis comparado de sistemas electorales, de no mediar la atención a estos asuntos, en un momento dado nos puede conducir a comparar peras con manzanas, una de las primeras cosas que aprendí que no es conveniente hacer, especialmente en asuntos matemáticos, otra cosa sería el opinar sobre el sabor de unas y otras.

Entonces, no hay duda de que la sustitución del método D'Hondt por el de Webster, para la asignación de escaños implica, no solamente el cambio del valor del índice sino disminución en la desproporcionalidad, pero tener una medida de esa disminución ahora resulta otro problema.

En el primer caso, con dos grupos de otros, disminuye 6,5% (24,42% a 17,92%) pero en el segundo 9,55% (21,07% a 11,52%) y todavía con relación a un valor menor, podemos ponerlo así: en el primer caso la desproporcionalidad medida con las asignaciones hechas con Webster es el 73,38% (17,92% respecto a 24,42%) de la desproporcionalidad medida con las asignaciones hechas con D'Hondt, pero en el segundo, con un solo grupo de "otros", resulta el 54,67% (11,52% respecto a 21,07%).

¿Cuál es el verdadero efecto de cambiar el método de distribución de escaños en la desproporcionalidad del sistema electoral de asambleístas provinciales del Ecuador? Pregunta, sin duda, de muy difícil respuesta. En no pocos estudios, la distinción del grupo de otros es poco practicada, entonces estaríamos tentados a decir "sustituir el método D'Hondt por el de Webster reduce la desproporción, medida con el índice de Gallagher, a casi la mitad (54,67%)", pero también es cierto que hay estudios en donde el grupo de otros lo conforman solo los partidos que no tienen asignación de escaños, es más, la propia propuesta de Gallagher es casualmente agrupar a esos partidos.

El índice de **Loosemore y Hanby** toma, los siguientes valores:

Tabla 20. Valores del índice Loosemore y Hanby con asignaciones con D'Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.

Cuatro partidos y dos grupos de otros: con y sin remplazamiento	Índice Loosemore y Hanby
Con método D'Hondt	29,68%
Con Método Webster	23,87%
Cuatro partidos y un solo grupo de otros	Índice Loosemore y Hanby
Con método D'Hondt	23,40%
Con Método Webster	14,87%

Entonces hagamos el mismo ejercicio con el índice Loosemore y Hanby. En el primer caso baja 5,81% (29,68% a 23,87%) y en el segundo 8.53% (23,40% a 14,87%), las cosas no son muy diferentes, ya lo dijimos, los dos índices están muy correlacionados. Con dos grupos de otros el índice se reduce con Webster al 80,42% y con un solo grupo de otros al 63,55%, con relación a los valores que toma el índice con las distribuciones generadas con D'Hondt.

Estos son solo ejemplos de lo difícil que resulta medir unívocamente una desproporcionalidad y una variación de ella producida por modificaciones en la legislación electoral, lo que no nos queda duda y espero que, a nadie, es lo positivo de desterrar, quizá para siempre, el método de divisores naturales en nuestra ley.

El índice de **D'Hondt** toma, los siguientes valores:

Tabla 21. Valores del índice D´Hondt con asignaciones con D´Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.

Cuatro partidos y dos grupos de otros: con y sin replazamiento	Índice D´Hondt
Con método D´Hondt	3,684
Con Método Webster	2,589
Cuatro partidos y un solo grupo de otros	Índice D´Hondt
Con método D´Hondt	1,461
Con Método Webster	1,554

Con el índice D´Hondt pasan dos cosas destacables: con la primera agrupación, resulta menor (2.589) cuando las asignaciones se dan con el método de divisores impares –Webster- que con el de divisores naturales –D´Hondt- (3.684) contrario a lo que ocurre en una elección en particular, en donde este índice se minimiza con aplicación de divisores naturales. Con la segunda agrupación, como con los demás índices, los valores son menores a los de la primera agrupación (con D´Hondt pasa de 3,684 a 1,461 y con Webster de 2,589 a 1,554) pero esa disminución resulta bastante más marcada con el método D´Hondt que con Webster, llegando a ser, para esta agrupación, inclusive menor el índice con el propio método D´Hondt que con Webster (1,461 y 1,554 respectivamente) parecería que tuviera algo más de lógica; sin embargo, es un cambio que solo con un índice tan deficiente como el índice D´Hondt puede ocurrir. Por esta y muchas razones más, espero que entre ellas no esté mi limitada información, no tengo noticias de que a alguien se le haya ocurrido utilizar este índice para análisis comparado de desproporcionalidad de sistemas electorales. Lo último podríamos decir que también ocurre con el índice de Desproporcionalidad Relativa.

El índice de **Sainte Laguë** toma, los siguientes valores:

Tabla 22. Valores del índice Sainte Laguë con asignaciones con D´Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.

Cuatro partidos y dos grupos de otros: con y sin replazamiento	Índice Sainte Laguë
Con método D´Hondt	53,76%
Con Método Webster	40,65%
Cuatro partidos y un solo grupo de otros	Índice Sainte Laguë
Con método D´Hondt	24,80%
Con Método Webster	10,77%

Con el índice Sainte Laguë pasan también cosas destacables: con la primera agrupación hay una disminución de 13,11% (53,76% - 40,65%) al pasar las asignaciones de divisores naturales a impares y con la segunda un 14,03% (24,8% - 10,77%). En medidas relativas el índice se reduce con Webster al 75,61% del valor con D´Hondt (40,65% respecto a 53,76%) en la primera agrupación y al 43,43% en la segunda (10,77% respecto a 24,80%). Si bien el efecto del cambio de método de asignación de escaños es comparable a lo que ocurre con Loosemore y Hanby o con Gallagher, el cambio de agrupación resulta que afecta mucho más a este índice. Con D´Hondt pasa de 53,76% en la primera agrupación a 24,80% en la segunda y con Webster de 40,65% a 10,77% en la segunda. El índice Gallagher solamente pasa con D´Hondt de 24,42% a 21,07% de la primera a la segunda agrupación y con Webster de 17,92% a 11,52%. Eso demuestra la mucho mayor sensibilidad del índice Sainte Laguë.

Al ser nuestra perspectiva de análisis de los sistemas electorales la estadístico-matemática, a diferencia de investigadores de Ciencia Política muy destacados, que, sin dejar de serlo, poco incursionan en ella, considero aventurado pretender medir y mucho menos con precisión, tanto la desproporcionalidad global de los sistemas electorales como los efectos de medidas legislativas que busquen disminuir esa desproporcionalidad, al menos en nuestro país.

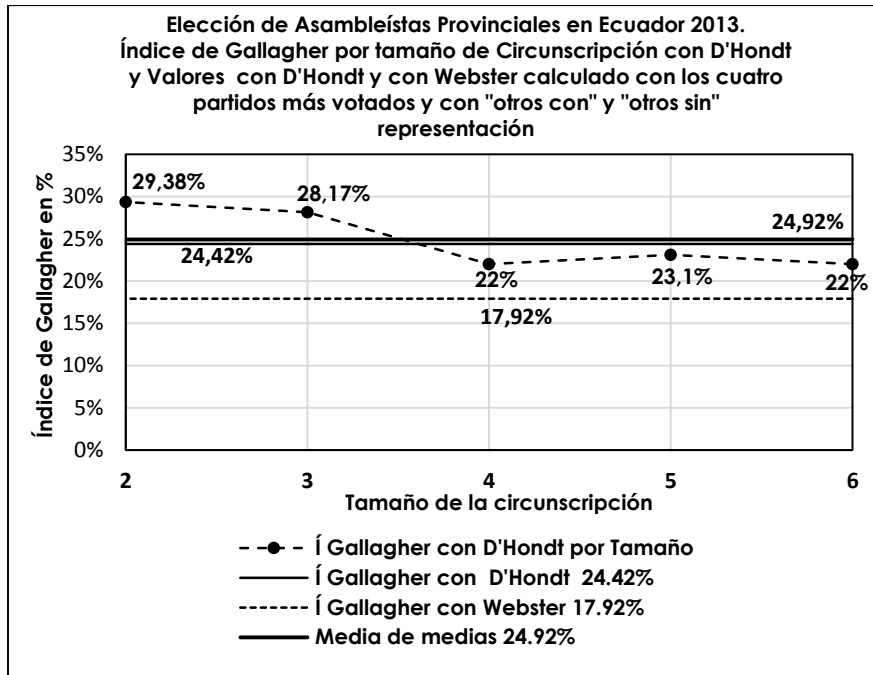
Esta poco optimista forma de ver la medición de la desproporcionalidad global está seguramente marcada por el incipiente desarrollo de nuestro sistema electoral, en el cual, la abundancia de partidos, movimientos y alianzas, es posiblemente la característica más destacable; y, en el pasado reciente, la aplicación de uno de los métodos que generaba distribuciones muy desproporcionales en el segmento más amplio de la Asamblea Nacional, 116 asambleístas provinciales y seis representantes de los migrantes, de un total de 137 legisladores. Ciertamente una realidad muy diferente a la de Canadá, por ejemplo.

Si interesan las comparaciones, recomendaría tratar de identificar claramente las condiciones y características de los sistemas que se comparan.

Siendo más, mucho más, hombre de números que, de letras, confieso mi inclinación por identificar medidas que busquen disminuir la desproporcionalidad global de un sistema electoral, aunque no podamos cuantificar en forma precisa esos efectos. Me contento con saber que sustituir el método D'Hondt por el de Webster va en esa dirección, no pretendo saber ni decir cuánto, me contento con saber que es bastante. Así mismo, sé que en las circunscripciones grandes las distribuciones resultan, con cualquier método y en general, menos desproporcionales que en las pequeñas, pero sé también que pueden haber resultados electorales que en ocasiones contradigan esta característica, tampoco escapa a mi conocimiento que en nuestra constitución hay un principio que privilegia la proporcionalidad a la gobernabilidad, pero también hay otro que habla de la igualdad del voto, y que, cuando de conformar un mismo organismo con varias elecciones se trata, medidas que pueden ir en la dirección de mejorar el uno pueden afectar al otro y viceversa, por eso cualquier medida en la dirección de mejorarlos debe ser analizada conjuntamente.

A pesar de todas estas observaciones, las dos valoraciones del índice Gallagher en la agrupación con los cuatro partidos más votados, “otros con representación” y “otros sin representación”, con las asignaciones generadas por los métodos de D'Hondt (24,42%), y Webster (17,92%), y las valoraciones medias de este índice que se incluye en *El sistema electoral legislativo y el mandato constitucional de proporcionalidad*, de Cristina Ramírez Marriot, 2016, para circunscripciones de tamaños entre dos y seis, y la media de esas medias (24,92%), nos permiten una comparación de estas valoraciones, al corresponder unas y otras al subsistema de asambleístas provinciales en nuestra legislación electoral. La realizamos con una representación gráfica de estas elaboraciones y esperamos resulte ilustrativa.

Figura 6. Índice de Gallagher por tamaño de circunscripción con D'Hondt y valores con D'Hondt y con Webster calculado con los cuatro partidos más votados y con otros con y sin remplazamiento.



Los valores del índice global de Gallagher con asignaciones con D'Hondt -24,42%- y con Webster -17,92%- está representado por las líneas delgadas: continua y punteada, paralelas al eje horizontal. Los valores puntuales para tamaños entre dos y seis consta en el artículo mencionado de Cristina Ramírez Marriot, son valores promedio de los que toma el índice para cada circunscripción: así, 29,38%* es el valor promedio de los seis valores correspondientes a las seis circunscripciones de tamaño dos; 28,17%* es el promedio de los, también seis, valores correspondientes al tamaño 3; el 22% correspondiente al tamaño cuatro es el promedio de los 10 valores del índice correspondientes a las 10 circunscripciones de ese tamaño; 23,1% corresponde al promedio de las 8 circunscripciones de tamaño 5; y, 22% correspondiente al tamaño seis es el valor del índice de la única circunscripción de ese tamaño, la de la provincia de Los Ríos.

*En el caso de los tamaños dos y tres nos hemos permitido presentar las cifras con dos decimales, en el original constan los valores 29,4% y 28,2%.

La recta continua paralela al eje horizontal y que corresponde al valor del índice Gallagher con la asignación real, es decir con D'Hondt, y con nuestra agrupación (24,42%), resulta similar al promedio de los cinco valores correspondientes a los cinco tamaños de circunscripción (24,92%) representado por la línea continua gruesa. Pero esto no es más que una mera coincidencia, la otra agrupación nos diría otra cosa y el promedio de los cinco valores es solamente eso, promedio simple de promedios simples, no ponderados como correspondería y por lo tanto no es el valor estricto del índice, si pudiéramos hablar de que hay uno.

También, a pesar de estas limitaciones, se observa claramente tres cosas importantes: la desproporcionalidad disminuye con la asignación realizada en todas las circunscripciones con el método de Webster en comparación con las del método D'Hondt; la desproporción disminuye al incrementarse el tamaño de la circunscripción; y, la desproporcionalidad del sistema electoral ecuatoriano es muy alta. Según los estándares usuales, no podríamos decir que se trate de un Sistema de Representación Proporcional, a pesar de que nuestra Constitución lo manda. Por lo tanto, lo menos que podemos esperar, es que se mantenga para todas las elecciones el método de divisores impares.

9. Desmitificando los Límites de la Cuota y Defensa del método de Divisores Impares: Webster, o más apropiadamente, Sainte Laguë; y, del Índice Sainte Laguë

Cuando se analiza la desproporcionalidad global de un sistema electoral, como el sistema electoral de asambleístas provinciales en el caso ecuatoriano, quizá cabe utilizar un índice como el de Gallagher, que no se minimiza necesariamente con el método con el que se realizan las asignaciones de escaños en cada una de las elecciones que forman parte del sistema.

En el caso de una elección particular, parece lo más conveniente seleccionar un método que genere distribuciones que minimicen alguno de los índices de desproporcionalidad, cambiando así el objetivo de buscar “el mejor método” por el de buscar “el mejor índice de desproporcionalidad”.

Como Balinsky y Young (1982) demostraron matemáticamente que no hay método que cumpla al mismo tiempo los límites de la cuota y que no dé lugar a paradojas, los investigadores de sistemas electorales, especialmente los de la vertiente estadístico-matemática, han buscado acercarse a cumplir este ideal ante la imposibilidad de alcanzarlo plenamente. El resultado ha sido una proliferación de métodos y variantes de ellos, aunque son pocos los que han tenido aplicación significativa en la práctica.

Nuestro análisis se ha centrado básicamente en tres métodos: Cocientes y Restos Mayores, Divisores Naturales y Divisores Impares, conocidos también como Hare o Hamilton, D'Hondt y Webster o Sainte Laguë, respectivamente. El primero cumple los límites de la cuota, pero puede generar paradojas, el segundo y el tercero no producen paradojas, pero incumplen los límites de la cuota, el segundo solo el límite superior, pero con una frecuencia alta y el tercero el superior con frecuencia mucho menor y el inferior con una frecuencia mínima. La importancia dada a estos dos asuntos: límites de la cuota y paradojas, como señalábamos, dan lugar a varios otros métodos y variantes que han tenido muy poca aplicación. Quizá el mayor logro en esta búsqueda lo constituye el Método Híbrido Hare-Webster propuesto por el matemático griego Charalampos Tsitouras que será motivo de un análisis especial.

Imperiali, Imperiali Modificado, Cuota de Drop, inclusive un Sainte Laguë Modificado, y tantos más, son ejemplos de este afán de “mejorar” el método.

Personalmente creo que se parte de un error: dar la importancia que se le ha dado a los límites de la cuota y no al índice de desproporcionalidad que evalúe, de la mejor manera, esta desproporcionalidad prácticamente insalvable de las distribuciones de escaños en elecciones populares pluripersonales.

Para graficar la tónica de la selección de métodos de distribución de escaños o de las conclusiones a las que puede conducir la metodología con la que se ha venido investigando y proponiendo resolver el tema, nos permitiremos extractar algunos puntos del artículo *Sistemas electorales basados en la representación proporcional* de Victoriano Ramírez González y Adolfo López Carmona.

A continuación, ese extracto:

4.1. Algunas propiedades importantes para elegir un método de reparto.

4.1.1. Exactitud. *Una de las primeras propiedades que se persigue al construir un método de reparto es la exactitud. Significa que si todas las cuotas de los partidos son cantidades enteras entonces*

el método debe dar solución única a ese problema y la solución debe coincidir con las cuotas (es decir cuando no hay problema de redondeos no demos lugar a una solución extraña).

4.1.2. Homogeneidad. La distribución de escaños debe ser la misma si los votos nos los dan por unidades, por decenas, por miles, por porcentajes, etc. Por ejemplo, asignar 8 escaños en proporción a los votos (460, 260, 80) debe dar la misma solución que asignar los 8 escaños en proporción a las cantidades $(460\lambda, 260\lambda, 80\lambda)$, para cualquier valor de λ que sea mayor que cero.

4.1.3. Monotonía Un método de reparto de escaños se dice que es monótono cuando al repartir más escaños ningún partido recibe menos. Ejemplo 4. Consideremos que los votos en un municipio han sido (630, 430, 330, 50, 40, 20). Vamos a suponer que en este municipio hay que asignar 15 concejales con el método de Restos Mayores. Entonces, como las cuotas son (6.3, 4.3, 3.3, 0.5, 0.4, 0.2): El reparto con Restos Mayores es (6, 4, 3, 1, 1, 0). Sin embargo, si en lugar de 15 concejales fuesen 21 los que corresponden al municipio las cuotas serían:

$(630, 430, 330, 50, 40, 20) \times 21/1500 = (8.82, 6.02, 4.62, 0.7, 0.56, 0.28)$ y el reparto (9, 6, 5, 1, 0, 0). Es decir, el quinto partido tiene un concejal si son 15 en total, pero no recibe ninguno si son 21. Esta paradoja se conoce con el nombre de paradoja de Alabama.

4.1.4. Consistencia Un reparto siempre perjudica a unos partidos y beneficia a otros (ya que es poco probable que todas las cuotas sean números enteros). Así, algunos partidos (los perjudicados) empiezan a hacer cuentas comparando sus votos y escaños con los de otros partidos agraciados en el reparto. Por ejemplo, al distribuir 10 escaños usando Resto Mayor para un problema en el que las cuotas son (6,70, 2,65, 0,60, 0,05) el resultado es (7, 3, 0, 0). En este caso el partido claramente muy perjudicado es el tercero y los beneficiados los dos primeros. Así, una de sus posibles comparaciones es con el primero. Puede argumentar que los 7 escaños recibidos entre ambos debían ser 6 para el primero y uno para él porque, efectivamente, repartiendo 7 escaños en proporción a los votos de ambos (que pudieron ser 670 y 60) se obtiene las cuotas (6,42, 0,58) con lo cual el reparto de los 7 escaños entre ambos partidos debe ser (6, 1). Este ejemplo muestra que una parte de reparto proporcional obtenido con Restos Mayores, la correspondiente a los partidos primero y tercero, esto es (7, 0) no es proporcional según ese método ya que debía haber sido (6, 1). Ello significa que el método Resto Mayor no es consistente.

4.1.5. Verificar la cuota Parece natural exigir que ningún partido reciba más escaños de los que correspondan al redondeo por exceso de su cuota, ni menos del redondeo por defecto de su cuota. Eso significa verificar la cuota. Lógicamente el método de Restos Mayores verifica la cuota. Sin embargo, ningún método de divisores cumple esta propiedad y sólo D'Hondt verifica la cuota inferior, esto es le garantiza a cada partido, al menos, tantos escaños como vale el redondeo de su cuota por defecto.

4.1.6. Fortalecer coaliciones (castigar las divisiones en los partidos) Nos planteamos ahora saber cómo se comporta un método frente a coaliciones (o a cismas) en los partidos. **La hipótesis que se hace, en estos casos, es que cuando dos partidos se unen en coalición el número de votos de esa coalición va a ser igual a la suma de los votos que obtendrían los dos partidos por separado.** La pregunta que surge es si la coalición obtiene los mismos escaños o más que por separado. La respuesta es que con el método de Jefferson (D'Hondt) la coalición nunca obtiene menos escaños que por separado, sino que obtiene un número igual a la suma de los que obtendrían ambos partidos por separado o superior. Además, esto es una propiedad característica de este método*. (pp. 34, 35)

*Lo último resulta cierto, pero solo en una simulación matemática en la que mecánicamente se suman los votos de dos o más partidos en una coalición teórica. En la práctica es imposible saber el resultado efectivo en votos de una alianza de partidos: el efecto psicológico de coaliciones contra natura puede producir resultados muy diferentes a los “esperados” y también

puede haber alianzas con resultados sinérgicos en donde el total de votos puede ser inclusive mayor que la suma de los componentes, la hipótesis no se justifica plenamente.¹⁸

4.1.7. Imparcialidad *En muchas ocasiones se desea que el método de reparto no prime a los grandes partidos ni a los pequeños, es decir que, por ejemplo, la probabilidad de resultar beneficiado para un partido grande sea la misma que la de ser perjudicado. Y lo mismo para los restantes partidos. El tal caso se dice que el método es imparcial.* (p. 35)

Expuestas estas propiedades y previa la presentación del cuadro comparativo los autores señalan:

La lista de propiedades deseables podríamos alargarla, pero las citadas están entre las más importantes y son suficientes para comparar los métodos que hemos abordado. Lo hacemos en el cuadro 2, en la que no incluimos la exactitud ni la homogeneidad, ya que la verifican todos ellos. (p. 36)

Cuadro 2. Propiedades Deseables y Métodos¹⁹

Propiedad	Restos Mayores	Sainte Laguë	Sainte Laguë Modificado	D'Hondt
Monotonía	No	Sí	Sí	Sí
Consistencia	No	Sí	Sí	Sí
Verificar Cuota	Sí	No	No	No
Cuota inferior	Sí	No	No	Sí
Fortalecer Coaliciones	No	No	No	Sí
Imparcialidad	Sí	Sí	No	No

El resaltado de las dos últimas filas es nuestro.

Consideramos que, regularmente, el método de Restos Mayores sí beneficia a las minorías por lo que no se le podría considerar como imparcial; sin embargo, por excepción, por ejemplo cuando el método de divisores impares “incumple” el límite inferior de la cuota, asunto que ocurre con ínfima frecuencia y en el Ecuador no se ha dado en ninguna de 105 elecciones (provinciales, nacionales y de los migrantes) en 2013, 2017 y 2021, el método de los Restos Mayores puede favorecer con sobreasignaciones a la lista más votada, lo que se interpretaría como beneficio a las mayorías.

En la página 34 los autores señalan que el método Sainte Laguë mejorado (sic) cambia el primer divisor 1 por 1.4; sin embargo, en el cuadro, en el que consta como Sainte Laguë Modificado, no se refleja una mejora, más bien se perdería imparcialidad para nosotros la propiedad más importante, especialmente cuando constitucionalmente se dispone que uno de los principios rectores para la legislación electoral debe ser la proporcionalidad.

Con las limitaciones de los cuadros que ya se han señalado, en donde además no se distinguen las características por su mayor o menor trascendencia en la generación de distribuciones proporcionales, se pueden llegar a conclusiones como la de los dos autores nombrados:

Propiedades como la monotonía, la consistencia, el fortalecimiento de coaliciones y garantizar la cuota inferior hacen que D'Hondt sea uno de los métodos más interesantes en la asignación de escaños a los partidos. Cuando la imparcialidad sea una propiedad esencial debemos elegir el método de Sainte-Laguë.

¹⁸ No cumple la cláusula ceteris-paribus.

¹⁹ Numeración del cuadro en el original, página 35.

En general, para las diferentes propiedades, vemos que el cumplimiento estricto de ellas no resulta indispensable, solo así se explica que al no haber ningún método que las cumpla todas –eso dicen Balinsky y Young–, debemos escoger alguno de ellos. ¿Cómo hacerlo? Cuesta imaginar que la imparcialidad, por ejemplo, no sea siempre esencial en una democracia, pero solo cuando lo sea debemos elegir el método Sainte Laguë, ¿quiénes la definen, y cuándo lo hacen?

Fortalecer las coaliciones, según el cuadro, solo cumple el método D'Hondt; la monotonía y la consistencia le son comunes con Sainte Laguë, pero este no cumple el límite inferior de la cuota y aquel sí; D'Hondt no es imparcial y Sainte Laguë sí. ¿Cómo escogemos entre los dos? ¿Cuál de estas propiedades es más importante? ¿Quiénes y cuándo definen la mayor o menor importancia de fortalecer las coaliciones? ¿No es que la importancia de fortalecer las coaliciones es materia de naturaleza diferente a la proporcionalidad?

La potencial presentación de paradojas, por ejemplo la de Alabama, se refleja en el cuadro en el incumplimiento de la propiedad de Monotonía. Solo el método de Cocientes y Restos Mayores o Hare la incumple; pero, ¿no es la minimización del índice Loosemore y Hanby, que ocurre con las distribuciones generadas por este método, consecuencia de valorar únicamente la desproporcionalidad absoluta, la causa de resultar también inconsistente? ¿No es esta limitada concepción de la desproporcionalidad también la causa del fetiche de los límites de la cuota?

El fortalecer las coaliciones y la “governabilidad” que se esgrime en no pocas ocasiones para imponer el método D'Hondt o de Divisores Naturales, es argumento de naturaleza diferente a los demás y quizá de consideración en tiempos diferentes. En la Constitución ecuatoriana, por ejemplo, se establece el principio de proporcionalidad, en una etapa anterior a la elaboración de la Ley;ahí, ya se establece la necesidad de privilegiar la proporcionalidad sobre la gobernabilidad. Si no es así, como sin duda puede ocurrir, y la gobernabilidad resulta importante, con más razón una valoración comparativa de las propiedades positivas o negativas de los métodos debería ser parte del análisis, y no únicamente el cumplimiento estricto o no de tal o cual propiedad.

En todo caso, como no somos partidarios de buscar el mejor método sino, siempre, la mejor distribución desde la perspectiva de la proporcionalidad, no proponemos una solución con la visión de mejorar la búsqueda del método óptimo, somos concientes de que lo que requerimos en los cuadros: importancia intrínseca de la propiedad, grado y frecuencia del posible incumplimiento de alguna o algunas de ellas -de ser realmente importantes o necesarias- por ejemplo, evidentemente contribuiría a una complejidad mayor en el escogitamiento del método.

A pesar de ello, sí será necesario profundizar en algo nuestra crítica a los límites de la cuota, sin desconocer que fuimos de aquellos a los que también *“Parecía natural exigir que ningún partido reciba más escaños de los que correspondan al redondeo por exceso de su cuota, ni menos del redondeo por defecto”*.

Por ello proponemos un giro radical en la perspectiva de la solución del problema de la distribución proporcional de escaños, proponemos abandonar la búsqueda del mejor o más apropiado método y reemplazarlo por la búsqueda, siempre, de la mejor distribución en cada elección pluripersonal, lo que implica definir el mejor índice de desproporcionalidad. Esa fue la idea central o de partida de nuestro planteamiento, derivó en la selección del método de divisores impares pues es el método que genera las distribuciones que minimizan el índice de mejores características, el índice Sainte Laguë, del mismo autor, simplificando mucho la tarea de encontrar la mejor distribución y cumpliendo también con una característica importante, la sencillez.

El límite inferior de la cuota.

Este límite que parece obvio; sin embargo, en ocasiones, su incumplimiento puede resultar más equitativo que el cumplimiento, aunque resulte difícil de aceptarlo. El método Webster, no cumple estrictamente con el límite inferior de la cuota; aunque en muy raras ocasiones, puede ocurrir que la asignación de escaños con este método “escamotee” uno o más de esos escaños a alguna lista al no asignarle, por lo menos, lo que la parte entera de su cuota señala, lo cual parecería algo totalmente injusto. A pesar de ello, veremos que los límites de la cuota, superior e inferior, no tienen la trascendencia que se les ha asignado ni contribuyen a asegurar una distribución de escaños más proporcional y por ende más justa.

El método de divisores impares, inclusive al incumplir el límite inferior –lo cual como hemos señalado, se da con muy poca frecuencia- puede generar distribuciones menos desproporcionales que aquellas que sí lo cumplen. Queda pendiente, por supuesto, definir con precisión aquello de menor desproporcionalidad.

Que el atractivo y “natural” método de Cocientes y Restos Mayores, sea defectuoso, es asunto que la paradoja de Alabama desnudó hace ya más de ciento cuarenta años. Resulta por lo tanto irónico que sean, los límites de la cuota, derivados de la esencia de ese método, los que en parte hayan condicionado la búsqueda del método más apropiado para distribuir escaños en elecciones pluripersonales; y que sean, precisamente estos límites, los que en algunos análisis marcan una diferencia a favor del método D’Hondt sobre el de Webster, pues como vimos en el cuadro 2, de Ramírez y López, el primero Sí cumple el límite inferior de la cuota y el segundo No. Claro que los dos incumplen el límite superior y con grado y frecuencia mucho mayor en D’Hondt que en Sainte Laguë²⁰, pero eso no ha contado mucho a la hora de justificar la utilización del método D’Hondt. Sobre este “importante” tema, Sainte Laguë tiene dos No y D’Hondt un Sí y un No, y eso pesa, según las conclusiones en torno al cuadro 2.

En esta tarea, resulta importante analizar un ejemplo en el que el método de Webster o de Divisores Impares incumple este límite inferior y, como el de Cocientes y Restos Mayores necesariamente lo cumple, concluir si hay o no justificación para descartar el que incumple y quedarnos con el otro.

La poca frecuencia del incumplimiento varias veces señalada no se toma en cuenta. Estrictamente, distribuciones generadas por el método de divisores impares pueden incumplir este límite; y, lo que corresponde, es analizar que ocurre en ese caso.

Veamos un ejemplo en el que se produce el incumplimiento del límite inferior de la cuota por la distribución generada con aplicación del método de divisores impares. Se disputan 10 escaños entre seis listas, cuyas votaciones suman 10000 votos, como se muestra en la siguiente tabla:

²⁰ Estrella R, 2018, pág. 156 y 157. En la pág. 156 hay un error, en 2013 Webster tiene solamente 5 incumplimientos del límite superior en lugar de 6 (El incumplimiento que consta en la provincia de Bolívar no es tal).

Tabla 23. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio.

Lista	Votos	Votos en %	Cuota	Entero	Restos	Escaños
1	5040	50,4%	5,04	5	0,04	5
2	1700	17%	1,7	1	0,7	1
3	1100	11%	1,1	1	0,1	1
4	730	7,3%	0,73	0	0,73	1
5	720	7,2%	0,72	0	0,72	1
6	710	7,1%	0,71	0	0,71	1
Total	10000	100%	10	7		10
Cociente Distribuidor 1000						

El cociente distribuidor es 1000 y las cuotas las indicadas. Con el método Hare, por la parte entera, la primera lista obtiene cinco escaños y la segunda y tercera un escaño cada una. Los tres escaños que faltan por distribuir se asignan a las listas cuarta, quinta y sexta por tener los restos mayores. Entonces la distribución de escaños queda: 5 escaños a la primera lista y un escaño a cada una de las listas segunda a sexta.

Si la asignación se hace con el método Webster, o Divisores Impares los resultados son los siguientes: a la primera lista se asignan cuatro escaños, dos a la segunda y uno a cada una de las listas tercera a sexta. Por lo tanto, la asignación a la primera lista incumple el límite inferior de la cuota, como puede verse en la siguiente tabla

Tabla 24. Asignación de escaños con el método de Webster en el ejemplo de laboratorio

	Divisores	1	3	5	7	9	
Listas	Votos	Cocientes					Escaños
1	5040	5040	1680	1008	720	560	4*
2	1700	1700	566,67	340	242,9	188,9	2
3	1100	1100	366,67	220	157,1	122,2	1
4	730	730	243,33	146	104,3	81,1	1
5	720	720	240	144	102,9	80	1
6	710	710	236,67	142	101,4	78,9	1
Total	10000						10
Cociente Distribuidor 1000. Cuota de primera lista 5.04							

*Incumple el límite inferior de la cuota

Al comparar las dos asignaciones, desde la distribución generada por Hare hay una transferencia de un escaño de la primera a la segunda lista para obtener la asignación generada por Webster, las otras cuatro listas reciben la misma asignación de un escaño cada una en ambas distribuciones.

El Índice Loosemore y Hanby es 8,4% para la distribución generada por Hare y 11,4% para la generada por Webster, con el siguiente detalle.

Tabla 25. Cálculo del índice Loosemore y Hanby en el ejemplo analizado.

Listas	% Votos	Métodos de asignación de escaños				Diferencia de % Valor absoluto	
		Hare		Webster		Hare	Webster
		Escaños	Porcentaje	Escaños	Porcentaje		
1	50,40%	5	50%	4	40%	0,4%	10,4%
2	17,0%	1	10%	2	20%	7,0%	3%
3	11,0%	1	10%	1	10%	1%	1%
4	7,3%	1	10%	1	10%	2,7%	2,7%
5	7,2%	1	10%	1	10%	2,8%	2,8%
6	7,1%	1	10%	1	10%	2,9%	2,9%
Total	100%	10	100%	10	100%	16,8%	22,8%
Índice Loosemore y Hanby = Total / 2						8,4%	11,4%

El índice Sainte Laguë es menor para la distribución generada por Webster, (6,0384%) que, para la generada por Hare, (6,2485%). Pero esto ya sabíamos.

Tabla 26. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Cálculo del índice Sainte Laguë en el ejemplo analizado.

Listas	(% Escaños - % Votos) ² / % Votos	
	Hare	Webster
1	0,0032%	2,1460%
2	2,8824%	0,5294%
3	0,0909%	0,0909%
4	0,9986%	0,9986%
5	1,0889%	1,0889%
6	1,1845%	1,1845%
Índice Sainte Laguë	6,2485%	6,0384%

Como todavía no está confirmada la elección del índice a utilizar, aunque para nosotros hay una diferencia muy grande a favor del de Sainte Laguë, profundicemos un poco sobre la transferencia de la primera a la segunda lista del escaño que provoca estas diferencias en los índices. La transferencia, está claro, tiene lugar al pasar del método que genera la distribución que sí cumple el límite inferior de la cuota al que genera la distribución que no la cumple.

El método Hare, al asignar cinco escaños a la primera lista y un escaño a la segunda, está asignando el 99,21% de lo que le correspondía a la primera lista: cinco escaños con relación a 5,04 que es su cuota; y, solamente el 58,82% de lo que le correspondía a la segunda: un escaño en relación al 1,7 que es la suya. En cambio, Webster al asignar cuatro y dos escaños a esas mismas listas, da a la primera el 79,37% de su cuota y a la segunda el 117,65% de la suya. Aquí partimos de que, lo que le corresponde a cada lista está representado por su cuota, asunto que no tiene ninguna discusión cuando estas cuotas son enteras, pero que resulta conflictivo cuando no los son

La segunda ahora se beneficia, pero el perjuicio a la primera que era apenas del 0,79% (99,21% en lugar de 100%) pasa a 20,63% (79,37% en lugar de 100%). A pesar de ello, sigue siendo mucho menor al 41,18% (58,82% en lugar de 100%) que es el perjuicio a la segunda lista con la distribución generada por Hare, es decir con la distribución que sí cumple el límite inferior de la cuota.

¿Por qué el método Hare que “naturalmente” cumple el límite inferior de la cuota, que el propio método impone, no importa que perjudique a la segunda lista asignándole solo el 58,82% de lo que le corresponde y sí importa que el método Webster perjudique, mucho menos a la primera lista asignándole el 79,537% de lo suyo?

Aquí sí el «Efecto Mateo» resulta un hecho innegable²¹: dar a la primera lista un 79,37% de lo que le corresponde sí resulta violatorio del límite inferior y por ende no aceptable, pero dar solamente el 58,82% a la segunda lista, pero cumpliendo el límite inferior de la cuota, es no únicamente aceptable sino hasta parece “natural”. Todo eso ocurre únicamente porque el índice Loosemore y Hanby, que se minimiza con distribuciones generadas por el método de Cocientes y Restos Mayores, considera la desproporción absoluta como la única forma de medir la desproporcionalidad, asunto reiteradamente señalado y sin duda equivocado. La potencial presentación de paradojas, que este despropósito puede generar, es solamente una muestra de ello.

Por supuesto, el incumplimiento de la propiedad de *consistencia* que implica el método Hare o de Cocientes y Restos Mayores, es otra señal que demuestra las limitaciones del método. Veamos en este ejemplo, a pesar del incumplimiento del límite inferior de la cuota por parte del método Webster, la distribución que genera confirma la consistencia del método, no así, la generada por Hare que confirma su inconsistencia.

En efecto, si con las votaciones de la primera y la segunda lista se distribuyen los seis escaños que tanto Hare como Webster asignan a esas dos listas en conjunto, Webster mantiene la asignación de cuatro y dos escaños y Hare pasa, de la asignación cinco y uno, justamente a cuatro y dos.

Tabla 27. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños entre las dos primeras listas con Hare en el ejemplo analizado.

Lista	Votos	Cuota	Entero	Resto	Escaños
1	5040	4,4866	4	0,4866	4
2	1700	1,5134	1	0,5134	2
Total	6740				
C. Distribuidor	1123,33				

Las dos cuotas resultan menores a las originales y el propio método Hare cambia la asignación original entre las dos listas, pasando de 5 y 1 a 4 y 2.

²¹ Urdániz, 2006, pág. 285, cita a M. Alcántara-Sáez quien utiliza esta expresión «Efecto Mateo» para referirse a la regularidad descrita por Rae de que todo sistema electoral beneficia a los partidos grandes y perjudica a los pequeños. El versículo del evangelista Mateo, según Urdániz, no puede describir mejor ese proceso. «Al que produce se le dará hasta que le sobre, mientras que al que no produce se le quitará hasta lo que había recibido» (Mateo 25:29).

Tabla 28. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños entre las dos primeras listas con Webster en el ejemplo analizado.

Lista	Votos	Divisores					Escaños
		1	3	5	7	9	
		Cocientes					
1	5040	5040	1680	1008	720	560	4
2	1700	1700	566.67	340	242.86	188.89	2

También el método Híbrido resulta inconsistente como se muestra en las siguientes tablas. El método Híbrido: Hamilton-Webster o Híbrido: Hare-Webster, propuesto por el matemático griego Charalampos Tsitouras también asigna (5, 1, 1, 1, 1, 1) a las seis listas y (4, 2) cuando se trata de distribuir los seis escaños de las dos primeras listas únicamente entre ellas.

Tabla 29. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños con el método Híbrido propuesto por el matemático griego Charalampos Tsitouras.

Con el método Híbrido Hare-Webster o Hamilton-Webster						
Lista	Votos	Cuota	Entero	Divisor	Cocientes	Escaños
1	5040	5,04	5	11	458,1818	5
2	1700	1,7	1	3	566,6667	1
3	1100	1,1	1	3	366,6667	1
4	730	0,73	0	1	730	1
5	720	0,72	0	1	720	1
6	710	0,71	0	1	710	1
Total	10000	10	7			10
Cociente Distribuidor 1000						

Tabla 30. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños entre las dos primeras listas con el método Híbrido propuesto por el matemático griego Charalampos Tsitouras.

Lista	Votos	Cuota	Entero	Divisor	Cocientes	Escaños
1	5040	4,4866	4	9	560	4
2	1700	1,5134	1	3	566,6667	2
Cociente Distribuidor 1123,3333						

Sería incompleta esta argumentación si no reconociéramos una cosa, un contra argumento que no podemos, ni queremos soslayar. La primera lista tiene algo más del 50% del total de votos y como son diez los escaños a repartirse, pues la mitad de diez es cinco y, ¿cómo no se pueden entregar esos cinco escaños a la primera lista?

Parecería un argumento contundente, así es, parecería; pero sería correcto y digno de aceptarse, siempre que, para los otros cinco escaños, no tuviéramos más “acreedores” y alguno de ellos resultaría más perjudicado si se reparte únicamente los cinco escaños disponibles al haber

entregado ya los otros cinco a la primera lista. Solo se debe aceptar que no únicamente importa la desproporcionalidad absoluta, la relativa también importa y más aún, la desproporcionalidad conjunta, absoluta y relativa, como mide el índice Sainte Laguë.

No olvidemos que por la falta de consistencia del método Hare, la “cuota”, cuando se reparten los diez escaños entre las seis listas, nos dice algo diferente a lo que la “cuota” nos dice cuando repartimos seis escaños entre las dos primeras listas.

Así, el concepto mismo de la cuota y sus límites debe ser revisado, esos límites dan un derecho que debería ser condicionado; debe cumplirse siempre que ese cumplimiento, no implique un perjuicio mayor que su incumplimiento.

10. La Paradoja de Alabama

En 1880, cuando se revisaba el número total de escaños de la Unión Americana, el estado de Alabama, que tenía derecho a 8 representantes sobre un total de 299 escaños, veía reducida su representación a 7 cuando el total subía a 300, a pesar de mantenerse el número de habitantes de todos los estados, pues, se trataba de una aplicación reiterada del método de Hare, con las mismas poblaciones e incrementando de uno en uno el número total de escaños. Veamos un ejemplo de la paradoja de Alabama y analicemos, sobre ese ejemplo²², los índices de desproporcionalidad de las distribuciones generadas con los diferentes métodos de asignación de escaños.

Seis listas cuyas votaciones de mayor a menor constan en la siguiente tabla, se disputan 15 escaños (1) y luego 21 escaños (2). Los siguientes son los resultados con aplicación del método de Hare o de Restos Mayores.

Tabla 31. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Ejemplo de la paradoja de Alabama: al pasar de 15 a 21 escaños la quinta lista pierde un escaño.

Lista	Votación	Con 15 escaños en disputa				Con 21 escaños en disputa			
		Cuota	Entero	Fracción	Escaños	Cuota	Entero	Fracción	Escaños
1	630	6.3	6	0.3	6	8.82	8	0.82	9
2	430	4.3	4	0.3	4	6.02	6	0.02	6
3	330	3.3	3	0.3	3	4.62	4	0.62	5
4	50	0.5	0	0.5	1	0.70	0	0.70	1
5	40	0.4	0	0.4	1	0.56	0	0.56	0
6	20	0.2	0	0.2	0	0.28	0	0.28	0
Total	1500	15	13	2	15	21	18	3	21
Cociente distribuidor 100					Cociente distribuidor 71.429				

En esas condiciones, con el método Hare, a la quinta lista le corresponde un escaño cuando se disputan 15 escaños. Al incrementar a 21 los escaños en disputa, la quinta lista pierde el escaño que obtuvo cuando se disputaban únicamente 15.

Con el método D'Hondt y con el de Webster las distribuciones son las que señalan las dos columnas de la derecha para 15 y 21 escaños en las tablas 32 y 33.

²² Ejemplo que consta en el artículo *Sistemas electorales basados en la representación proporcional* de Victoriano Ramírez González y Adolfo López Carmona en *eXtoicos* N°6. 2012 págs. 29 a 39 y en la tesis doctoral de Adolfo López Carmona. Universidad de Granada 2015, Pág. 30.

Tabla 32. Asignación de escaños en el ejemplo de laboratorio con el método D'Hondt con 15 y 21 escaños.

Con D'Hondt													
Lista	Votos	Divisores										Escaños	
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	15	21
Cocientes													
1	630	630	315	210	157.5	126	105	90	78.75	70	63	7	10
2	430	430	215	143.3	107.5	86	71.67	61.43	53.75	47.78	43	5	6
3	330	330	165	110	82.5	66	55	47.14	41.25	36.67	33	3	5
4	50	50	25	16.67	12.5	10	8.33	7.14	6.25	5.56	5	0	0
5	40	40	20	13.33	10	8	6.67	5.71	5	4.44	4	0	0
6	20	20	10	6.67	5	4	3.33	2.86	2.5	2.22	2	0	0

Tabla 33. Asignación de escaños en el ejemplo de laboratorio con el método de Webster con 15 y 21 escaños.

Con Webster													
Lista	Votos	Divisores										Escaños	
		1	3	5	7	9	11	13	15	17	19	15	21
Cocientes													
1	630	630	210	126	90	70	57.27	48.46	42	37.06	33.16	7	9
2	430	430	143.33	86	61.43	47.78	39.09	33.08	28.67	25.29	22.63	4	6
3	330	330	110	66	47.14	36.67	30	25.38	22	19.41	17.37	3	4
4	50	50	16.67	10	7.14	5.56	4.55	3.85	3.33	2.94	2.63	1	1
5	40	40	13.33	8	5.71	4.44	3.64	3.09	2.67	2.35	2.11	0	1
6	20	20	6.67	4	2.86	2.22	1.82	1.54	1.33	1.18	1.05	0	0

Mientras con Hare al disputarse 15 escaños hay cinco listas que tienen asignación de escaños, al incrementarse a 21 los escaños en disputa, solamente cuatro listas mantienen asignación de escaños. Con asignaciones generadas por D'Hondt, en ambos casos, hay solamente tres listas que acceden a escaños. Con Webster pasan de cuatro a cinco las listas que reciben escaños al incrementarse en seis el número de escaños en disputa. Desde luego que este es un ejemplo prefabricado, pero los resultados son muy ilustrativos con relación a lo que hacen los diferentes métodos.

Con Hare se produce la paradoja de Alabama, luego el método incumple la propiedad de Monotonía: la quinta lista recibe el 6,66% cuando se disputan 15 escaños y el 0% cuando la pugna es por 21 escaños.

Con D'Hondt al incrementarse a 21 los escaños en disputa, la asignación rebasa el límite superior (9) de la cuota (8,82), al asignar 10 escaños de los 21 disputados.

Con Webster no se han presentado ni paradojas ni incumplimientos de los límites de la cuota, pero ya hemos señalado la importancia relativa de estos límites. Además, eso es lo que ocurre con el ejemplo, que no puede ser generalizado.

En la tabla 34 se resumen los valores que toman los índices de desproporcionalidad absoluta de Loosemore y Hanby y el índice Sainte Laguë.

Tabla 34. Índices Loosemore y Hanby y de Sainte Laguë con Hare, D´Hondt y Webster con distribución de 15 y 21 escaños en el ejemplo de laboratorio.

	Con 15 escaños disputados			Con 21 escaños disputados		
	Hare	D'Hondt	Webster	Hare	D'Hondt	Webster
Índice L. y Hanby	7,33%	9,33%	8,00%	4,1%	7,43%	4,38%
Índice Sainte Laguë	11,08%	8,79%	8,17%	4,78%	8,23%	4,01%

Tanto para 15 escaños en disputa como para 21, la distribución generada por Hare muestra el menor índice Loosemore y Hanby y la generada por Webster el menor Índice Sainte Laguë, hecho que se cumple siempre, como ya lo hemos mencionado y comprobado en múltiples ocasiones y demostramos matemáticamente en los apéndices 1 y 2.

Si comparamos lo que ocurre con los índices de las distribuciones generadas por Hare y D'Hondt podemos observar lo siguiente: con 15 escaños disputados, mientras el Í L y H es menor con Hare que con D'Hondt $7,33\% < 9,33\%$, el Í S L es mayor, $11,08\% > 8,79\%$. En cambio, con 21 escaños disputados el Í L y H sigue siendo menor con Hare que con D'Hondt $4,1\% < 7,43\%$ pero el Í S L también resulta menor, $4,78\% < 8,23\%$, a diferencia de lo que ocurre con 15 escaños.

Quizá estos números digan poco respecto al comportamiento de los métodos y de los índices; sin embargo, si los ligamos a la presentación de la paradoja de Alabama con el método Hare, y asumimos que esta se produce por una generosa sobre asignación a la quinta lista cuando se distribuyen 15 escaños, que desaparece cuando se disputan 21, en donde, sin duda, la desproporcionalidad disminuye, debemos concluir que el alto valor del Í S L (11,08%) cuando se produce esta asignación con Hare, es reflejo de esta, llamemos, defectuosa sobre asignación, valor que se reduce a 4,78%, cuando esa sobre asignación desaparece al disputarse 21 escaños. El Índice Sainte Laguë por tanto refleja este hecho mucho más sensiblemente que el índice Loosemore y Hanby.

El método Híbrido, en este ejemplo, reproduce exactamente las distribuciones que genera el método Webster, como se muestra en las tablas 35 y 36:

Tabla 35. Asignación de 15 escaños en el ejemplo de laboratorio con el método Híbrido.

Con el método Híbrido Hare -Webster y 15 escaños						
Lista	Votos	Cuota 1	Entero 1	Divisor	Cociente	Escaños
1	630	6,3	6	13	48,46	7
2	430	4,3	4	9	47,77	4
3	330	3,3	3	7	47,14	3
4	50	0,5	0	1	50	1
5	40	0,4	0	1	40	0
6	20	0,2	0	1	20	0
Total	1500	15	13			15

Tabla 36. Asignación de 21 escaños en el ejemplo de laboratorio con el método Híbrido.

Con el método Híbrido Hare -Webster y 21escaños						
Lista	Votos	Cuota 1	Entero 1	Divisor	Cociente	Escaños
1	630	8,82	8	17	37,06	9
2	430	6,02	6	13	33,08	6
3	330	4,62	4	9	36,67	4
4	50	0,70	0	1	50	1
5	40	0,56	0	1	40	1
6	20	0,28	0	1	20	0
Total	1500	21	18			21

Aquí sí, el método Híbrido corrige la presentación de la paradoja de Alabama, asunto que el propio autor señala que no desaparece del todo pero que la probabilidad de ocurrencia es mucho menor. Los índices serán los mismos que se calcularon para las distribuciones generadas por Webster.

Una tarea un tanto tediosa resulta describir todas las distribuciones lógicas posibles de quince y veintiún escaños entre seis listas como las del ejemplo. El concepto de distribuciones lógicas posibles, lo reiteramos, implica que, a una lista más votada que otra, se le debe asignar más o, por lo menos, igual número de escaños que a la menos votada. Cuando decimos, todas las distribuciones lógicas posibles, nos referimos a las que pueden ocurrir con cualquier resultado de las votaciones. Para nuestro ejemplo, hemos identificado 116 distribuciones lógicas posibles de quince escaños entre seis listas, comenzando por la distribución que asigna los 15 escaños a la lista más votada y cero a las demás (15, 0...) seguida de la (14, 1, 0...) hasta la distribución (3, 3, 3, 2, 2, 2) y 380 distribuciones lógicas cuando se distribuyen veintiún escaños entre seis listas, así, la primera asigna los 21 escaños a la lista más votada y cero a las demás (21, 0...), la siguiente (20, 1, 0...) y la última (4, 4, 4, 3, 3, 3).

En la tabla 37 constan los valores que toman los cinco índices: Loosemore y Hanby, Sainte Laguë, Gallagher, Desproporcionalidad Relativa e Índice D'Hondt y el puesto que ocupan entre las 116 distribuciones posibles, en las distribuciones generadas por los cuatro métodos: D'Hondt, Hare y por los métodos Webster e Híbrido que coinciden, para 15 escaños en disputa entre las seis listas cuyas votaciones fueron: 630, 430, 330, 50, 40 y 20 votos.

Tabla 37. Índices de Desproporcionalidad en la Distribución de 15 escaños entre seis listas con tres métodos de distribución diferentes. 116 distribuciones posibles

Índice	Método, Distribución de escaños y Número de la Distribución		
	D'Hondt D (7, 5, 3, 0...) N°46	Hare D (6, 4, 3, 1, 1, 0) N° 70	Webster e Híbrido D (7, 4, 3, 1, 0...) N° 50
Índice Loosemore y Hanby	9,33% Quinto Compartido con N°49 y N° 63	7,33% Primero	8,00% Segundo Compartido con N°64 y N°68
Índice Sainte Laguë	8,79% Cuarto	11,08% Noveno	8,17% Primero
Índice Gallagher	5,81% Quinto Compartido con N°49 y N°63	4,52% Primero	4,99% Segundo Compartido con N°64 y N°68
Desproporcionalidad Relativa	3,3648 Cuarto	3,7083 Décimo segundo	3,2718 Primero
Índice D'Hondt	1,1628 Primero	2,5 Puesto 44 Compartido con otras 13	2 Puesto 24 Compartidos con otras 15

Para la distribución de 15 escaños, de las 116 distribuciones lógicas posibles, la distribución N°50 generada por el método de Webster (Divisores Impares) que coincide con la generada por el método Híbrido: Hare-Webster es la de menor desproporcionalidad según los índices de Desproporcionalidad Relativa y Sainte Laguë; y, si la desproporcionalidad se la mide según el índice Loosemore y Hanby, o con el índice de Gallagher solo es superada por la generada por el Método Hare o de Cocientes y Restos Mayores. En cambio, ocupa el puesto 24 compartido con otras quince distribuciones si la desproporcionalidad se mide con el índice D'Hondt.

Con el método Hare, a pesar de generar una distribución (N°70) en la que la quinta lista pierde el escaño asignado al incrementarse de 15 a 21 el número de escaños en disputa; es decir en donde se presenta la paradoja de Alabama; o también, en donde hay una evidente sobre asignación de un escaño a la quinta lista cuando se distribuyen 15 escaños; o todavía, dicho de otro modo, en donde la distribución dista mucho de ser la óptima; sin embargo, la desproporcionalidad medida por el índice Loosemore y Hanby resulta la más baja, o sea ocupa el primer lugar entre las 116 distribuciones posibles.

Cuando la desproporcionalidad de la distribución N°70 se mide con el índice de Desproporcionalidad Relativa, del primer puesto pasa al décimo segundo, es decir hay nueve distribuciones, aparte de la generada por Webster o Híbrido y la generada por D'Hondt, que tienen menor Desproporcionalidad Relativa que la generada por Hare. Esas ocho distribuciones no son generadas por ninguno de los métodos en análisis.

Si el indicador de la desproporcionalidad es el Índice Sainte Laguë, el valor 11,08% que es el valor del índice para esta distribución, ocupa el noveno lugar entre las 116 distribuciones posibles, hay pues ocho distribuciones, la generada por D'Hondt, la generada por Webster o Híbrido y seis más, no generadas por ningún método, cuyo índice es mejor que el de la generada por Hare.

La distribución generada por D'Hondt ocupa los puestos quinto, cuarto, quinto y cuarto, entre las 116, respecto a estos cuatro índices que estamos comparando: Loosemore y Hanby, Sainte Laguë Gallagher y Desproporcionalidad Relativa y, por supuesto, el primer lugar cuando la desproporcionalidad se mide con el índice del mismo nombre.

El valor mínimo, el máximo, la media aritmética, la desviación típica y el coeficiente de variación para los 116 valores que toman los diferentes índices, en cada una de las distribuciones posibles, se presenta en la tabla 38. Como ocurre en todos los ejemplos que hemos trabajado: en las tres elecciones reales de asambleístas nacionales en Ecuador en los años 2013, 2017 y 2021, así como en ejemplos fabricados o de laboratorio, el coeficiente de variación es el más alto para el índice Sainte Laguë con un valor de 0,8173.

A pesar de la cantidad de valores que se repiten para el índice D'Hondt, su coeficiente de variación es 0,5476, ocupando el segundo lugar.

Tabla 38. Parámetros de los cinco índices analizados. Valores correspondientes a las 116 distribuciones posibles al distribuir 15 escaños entre seis listas

Índice	Mínimo	Máximo	Media	Desviación Típica	Coefficiente de Variación
Í Loosemore y H	7.33%	58.00%	22.07%	9.38%	0.4249
Í Sainte Laguë	8.17%	211.66%	55.46%	45.32%	0.8173
Í Gallagher	4.52%	48.42%	15.88%	7.75%	0.4882
Desprop. Rel.	3.2718	17.1352	6.69	3.2451	0.4851
Í D'Hondt	1.1628	10	3.6365	1.9912	0.5476

Dos conclusiones muy generales nos dicen: entre los métodos, Webster o Híbrido generan la mejor distribución; y, entre los índices, el índice Sainte Laguë está muy por encima de los demás índices.

Análisis de cómo se distribuyen 21 escaños en lugar de quince.

La tabla 39 resume los valores que toman los cinco índices Loosemore y Hanby, Sainte Laguë, de Gallagher, Desproporcionalidad Relativa y D'Hondt para las distribuciones generadas por los métodos: D'Hondt (N° 200), Hare (N°235) y por los métodos Webster e Híbrido (N°237) y el lugar que ocupan entre las 380 distribuciones identificadas²³ para 21 escaños en disputa entre las 6 listas cuyas votaciones fueron: 630, 430, 330, 50, 40 y 20 votos.

²³ Se han identificado 380 distribuciones lógicas posibles, no descartamos que pueda haber algunas otras no identificadas; sin embargo, de ser así, los valores definitivos de los parámetros de cada índice variarían muy poco.

Tabla 39. Índices de Desproporcionalidad en la Distribución de 21 escaños entre seis listas con tres métodos de distribución diferentes. 380 distribuciones posibles

Distribución N°	N°200	N°235	N°237
Método	D´Hondt	Hare	Webster e Híbrido
Índice	Valor del índice y puesto entre 380 distribuciones		
Í Loosemore y Hanby	7.43%	4.10%	4.38%
	Décimo	Primero	Segundo
Í Sainte Laguë	8.23%	4.78%	4.01%
	Décimo sexto	Cuarto	Primero
Í Gallagher	5.24%	2.73%	2.97%
	Décimo segundo	Primero	Segundo
D. Relativa	3.2194	2.5346	2.3722
	Vigésimo noveno	Cuarto	Primero
Í D´Hondt	1.1338	1.4286*	1.7857**
Toma apenas 29 valores	Primero	Vigésimo cuarto	Centésimo tercero

*Valor compartido por 26 distribuciones. **Valor compartido por 40 distribuciones. De las 380 distribuciones este índice toma apenas 29 valores.

Los siguientes parámetros de cada uno de los índices: Mínimo, Máximo, Media, Desviación Típica y Coeficiente de Variación, de entre los 380 valores (muchos de ellos repetidos, como en el caso del índice D´Hondt) que toman los diferentes índices en cada una de las distribuciones posibles se presenta en la siguiente tabla signada con el número 40.

Tabla 40. Parámetros de los cinco índices analizados. Valores correspondientes a las 380 distribuciones posibles al distribuir 21 escaños entre seis listas

Índice	Mínimo	Máximo	Media	D. Típica	Coeficiente de Variación
Í Loosemore y Hanby	4.10%	58.00%	20.81%	8.56%	0.4112
Í Sainte Laguë	4.01%	228.60%	41.72%	33.46%	0.8019
Í Gallagher	2.73%	48.42%	15.39%	6.97%	0.4531
Desproporcionalidad Relativa	2.3722	18.5292	5.5313	2.5103	0.4538
Í D´Hondt	1.1338	10.7143	3.0685	1.6473	0.5369

Creo que este momento podemos decir que el segundo puesto que respecto al Índice Loosemore y Hanby ocupa la distribución generada por Webster o por el método Híbrido, da cuenta, más de la ventaja de los métodos Webster o Híbrido y de la deficiencia del Índice Loosemore y Hanby, que de la bondad del método Hare que es el que ocupa el primer lugar. Solo así se puede explicar que la distribución generada por Hare, cuando se disputan 21 escaños,

indudablemente mucho menos desproporcional que cuando se disputa únicamente quince escaños, ocupe el cuarto puesto respecto al índice Sainte Laguë y a la Desproporcionalidad Relativa en lugar de los puestos: noveno y décimo segundo, que ocupó cuando se disputaban solo 15 escaños. Eso nos indica que, a pesar de la mejora, hay todavía otras dos distribuciones, no generadas por ningún método de los analizados, que resultan mejor evaluadas con el índice de Desproporcionalidad Relativa y con el Índice Sainte Laguë, índice que vuelve a tener el mejor Coeficiente de Variación (0,8019) que el correspondiente a la Desproporcionalidad Relativa (0,4538) y que al índice Loosemore y Hanby (0,4112).

Con 21 escaños en disputa, la distribución generada con el método Hare sí resulta menos desproporcional que la generada por D'Hondt, de acuerdo a los índices Sainte Laguë y de Desproporcionalidad Relativa; así la distribución generada por D'Hondt, desnuda la realidad de este método: es posiblemente el método que genera las distribuciones más desproporcionales de entre los métodos utilizado en los sistemas electorales. Los puestos: décimo, décimo sexto, décimo segundo, vigésimo noveno que ocupa la distribución generada por este método respecto a los índices Loosemore y Hanby, Sainte Laguë, Gallagher y de Desproporcionalidad Relativa nos relevan de más comentarios; solo añadimos que hay 13 distribuciones, aparte de la generada por Webster e Híbrido y la generada por Hare, que tienen un índice Sainte Laguë menor que el de la distribución que genera D'Hondt que, por supuesto, ocupa el primer lugar con respecto al índice del mismo nombre.

11. Los límites de la cuota. Análisis del incumplimiento de los límites en ejemplos de laboratorio.

Iniciaremos el análisis de los incumplimientos de los límites de la cuota con otro ejemplo “de laboratorio” o fabricado. Este ejemplo nos permitirá realizar este análisis, con más en detalle, en los incumplimientos del límite inferior de la cuota, límite que aquí hemos sostenido que no tiene la trascendencia que se le ha dado.

El ejemplo, que para la disputa de dos escaños se detalla en el apéndice tres, aquí se desarrolla para asignaciones entre dos y quince escaños, con una votación en donde la hegemonía de un solo partido se extrema para poner de manifiesto sus implicaciones.

Así, 10 listas con las votaciones, en total 2000 votos, disputan entre dos y quince escaños. Las distribuciones generadas con los métodos Hare, Webster, D'Hondt e Híbrido para cada tamaño de circunscripción constan en la tabla 41.

Tabla 41. Distribuciones generadas por los métodos Hare, Webster, D'Hondt e Híbrido al disputar 10 listas con las votaciones 1100, 110, 109, 108, 107, 106, 105, 104, 103 y 48 votos entre 2 y 15 escaños.

Tamaño	Distribuciones con los cuatro métodos.			
Escaños	Hare	Webster	D'Hondt	Híbrido
2	(1, 1, 0...)	(2, 0...)	(2, 0...)	(2, 0...)
3	(2, 1, 0...)	(3, 0...)	(3, 0...)	(2, 1, 0...)
4	(3, 1, 0...)	(4, 0...)	(4, 0...)	(3, 1, 0...)
5	(3, 1, 1, 0...)	(5, 0...)	(5, 0...)	(3, 1, 1, 0...)
6	(4, 1, 1, 0...)	(5, 1, 0...)	(6, 0...)	(4, 1, 1, 0...)
7	(4, 1, 1, 1, 0...)	(5, 1, 1, 0...)	(7, 0...)	(4, 1, 1, 1, 0...)
8	(5, 1, 1, 1, 0...)	(5, 1, 1, 1, 0...)	(8, 0...)	(5, 1, 1, 1, 0...)
9	(5, 1, 1, 1, 1, 0...)	(5, 1, 1, 1, 1, 0...)	(9, 0...)	(5, 1, 1, 1, 1, 0...)
10	(5, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(5, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(9, 1, 0...) o (10, 0...)*	(5, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)
11	(6, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(5, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(10, 1, 0...)	(6, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)
12	7, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(5, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(10, 1, 1, 0...)	7, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)
13	(7, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(5, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(10, 1, 1, 1, 0...)	(7, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)
14	(8, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(6, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(10, 1, 1, 1, 1, 0...)	(8, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)
15	(8, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(7, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(10, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)	(8, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...)

*Sorteo para el décimo escaño

El resumen de las cuotas de la lista más votada y el exceso sobre el límite superior de la cuota o el déficit bajo el límite inferior, de las distribuciones generadas por Webster y por D'Hondt, se presenta en la Tabla 42:

Tabla 42. Cuotas de la lista más votada y el exceso sobre el límite superior de la cuota o el déficit bajo el límite inferior, de las distribuciones generadas por Webster y D'Hondt

Escalaños	Cuotas de 1 ^{era} lista	Exceso sobre el límite superior o déficit bajo el inferior	
		Con Webster	Con D'Hondt
2	1.1	0	0
3	1.65	1	1
4	2.2	1	1
5	2.75	2	2
6	3.3	1	2
7	3.85	1	3
8	4.4	0	3
9	4.95	0	4
10	5.5	0	3 o 4*
11	6.05	-1	3
12	6.6	-1	3
13	7.15	-2	2
14	7.7	-1	2
15	8.25	-1	1

*Sorteo para la asignación del décimo escaño.

Veamos algunas cosas destacables de estas tablas:

A pesar de que la lista más votada tiene 10 veces más votos que la segunda, el método Hare, al distribuir dos escaños, asigna un escaño a cada una de ellas lo cual, a no dudarlo, parece poco sustentable. Como si eso fuera poco, el índice Loosemore y Hanby de esa distribución es apenas menor al de la distribución (2, 0, 0...) que generan los métodos Webster, D'Hondt e Híbrido, 44,5% y 45% respectivamente, como consta en el Apéndice 3.

Vale señalar que, si extremáramos más el ejemplo en cuanto a las votaciones, estos dos valores tenderían a igualarse en 50% que es el máximo valor lógico que este índice puede alcanzar en una elección, pues sabemos que no hay método, por absurdo que sea, que no cumpla una asignación en donde una lista más votada que otra recibe más o, por lo menos, igual número de escaños que una lista menos votada.

Cierto es que, como señala J. Urdániz (2006), en el análisis global de la desproporcionalidad de un sistema electoral, acumulado de varias elecciones, en donde la premisa anterior no se cumple necesariamente, el valor del índice resulta definido entre 0 y 100²⁴, solamente que, el 100%, lo alcanza cuando se entrega el total de los escaños en disputa, sean estos cuantos sean y entre las listas que sean, a la lista que no tiene votos.

Pero lo que aquí queremos analizar es si el índice Loosemore y Hanby nos da la idea de la verdadera desproporcionalidad de la asignación. Resulta que la asignación (2, 0, 0...) a la que

²⁴ En *Sus puntos 0 y 100 son unívocos*: un valor de 0 implica, siempre, total proporcionalidad: ninguna cantidad ha sido repartida desproporcionalmente. Un valor de 100 implica, siempre, desproporcionalidad total: todos los escaños han sido repartidos desproporcionalmente (solo se daría en el caso de otorgar todos los escaños a un partido con 0 votos).

corresponde un valor del índice de 45% tendría, con esta medida, más desproporcional que la (1, 1, 0...) para la cual el índice toma el valor 44.5%. Claro que los otros tres métodos generan la distribución (2, 0, 0...) pero Loosemore y Hanby, se minimiza con la insostenible distribución (1, 1, 0...). Resulta tan insostenible esta asignación que, al realizar la distribución parcial entre únicamente las dos primeras listas, hasta el método Hare, por su propia inconsistencia, cambia la asignación de estas dos primeras listas a la asignación (2, 0), los demás métodos, todos, coinciden en esta asignación parcial (2, 0) y ninguno confirma la (1, 1). Esto es una muestra de que, contrario a lo que nos dice el Índice Loosemore y Hanby, la asignación (1, 1, 0...) es más, pero bastante más desproporcional que la (2, 0, 0...).

Parece, y creemos que este parecer tiene mucho sustento, que hay una gran diferencia en la desproporcionalidad, la misma que sí refleja el índice Sainte Laguë, que toma los valores 400% para la distribución (1, 1, 0...) y 81,82% para la (2, 0, 0...). También lo hace el índice de desproporcionalidad relativa que toma los valores 16,18 y 9,82 respectivamente.

Este ejemplo resalta la tendencia que, con muy raras excepciones, caracteriza al método de Hare, esto es, beneficiar a las minorías, aquí sí transformándose en un aliado del *excesivo fraccionamiento de las representaciones parlamentarias*.

Lo contrario, la excepción, experimentamos en el ejemplo en el que, al repartir 10 escaños entre seis listas con las votaciones 5040, 1700, 1100, 730, 720 y 710, el método Webster incumple el límite inferior de la cuota, pero se trata realmente de una excepción o algo muy poco común, tanto por el “incumplimiento” del método de Webster, como por el beneficio al partido mayoritario que otorga el método Hare. Pero esa excepción del método Hare, dar una asignación mayor a la lista más votada con la asignación (5, 1, 1, 1, 1, 1) en lugar de (4, 2, 1, 1, 1, 1), vimos que no se sostiene al repartir los seis escaños entre las dos primeras listas. Cuatro escaños a la lista más votada y dos a la segunda lista, es la asignación que se impone, con todos los métodos, sobre la que da cinco escaños a la primera lista y uno a la segunda.

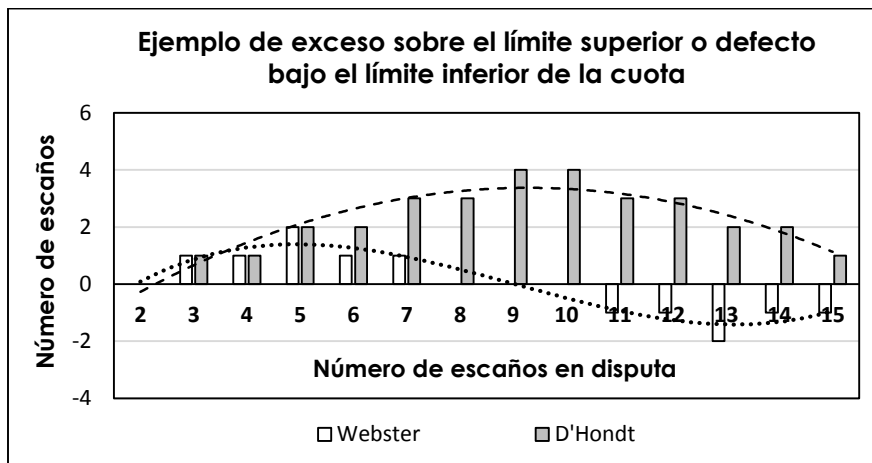
Esa coincidente asignación con todos los métodos al realizar el reparto de los seis escaños entre las dos primeras listas significa que todos los índices analizados se minimizan, es decir esa es la distribución menos desproporcional y podemos decir la correcta. Son los límites de la cuota los que imponen una distribución diferente, sea con el método Hare o con el Híbrido que “corrige” la asignación de Webster, es por eso nuestro reiterado uso de comillas al hablar de corrección de una distribución.

También es cierto que la transferencia existente entre estas dos distribuciones: (5, 1, 1, 1, 1, 1) y (4, 2, 1, 1, 1, 1), involucra a las dos listas más votadas y no se trata, estrictamente, de un beneficio a mayorías en detrimento de minorías, el asunto es entre los dos más grandes, pero quizá más propiamente, entre un grande y el más grande de los pequeños o, todavía más, entre un grande y el menos pequeño de los pequeños.

Volviendo al nuevo ejemplo, las dos columnas de la derecha de la última tabla dan los números de los escaños en exceso o en defecto, con respecto a los límites superior o inferior de la cuota, para la disputa desde dos hasta quince escaños.

En el siguiente gráfico se representan estos valores para las distribuciones generadas por Webster y por D'Hondt.

Figura 6. Exceso sobre el límite superior y déficit bajo el límite inferior de la cuota para escaños en disputa entre dos y quince con Webster y D'Hondt.



En la Tabla 42, para diez escaños en disputa, constan los valores tres o cuatro para los excesos de la distribución generada por D'Hondt. Con los datos del ejemplo y con este método, el décimo escaño debe asignarse por sorteo, el exceso cuatro aquí graficado corresponde al sorteo en el que la primera lista es la beneficiada del sorteo, no se ha graficado el exceso tres que corresponde al beneficio en el sorteo de la segunda lista.

Vemos que para dos escaños no hay excesos ni defectos; de tres en adelante, los excesos con D'Hondt crecen hasta cuatro escaños con nueve o diez escaños en disputa, disminuyendo hasta uno para quince escaños; con Webster el máximo exceso, dos escaños, se da para cinco escaños en disputa, volviendo a cero para ocho, nueve y diez escaños y pasando a déficit -1 entre once y quince escaños con el mayor déficit de -2 para trece escaños disputados. En el gráfico, con líneas discontinuas, se trata de visualizar la variación de estos “incumplimientos de los límites de la cuota” en las distribuciones generadas por los dos métodos.

Las votaciones del ejemplo no son reales, pero representan una fuerte, muy fuerte, hegemonía de un solo movimiento político y la presencia de varios partidos o movimientos con poca o ninguna importancia. Es una imagen extremada de lo que pasó en el Ecuador en las elecciones de 2013, pero, en ese caso real, los tamaños de las circunscripciones o distritos provinciales tenían asignaciones entre dos y seis escaños y únicamente la nacional quince.

Es ilustrativo, aunque por coincidencia, el hecho de que los excesos y los déficits con Webster den suma cero, en cambio el acumulado de excesos con D'Hondt llega a 30 o 31 escaños, dependiendo del resultado del sorteo por el último escaño cuando se disputan 10.

Aunque el análisis cubre los tamaños de circunscripción entre dos y quince del ejemplo, vemos conveniente presentar aquí el caso de la asignación de trece escaños, tamaño de circunscripción que genera el mayor déficit en la distribución generada por el método Webster, esto es, -2 escaños. Parece claro que, si ese “incumplimiento grande” tiene justificación, con más razón se justificarán los menores. Así mismo, el mayor exceso de este método +2, para cinco escaños, será presentado al analizar el límite superior de la cuota.

Tabla 43. Distribución de 13 escaños en disputa con Hare e Híbrido.

Votos	Cuota	Entero	Resto	Hare		Cociente	Híbrido
				Escaños	Divisor		Escaños
1100	7.15	7	0,15	7	15	73,33	7
110	0.715	0	0,715	1	1	110	1
109	0.708	0	0,708	1	1	109	1
108	0.702	0	0,702	1	1	108	1
107	0.695	0	0,695	1	1	107	1
106	0.689	0	0,689	1	1	106	1
105	0.682	0	0,682	1	1	105	1
104	0.676	0	0,676	0	1	104	0
103	0.669	0	0,669	0	1	103	0
48	0.312	0	0,312	0	1	48	0
2000	13	7		13			13
Cociente distribuidor 153,85							
Se resaltan los seis mayores restos y seis mayores cocientes							

Las distribuciones de los trece escaños con los métodos Hare e Híbrido coinciden, esto es, (7, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0).

Con el método Webster la distribución generada es (5, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0) como se deduce de la tabla 44:

Tabla 44. Distribución de 13 escaños en disputa con Webster.

Lista	Votos	Divisores						Webster
		1	3	5	7	9	11	Escaños
1	1100	1100	366,667	220	157,143	122,22	100	5
2	110	110	36,667	22	15,714	12,222	10	1
3	109	109	36,333	21,8	15,571	12,111	9,909	1
4	108	108	36	21,6	15,429	12	9,818	1
5	107	107	35,667	21,4	15,286	11,889	9,727	1
6	106	106	35,333	21,2	15,143	11,778	9,636	1
7	105	105	35	21	15	11,667	9,545	1
8	104	104	34,667	20,8	14,857	11,556	9,455	1
9	103	103	34,333	20,6	14,714	11,444	9,364	1
10	48	48	16	9,6	6,857	5,333	4,364	0
Total	2000							13

Se resaltan los trece mayores cocientes

Entre estas dos distribuciones (7, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0) y (5, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0) hay una doble transferencia de la primera lista (1100 votos) a las listas octava (104 votos) y novena (103 votos), listas que consiguen un escaño cada una con el método que “incumple” el límite inferior de la cuota correspondiente a la primera lista.

Analicemos entonces lo que ocurre con las listas primera, octava y novena ya que las demás no acusan cambios.

Con la distribución generada por Hare, la primera lista recibe 7 escaños correspondientes al valor 7,15 que es su cuota, es decir recibe el 97,9% de lo que le corresponde; las listas octava y novena no reciben nada, a pesar de que sus cuotas son 0,6760 y 0,6695. El perjuicio a la primera lista es 0,15 de escaño, pero es solo el 2,1% de lo que debía recibir con este método. A las listas octava y novena se les despoja de 0,676 y 0,6695 de escaño que es el 100% de lo suyo.

Con la distribución generada por Webster, la primera lista recibe 5 escaños de los 7,15 que le corresponden, es decir recibe el 69,93% de lo que señala su cuota; las listas octava y novena, al recibir un escaño cada una, reciben el 1,472 y el 1,4937 veces lo que les correspondía, 47,2% y 49,37% sobre su 100%. Son beneficiarias, por supuesto: 0,324 de escaño la octava y 0,3305 de escaño la novena, mientras la primera pierde 2,15 escaños. A primera vista parece no equitativo, pero porque quizá estamos acostumbrados a que el efecto Mateo nos parezca normal, al fin y al cabo, lo dice el evangelio.

Ciertamente que habrá partidos minúsculos que no merecen representación y que, por minúsculos que sean, al no asignarles ningún escaño, se les despoja del 100% de su incipiente votación, pero en el caso que nos ocupa, en términos absolutos, más es lo que se les quita con Hare que lo que se benefician con Webster, se les quita 0,676 y 0,6695 de escaño para cumplir el límite inferior de la cuota y se les beneficia con 0,324 y 0,3305 de escaño, respectivamente, incumpléndolo. En términos absolutos y en términos relativos consideramos que la distribución generada por Webster es la más equitativa. El índice Sainte Laguë nos dice que es la menos desproporcional y es esa, por todas las razones expuestas a lo largo de este trabajo, la mejor forma de medir la desproporcionalidad de las distribuciones de escaños en elecciones pluripersonales.

Los valores de los índices: a) Loosemore y Hanby, b) Desproporcionalidad Relativa y c) Sainte Laguë, son para las distribuciones generadas con Hare, Webster y D'Hondt respectivamente, a) 18%, 20,9% y 34,1%; b) 6,778, 6,150 y 8,559; y c) 26,2%, 22,5% y 51,6%.

En la Tabla 45 se presenta las distribuciones parciales de siete escaños únicamente con las votaciones de las listas: primera, octava y novena, con Hare e Híbrido.

Tabla 45. Distribución de 7 escaños en disputa con Hare e Híbrido entre listas 1, 8 y 9.

Lista	Votación	Cuota	Entero	Resto	Hare			Híbrido
					Escaños	Divisor	Cociente	Escaños
1	1100	5,891	5	0,891	6	11	100	5
8	104	0,557	0	0,557	1	1	104	1
9	103	0,552	0	0,552	0	1	103	1
Total	1307	7	5		7			7
Cociente distribuidor 186,7143								

En la Tabla 46 se presenta las distribuciones de escaños con las votaciones de las listas: primera, octava y novena, con Webster

Tabla 46. Distribución de 7 escaños en disputa con Webster entre listas 1, 8 y 9.

Lista	Votación	Divisores						Webster
		1	3	5	7	9	11	Escaños
1	1100	1100	366,7	220	157,1	122,2	100	5
8	104	104	34,67	20,8	14,86	11,56	9,45	1
9	103	103	34,33	20,6	14,71	11,44	9,36	1
								7

La generada con Webster, por la consistencia del método, es la misma que en la distribución general: cinco escaños para la primera lista y un escaño para las listas octava y novena (5, 1, 1), coincide con el Híbrido, que por lo tanto no es consistente, cambia de (7, 0, 0) a (5, 1, 1). La de Hare es (6, 1, 0) que tampoco coincide con la original que da 7 escaños a la primera lista y cero escaños a octava y novena.

La consistencia del método Webster genera la distribución más equitativa de esos 7 escaños: Webster y el Híbrido coinciden y Hare todavía favorece más a la primera lista. Son las excepciones que resultan cuando se dan esos raros casos en los que el método Webster “incumple” un límite arbitrario y no justificado plenamente.

El límite superior de la cuota. Grado y frecuencia del incumplimiento en distribuciones generadas por los métodos Webster y D'Hondt.

Siguiendo con el ejemplo desarrollado para el análisis del incumplimiento del límite inferior de la cuota, resulta conveniente analizar el caso de la distribución de cinco escaños, tamaño de la circunscripción que genera la mayor sobre asignación sobre el límite de la cuota con el método Webster: dos escaños.

En la Tabla 47 constan las distribuciones de los cinco escaños con las mismas votaciones del ejemplo que venimos analizando con los métodos Hare o de Cocientes y Restos mayores y con el Híbrido Hare-Webster.

Tabla 47. Distribución de 5 escaños con Hare e Híbrido.

Lista	Votos	Cuota	Entero	Resto	Hare	Divisor	Cociente	Híbrido
					Escaños			Escaños
1	1100	2,75	2	0,750	3	5	220	3
2	110	0,275	0	0,275	1	1	110	1
3	109	0,273	0	0,273	1	1	109	1
4	108	0,27	0	0,27	0	1	108	0
5	107	0,268	0	0,268	0	1	107	0
6	106	0,265	0	0,265	0	1	106	0
7	105	0,263	0	0,263	0	1	105	0
8	104	0,260	0	0,260	0	1	104	0
9	103	0,258	0	0,258	0	1	103	0
10	48	0,120	0	0,120	0	1	48	0
Total	2000	5	2	3	5		3	5
Cociente distribuidor 400.								
Se resaltan los tres mayores restos y tres mayores cocientes								

Los valores de los índices: a) Loosemore y Hanby, b) Desproporcionalidad Relativa y c) Sainte Laguë son para las distribuciones generadas con Hare o el Híbrido y con Webster o D'Hondt que coinciden, respectivamente a) 34,1% y 45%; b) 12,397 y 9,818 y, c) 111,6% y 81,8%.

La Tabla 48 da cuenta de la distribución con Webster. Aunque aquí no se presenta la tabla correspondiente a los cálculos con D'Hondt, la asignación coincide con la de Webster.

Tabla 48. Distribución de 5 escaños con Webster.

Lista	Votos	Divisores						Webster Escaños
		1	3	5	7	9	11	
1	1100	1100	366,66	220	157,14	122,22	100	5
2	110	110	36,667	22	15,714	12,222	10	0
3	109	109	36,333	21.8	15,571	12,111	9,909	0
4	108	108	36	21.6	15,429	12	9,818	0
5	107	107	35,667	21.4	15,286	11,889	9,727	0
6	106	106	35,333	21.2	15,143	11,778	9,636	0
7	105	105	35	21	15	11,667	9,545	0
8	104	104	34,667	20.8	14,857	11,556	9,455	0
9	103	103	34,333	20.6	14,714	11,444	9,364	0
10	48	48	16	9.6	6,857	5,333	4,364	0
	2000							5
Se resaltan los cinco mayores cocientes								

En este caso las tres primeras listas son las involucradas en las transferencias de escaños de la distribución generada por Hare o por el Híbrido a la generada por Webster o por D'Hondt.

La segunda y tercera listas, que tienen la asignación de un escaño, ceden a la primera lista que acumula cinco escaños con Webster o con D'Hondt.

Entonces, con Hare o con el Híbrido la primera lista recibe 1,0909 veces lo que le correspondería, es decir un 9,09% más de lo "suyo": 3 escaños con relación a 2,75 que es su cuota, pero, las listas segunda y tercera, al recibir un escaño cada una, reciben 3,6363 y 3,6697 veces lo que les corresponde, es decir 263,63% y 266,97% más del 100% de su cuota, reciben un escaño cuando sus cuotas son apenas 0,275 y 0,2725 de escaño, el beneficio absoluto es 0,725 y 0,7275 de escaño respectivamente.

Con Webster o D'Hondt, la primera lista, al recibir 5 escaños, recibe 1,8181 veces lo que le corresponde, un beneficio considerable del 81,81% sobre su 100%. Las listas segunda y tercera pierden 0,275 y 0,2725 de escaño que son sus cuotas; y, por supuesto, pierden el 100% de lo que "les corresponde".

Veamos lo que ocurre al asignar, con sus propias votaciones, los cinco escaños a las tres listas involucradas en las transferencias de interés: primera, segunda y tercera listas.

Tanto Hare como el Híbrido cambian su asignación: el primero de (3, 1, 1, 0...) a (4, 1, 0) y el segundo de (3, 1, 1, 0...) a (5, 0, 0). Webster mantiene su asignación (5, 0, 0).

A continuación, la Tabla 49 correspondiente a las distribuciones con Hare e Híbrido.

Tabla 49. Distribución de 5 escaños con Hare e Híbrido entre las tres primeras listas más votadas.

Lista	Votación	Cuota	Entero	Resto	Hare		Híbrido	
					Escaños	Divisor	Cociente	Escaños
1	1100	4,17	4	0,170	4	9	122,22	5
2	110	0,417	0	0,417	1	1	110	0
3	109	0,413	0	0,413	0	1	109	0
Total	1319	5	4		5			5
Cociente distribuidor 263.8.								

Se resaltan el resto y el cociente mayor

La Tabla 50 es la tabla con la distribución con el método Webster.

Tabla 50. Distribución de 5 escaños con Webster entre las tres primeras listas más votadas.

Lista	Votación	Divisores						Webster
		1	3	5	7	9	11	Escaños
1	1100	1100	366,7	220	157,1	122,2	100	5
2	110	110	36,67	22	15,71	12,22	10	0
3	109	109	36,33	21,8	15,57	12,11	9,90	0
Total	1319							5

Se resaltan los cinco cocientes mayores

La inconsistencia de los métodos Hare e Híbrido y la consistencia del método Webster se comprueba una vez más.

La inconsistencia del método de Tsitouras, comprobada reiteradamente, tiene origen en su empeño de “corregir”, y “garantizar” el cumplimiento, no solo del límite inferior de la cuota sino del superior. Liberar la restricción de asignar un solo escaño en la segunda etapa de la distribución, puede tener la ventaja de, si no eliminar la inconsistencia, reducir la probabilidad de su ocurrencia.

Si el método Híbrido se modifica de esa manera, la asignación de dos escaños por la parte entera de la cuota a la primera lista se completa con la asignación de tres escaños por los cocientes 220,0; 157,14 y 122,22, mayores, todos, a 110 que es el mayor de los cocientes correspondientes a las demás listas. No es nuestra intención modificar, peor hablar de mejorar el método Híbrido Hamilton-Webster propuesto por el matemático griego Ch. Tsitouras, no, queremos demostrar que sí es posible un método que genera las distribuciones menos desproporcionales, con la mejor manera de medir esta desproporcionalidad: el método de Divisores Impares, propuesto por el matemático francés André Sainte Laguë y el índice de desproporcionalidad, que considera en forma conjunta la desproporcionalidad absoluta y la relativa, propuesto por el mismo autor, el Índice Sainte Laguë.

En las siguientes tablas se presentan los resultados de la aplicación del método Híbrido con las modificaciones descritas.

En la tabla 51 consta la asignación de la primera etapa y los divisores que corresponderían a la segunda etapa eliminando la restricción. En la tabla 52 consta el desarrollo de la segunda etapa; en lugar de un solo escaño asignado a la primera lista por cociente se asignarían tres escaños

pues también los cocientes 157,14 y 122,22 son mayores al cociente 110 que correspondería a la segunda lista.

La asignación con las diez listas sería (5, 0, 0...) y con las tres primeras, (5, 0, 0), por lo tanto, coincidentes, muestra de consistencia.

Tabla 51. Variante del Híbrido, sin restricción para la segunda etapa de la asignación. Asignación de la primera etapa y divisores para la segunda.

Lista	Votos	Cuota	Entero	Divisores		
1	1100	2,75	2	5	7	9
2	110	0,275	0	1	3	5
3	109	0,273	0	1	3	5
4	108	0,27	0	1	3	5
5	107	0,268	0	1	3	5
6	106	0,265	0	1	3	5
7	105	0,263	0	1	3	5
8	104	0,260	0	1	3	5
9	103	0,258	0	1	3	5
10	48	0,120	0	1	3	5
Total	2000					

Los divisores para la primera lista son 5, 7 y 9 y 1, 3 y 5 para las demás

Tabla 52. Variante del Híbrido, sin restricción para la segunda etapa de la asignación. Asignación de la segunda etapa.

Lista	Votos	Entero Primera Asignación	Cocientes Segunda Asignación			Esaños
1	1100	2	220	157,14	122,22	5
2	110	0	110	36.67	22.00	0
3	109	0	109	36.33	21.80	0
4	108	0	108	36.00	21.60	0
5	107	0	107	35.67	21.40	0
6	106	0	106	35.33	21.20	0
7	105	0	105	35.00	21.00	0
8	104	0	104	34.67	20.80	0
9	103	0	103	34.33	20.60	0
10	48	0	48	16.00	9.60	0
Total	2000	2	1	1	1	5

El límite superior de la cuota -parte entera de ella más uno- se incumple con más frecuencia que el límite inferior; de hecho, las distribuciones generadas por D'Hondt cumplen estrictamente con el límite inferior; sin embargo, la frecuencia con la que incumplen el límite superior es mucho mayor que las generadas por Webster, y no solamente eso, el grado de incumplimiento: número de esaños en exceso sobre el límite superior, resulta con este método también mayor que con el de Webster.

El ejemplo que hemos desarrollado muestra claramente la variación del número de incumplimientos con los dos métodos Webster y D'Hondt. Si bien se trata de un ejemplo de

“laboratorio”, podemos intuir que esos incumplimientos, con ambos métodos, tienden a disminuir con el incremento del tamaño de la circunscripción electoral, siendo por lo tanto probable que, para tamaños muy grandes, como los de las provincias españolas de Madrid y Barcelona, esos incumplimientos resulten excepcionales, en todo caso, mucho depende del comportamiento electoral y los resultados de una elección en particular.

Antes de trabajar con datos de elecciones reales, resulta muy interesante comparar los “incumplimientos” con aplicación del método Webster en este ejemplo ampliamente desarrollado. Los dos escaños bajo el límite inferior de la cuota para la primera lista, cuando se repartían trece escaños entre las diez listas del ejemplo; y, los dos escaños sobre el límite superior de la cuota para la misma primera lista, cuando el reparto era de cinco escaños en el mismo ejemplo, es evidencia de la verdadera imparcialidad del método de divisores impares, no beneficia ni perjudica sistemáticamente a mayorías o a minorías.

En el primer caso los métodos Hare e Híbrido, que naturalmente “cumplen” los límites de la cuota, asignan los trece escaños así: (7, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0), y Webster (5, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0). La primera lista, recibe con los métodos “cumplidores” siete escaños, lo que significa, privar a las listas octava y novena del escaño que en cambio sí les asigna Webster. Esas dos listas se ven privadas de ese escaño, a pesar de que sus “Restos” son 0,676 y 0,669.

En el segundo caso las asignaciones son: Hare e Híbrido reparten los 5 escaños con esta distribución (3, 1, 1, 0...) y Webster (5, 0, 0...). Las listas segunda y tercera, que tienen “Restos” 0,275 y 0,2725 respectivamente, reciben escaños con los métodos que aquí, no sin un dejo de ironía, los hemos llamado “cumplidores”. Es casualmente ese límite superior, que impide a la primera lista tener una asignación mayor a tres, la que permite la asignación a partidos muy menores.

En el primer caso, el beneficio a las listas octava y novena con Webster es de 0,324 y 0,331 de escaño en valor absoluto y 47,92% y 49,47% con relación a lo que le “corresponde”; en el segundo, el beneficio a las listas segunda y tercera con Hare y el Híbrido son 0,725 y 0,7275 de escaño en valor absoluto y 263,63% y 266,97% de lo “suyo”. Las comillas reiteradas las justificamos porque los límites de la cuota deben ser relativizados, el concepto mismo de cuota, al tratarse de asignaciones que no pueden dejar de ser enteros, pierde significado real; y, por ende, sus límites de aplicabilidad: tendrán validez en la medida en la que su cumplimiento no interfiera en el derecho de otros.

12. Incumplimiento de los límites de la cuota en elecciones reales con asignaciones reales y simuladas

A continuación, analizamos los incumplimientos de los límites de la cuota en las elecciones de assembleístas provinciales y nacionales en las elecciones ecuatorianas de 2013 y 2017: reales en el caso de los incumplimientos con aplicación del método D'Hondt en las elecciones provinciales y del método Webster en las nacionales; y simuladas en las elecciones provinciales con el método de Webster y en las elecciones nacionales con el método D'Hondt.

Tabla 53. Escaños en exceso sobre el límite superior de la cuota en las elecciones de assembleístas provinciales en Ecuador en 2013 y 2017.

Provincia	Escaños sobre el límite de la cuota			
	Elecciones del año 2013		Elecciones del año 2017	
	D'Hondt	Webster	D'Hondt	Webster
Azuay	2	1		
Pichincha D1	1	1		
Pichincha D2	1	1	1	
Pichincha D3			1	
Pichincha D4	1			
El Oro	1	1		
Guayas D1	1		1	
Guayas D2	1			
Guayas D4	1			
Manabí D. Norte	1		1	
Manabí D. Sur	2	1	2	
Cotopaxi	1		1	1
Chimborazo	1			
Esmeraldas	1			
Imbabura	1		1	
Tungurahua	1			
Sto. D de los T.			1	
Los Ríos	1		1	
Bolívar	1			
Sucumbíos	1			
Total	19	5	10	1

D'Hondt el método realmente aplicado y Webster el simulado

Análisis de “los incumplimientos” del límite superior de la cuota con distribuciones generadas por el método Webster, en las elecciones de assembleístas provinciales del Ecuador en 2013 y del único incumplimiento en 2017.

Elecciones de 2013

En las elecciones de assembleístas provinciales del año 2013, la simulación de asignaciones con el método Webster determina el exceso de un escaño más para la primera lista sobre el límite superior de la cuota en las circunscripciones provinciales de Azuay, El Oro y en los distritos D1 y D2 de Pichincha y en el D. Sur de Manabí. La asignación de la simulación con el método Híbrido coincide con la de Hare en cuatro de estas 5 elecciones. La excepción es la provincia de El Oro en donde, pasar de Hare al Híbrido significa pasar de la distribución (3, 1, 1, 0...) a (3, 2, 0, 0...); es decir, se transfiere el escaño que Hare asigna a la tercera lista a la segunda lista que recibe, con el Híbrido, dos escaños.

Tabla 54. Distribuciones con los tres métodos en los cinco distritos en donde con Webster se supera el límite superior de la cuota. Elecciones de 2013.

Distrito	Método		
	Webster	Híbrido H-W	Hare
Azuay	(4, 1, 0...)	(3, 1, 1, 0...)	(3, 1, 1, 0...)
Pichincha D1	(3, 1, 0...)	(2, 1, 1, 0...)	(2, 1, 1, 0...)
Pichincha D2	(4, 1, 0...)	(3, 1, 1, 0...)	(3, 1, 1, 0...)
Manabí D. Sur	(4, 1, 0...)	(3, 1, 1, 0...)	(3, 1, 1, 0...)
El Oro	(4, 1, 0...)	(3, 2, 0...)	(3, 1, 1, 0...)

En los cuatro primeros distritos, los valores de los índices son iguales para las distribuciones con Hare o con el Híbrido, pues en ellos las distribuciones coinciden. Únicamente en la provincia de El Oro no hay coincidencia entre el método Híbrido y Hare.

Tabla 55. Valores de los índices de desproporcionalidad en los distritos en donde con el método de Webster se supera el límite superior de la cuota. Elecciones de 2013.

Distrito	Loosemore y Hanby		D. Relativa		Índice Sainte Laguë	
	Webster	Híbrido H-W	Webster	Híbrido H-W	Webster	Híbrido H-W
Azuay	34,60%	28,12%	11,565	12,295	56,93%	68,72%
Pichincha D1	30,93%	22,90%	9,734	10,321	47,58%	59,44%
Pichincha D2	29,84%	24,79%	10,016	11,636	43,18%	74,15%
Manabí D. Sur	34,20%	26,65%	10,399	10,680	54,31%	56,90%
El Oro	24,66%	22,73%	6,534	6,908	33,89%	38,01%

Tabla 56. Valores de los índices de desproporcionalidad Loosemore y Hanby y Sainte Laguë en la provincia de El Oro. Elecciones de 2013.

	Loosemore y Hanby	Desp. Relativa	Índice Sainte Laguë
El Oro	18,77%	7,567	51,19%

Los resultados son los esperados: Hare y el Híbrido generan las distribuciones que minimizan el índice Loosemore y Hanby en cuatro de los cinco distritos. En el Oro, con Hare este índice toma el valor 18,77%, mientras que con el Híbrido 22,73%, algo mayor, y con Webster 24,66%. La Desproporcionalidad Relativa es menor en todas las distribuciones generadas por Webster, así como el Índice Sainte Laguë.

A continuación, se presentan los valores de las cuotas de acuerdo al método de Hare de cada una de las listas participantes en las elecciones de 2013 en los distritos Azuay (12 listas), Pichincha Distritos 1 y 2, Manabí Distrito Sur (11 listas en cada distrito) y El Oro (8 listas). Luego las asignaciones de escaños con los métodos Hare e Híbrido y Webster en esos distritos. El tamaño de cuatro de estos cinco distritos es cinco y solamente el Distrito 1 de Pichincha tiene tamaño cuatro.

Tabla 57. Valores de las cuotas correspondientes a cada lista en los cinco distritos. Azuay, 12 listas; Pichincha D1, Pichincha D2 y Manabí D. Sur, 11 listas; El Oro 8 listas. Elecciones de 2013.

Listas	Cuotas				
	Azuay	PichinchaD1	Pichincha D2	Manabí D. Sur	El Oro
1	2,8023	1,8936	2,8965	2,7798	2,7668
2	0,4679	0,8694	0,6116	0,5102	1,0966
3	0,3239	0,3210	0,2522	0,3777	0,2946
4	0,2936	0,3070	0,2486	0,3251	0,2352
5	0,2844	0,1426	0,2303	0,2029	0,1741
6	0,2774	0,1316	0,2127	0,1880	0,1604
7	0,1416	0,1103	0,1963	0,1515	0,1487
8	0,1408	0,1042	0,1133	0,1504	0,1236
9	0,0926	0,0679	0,1011	0,1335	-
10	0,0620	0,0272	0,0698	0,1329	-
11	0,0576	0,0252	0,0676	0,0480	-
12	0,0560	-	-	-	-
Escalaños	5	4	5	5	5

Tabla 58. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Azuay- Año 2013.

Azuay Listas	Asignación: Escaños y % respecto a la cuota			
	Webster	% Resp. Cuota	Hare e Híbrido	% Resp. Cuota
1	4	142.74%	3	107.05%
2	1	213.72%	1	213.72%
3	0	0%	1	308.69%
4	0	0%	0	0%
5	0	0%	0	0%
6	0	0%	0	0%
7	0	0%	0	0%
8	0	0%	0	0%
9	0	0%	0	0%
0	0	0%	0	0%
11	0	0%	0	0%
12	0	0%	0	0%

En las elecciones de asambleístas de la provincia del Azuay en 2013, entre Webster y Hare o el Híbrido, hay una transferencia del cuarto escaño asignado a la primera lista con Webster, a la tercera lista que recibe ese único escaño con el Híbrido o con Hare. La primera lista sigue recibiendo algo más de lo que le corresponde: pasa de 142,74% cuando se le asignan cuatro escaños a 107,05% cuando se le asignan tres, pero a la tercera lista se le asigna más del triple de lo que señala su cuota, esto es 3,0869 veces, un 208,69% más de lo que le corresponde; resulta sin duda una sobre asignación desmesurada cuando lo vemos en términos relativos.

La cuota de la primera lista es 8,65 veces mayor que la de la tercera lista, la asignación (3, 1, 1, 0...) que genera el método Hare o el Híbrido, solamente asigna a la primera lista el triple de lo que asigna a la tercera lista. La asignación (4, 1, 0...) da a la primera lista cuatro veces lo que da a la segunda y su cuota es 5,99 veces mayor. Pudiera parecer que la asignación de Webster es generosa con la primera lista, pero como vemos con estos detalles, no es así. Otra cosa muy diferente, es lo que hace D'Hondt que al ser el método en vigencia para esta elección, asignó los cinco escaños a la primera lista y nada para los demás.

Visto de otra manera, la cuota de la primera lista (2,8023) es el 70,06% de lo que se asigna a la primera lista (4 escaños) con Webster y 93,41% de lo que le asigna Hare o el Híbrido (3 escaños). En cambio, la cuota de la tercera lista (0,3239) es solamente el 32,39% de lo que le asigna el método Hare o el Híbrido (1 escaño), o sea la cuota es mucho menor de lo que estos dos métodos le asignan.

Este ejemplo da cuenta de lo equilibrado, *imparcial*, que resulta el método Webster con respecto a los extremos: D'Hondt que privilegia desmesuradamente a los partidos mayores y Hare que lo hace con partidos que tienen muy poca representatividad.

Tabla 59. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Pichincha Distrito 1. Año 2013.

Pichincha D1	Asignación: Escaños y % respecto a la cuota			
Listas	Webster	% Resp. Cuota	Hare e Híbrido	% Resp. Cuota
1	3	158.43%	2	105.62%
2	1	115.02%	1	115.02%
3	0	0%	1	311.50%
4	0	0%	0	0%
5	0	0%	0	0%
6	0	0%	0	0%
7	0	0%	0	0%
8	0	0%	0	0%
9	0	0%	0	0%
10	0	0%	0	0%
11	0	0%	0	0%

En Pichincha D1 ocurre algo muy similar: el tercer escaño que le asigna Webster a la primera lista pasa a la tercera lista con Hare o el Híbrido. Esta tercera lista recibe 3,115 veces lo que le corresponde, 1 escaño cuando su cuota es apenas 0,321.

Tabla 60. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Pichincha Distrito 2. Año 2013.

Pichincha D2	Asignación: Escaños y % respecto a la cuota			
Listas	Webster	% Resp. Cuota	Hare e Híbrido	% Resp. Cuota
1	4	138.10%	3	103.57%
2	1	163.49%	1	163.49%
3	0	0%	1	396.53%
4	0	0%	0	0%
5	0	0%	0	0%
6	0	0%	0	0%
7	0	0%	0	0%
8	0	0%	0	0%
9	0	0%	0	0%
10	0	0%	0	0%
11	0	0%	0	0%

En Pichincha D2 ocurre también algo parecido: el cuarto escaño que le asigna Webster a la primera lista pasa a la tercera con Hare o con el Híbrido. Esta tercera lista recibe 3,9653 veces lo que le corresponde: recibe un escaño cuando su cuota es apenas 0,2522.

Tabla 61. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Manabí Distrito Sur. Año 2013.

Manabí D. Sur	Asignación: Escaños y % respecto a la cuota			
	Listas	Webster	% Resp. Cuota	Hare e Híbrido
1	4	143.89%	3	107.92%
2	1	196.00%	1	196.00%
3	0	0%	1	264.76%
4	0	0%	0	0%
5	0	0%	0	0%
6	0	0%	0	0%
7	0	0%	0	0%
8	0	0%	0	0%
9	0	0%	0	0%
10	0	0%	0	0%
11	0	0%	0	0%

En el caso de Manabí D. Sur, siendo similar a los anteriores, también hay la transferencia del cuarto escaño de la primera lista a la tercera lista con el otro método, pero, al ser la cuota de la tercera lista 0,3777, la situación es un poco menos crítica que en las anteriores; asignar a esta lista el escaño, como lo hace Hare o el Híbrido, equivale a asignarle 2,6476 veces lo que le corresponde.

Tabla 62. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) El Oro. Año 2013.

El Oro	Asignación: Escaños y % respecto a la cuota					
	Listas	Webster	% Respecto a la Cuota	Hare	% Respecto a la Cuota	Híbrido
1	4	144.57%	3	108.43%	3	108.43%
2	1	91.19%	1	91.19%	2	182.38%
3	0	0%	1	339.47%	0	0%
4	0	0%	0	0%	0	0%
5	0	0%	0	0%	0	0%
6	0	0%	0	0%	0	0%
7	0	0%	0	0%	0	0%
8	0	0%	0	0%	0	0%

En la provincia de El Oro, ya no coinciden los métodos Hare (3, 1, 1, 0...) e Híbrido (3, 2, 0...) y Webster (4, 1, 0...). Entonces de Webster a Hare hay transferencia de un escaño de la primera lista a la tercera lista y de Webster a Híbrido una transferencia de la primera lista a la segunda.

Con respecto a Hare vuelve la situación a ser muy similar a las anteriores, la tercera lista, beneficiaria de la transferencia del cuarto escaño de la primera lista, recibe 3,3947 veces lo que le corresponde. En cambio, con el Híbrido, la beneficiaria de la transferencia es la segunda lista que recibe 1,8238 veces lo que le a ella le corresponde. Mejora la asignación con el método Híbrido respecto a Hare, pero consideramos que no con respecto a Webster.

Elecciones de 2017

Para las elecciones de 2017, hay una sola distribución generada con el método Webster en donde se sobrepasa el límite superior de la cuota, se trata de la provincia de Cotopaxi, los datos correspondientes a esta elección presentamos a continuación:

Tabla 63. Elecciones de asambleístas provinciales. Cotopaxi año 2017. Distribuciones con diferentes métodos.

Webster	Híbrido Hare-Webster	Hare
(2, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)

Tabla 64. Índices de desproporcionalidad. Provincia de Cotopaxi. Año 2017

Loosemore y Hanby		Desproporcionalidad Relativa		Índice Sainte Laguë	
Webster	Híbrido H-W	Webster	Híbrido H-W	Webster	Híbrido H-W
45,18%	36,96%	14,473	14,516	82,89%	83,95%

Tabla 65. Votaciones y cuotas de las 15 listas que se disputan 4 escaños en la provincia de Cotopaxi el año 2017.

N° Orden	Votos	Porcentaje	Cuota
1	196821	24.99%	0.9996
2	139354	17.69%	0.7077
3	95629	12.14%	0.4857
4	64699	8.21%	0.3286
5	59886	7.60%	0.3041
6	46790	5.94%	0.2376
7	46609	5.92%	0.2367
8	34284	4.35%	0.1741
9	26033	3.31%	0.1322
10	21012	2.67%	0.1067
11	13794	1.75%	0.0701
12	11586	1.47%	0.0588
13	10909	1.39%	0.0554
14	10332	1.31%	0.0525
15	9891	1.26%	0.0502
Total	787629	100%	4
Coefficiente Distribuidor 196907.25			

La asignación de dos escaños a la primera lista supera el límite superior de la cuota que es uno. Sin embargo, podemos ver que la cuota tiene un valor muy cercano a uno (0,9996), harían falta apenas 115 votos más para la primera lista (0,058% de su votación) para que la cuota llegue a uno y la asignación de dos escaños no signifique incumplir el límite superior.

En la tabla 66 consta el número de escaños asignados a las primeras listas que reciben escaños con los métodos Webster, Hare e Híbrido, así como el porcentaje respecto a su cuota.

Tabla 66. Elecciones de asambleístas provinciales en Cotopaxi en 2017. Asignación de escaños y % respecto a la cuota.

Listas	Webster	% respecto a la cuota	Híbrido H-W y Hare,	% respecto a la cuota
1	2	200,09%	1	100,04%
2	1	141,30%	1	141,30%
3	1	205,91%	1	205,91%
4	0	0%	1	304,34%
5 a 15	0	0%	0	0%
Total	4		4	

La transferencia del segundo escaño de la primera lista con Webster a la cuarta lista con Hare o con el Híbrido, significa asignar a esta cuarta lista 3,0434 veces, lo que le corresponde un 204,34% más de su 100%. Otra vez, se produce una sobre asignación demasiado grande, en este caso para la cuarta lista con el método Hare o con el Híbrido. La cuota de la primera lista es algo más de tres veces la de la cuarta, el método Hare o el Híbrido daría la misma asignación a esas dos listas.

La desproporcionalidad absoluta no es, ni de lejos, la mejor forma y peor la única, de evaluar la desproporcionalidad de una distribución de escaños. Puede parecer una forma natural de hacerlo, pero las paradojas y las evidencias aquí presentadas deberían desterrar esa idea que, no podemos negarlo; también nos parecía correcta en los primeros acercamientos al tema de los sistemas electorales.

Escaños en exceso sobre el límite superior de la cuota, Elecciones de asambleístas nacionales en Ecuador en 2013 y 2017, Webster el método efectivamente aplicado y D'Hondt el simulado.

En las elecciones de asambleístas nacionales, con aplicación del método Webster, vigente tanto en las elecciones de 2013 como en las de 2017, no se produce ningún exceso sobre el límite superior de la cuota.

Además, en 2013, Hare y Webster generan la misma distribución, lo que garantiza al mismo tiempo la minimización del índice Loosemore y Hanby o de desproporcionalidad absoluta y el índice Sainte Laguë que combina la desproporcionalidad absoluta con la relativa. También resultan mínimos para esta distribución, de entre las 168 distribuciones lógicas posibles de 15 escaños entre 11 listas, los índices de Desproporcionalidad Relativa y el Índice de Gallagher.

La distribución generada por D'Hondt excede el límite superior de la cuota en tres escaños en las elecciones de 2013 y dos en 2017 como se puede ver en la Tabla 67.

Tabla 67. Elecciones de 15 asambleístas nacionales en 2013 y 2017. Escaños en exceso sobre la cuota con los métodos D'Hondt y Webster.

2013		2017	
Escaños en exceso sobre el límite superior de la cuota			
D'Hondt	Webster	D'Hondt	Webster
3	0	2	0

Mientras la distribución generada por Webster en 2013, minimiza todos los índices de desproporcionalidad, excepto el Índice D'Hondt. La distribución generada por D'Hondt ocupa los lugares: cuadragésimo para el índice Loosemore y Hanby; vigésimo sexto para la Desproporcionalidad Relativa, vigésimo noveno para el índice Sainte Laguë y quincuagésimo octavo para el índice de Gallagher, entre las 168 distribuciones lógicas posibles.

En las elecciones de 2017, se incrementa el número de listas, pasando de 11 a 15, lo que incrementa el número de distribuciones lógicas posibles a 175. En estas elecciones ya no coinciden las distribuciones generadas por Hare (6, 3, 2, 1, 1, 1, 0...) y por Webster (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0...). Hay una sola transferencia entre estas dos distribuciones: el tercer escaño de la tercera lista de la distribución con Webster pasaría a ser el único escaño de la séptima lista en la distribución generada por Hare. Lógicamente, con la generada por Hare, se minimiza el Índice Loosemore y Hanby y con la de Webster, el Índice Sainte Laguë, el de Desproporcionalidad Relativa resulta mínimo para otra distribución, no generada por ninguno de los métodos en análisis.

Si nos referimos a los índices Loosemore y Hanby, Desproporcionalidad Relativa, Sainte Laguë y Gallagher, en ese orden, y a las distribuciones generadas por Webster, Hare, D'Hondt y la que minimiza la Desproporcionalidad Relativa, tenemos:

La distribución generada por Webster ocupa los lugares: segundo, segundo, primero y segundo entre las 175 distribuciones posibles. La generada por Hare ocupa los lugares: primero, séptimo, quinto y primero. La que minimiza la Desproporcionalidad Relativa los lugares cuarto, primero, segundo y séptimo; y la generada por D'Hondt los lugares: septuagésimo, cuadragésimo noveno, trigésimo tercero y septuagésimo séptimo.

Podemos destacar los dos primeros lugares de la distribución generada por Hare, sin embargo, se trata de dos índices muy relacionados, el de Loosemore y Hanby o de Desproporcionalidad Absoluta y el de Gallagher o de Mínimos Cuadrados. En esencia, miden lo mismo: la desproporcionalidad absoluta, pero con una variante en la formulación: el primero trabaja con diferencias de porcentajes de escaños y votos en valor absoluto y el segundo utiliza los cuadrados de esas diferencias; en el fondo miden lo mismo con herramientas un poco diferentes, hay analogía del primero con la Desviación Media y el segundo con la Desviación Estándar de la Estadística. Estos dos índices son los más utilizados para medir la desproporcionalidad global de un sistema electoral, aquí estamos utilizándolos para analizar la desproporcionalidad de una elección. No deja de llamar la atención el hecho de que hay 69 distribuciones de entre las 175 lógicas posibles, a las que corresponden menor índice Loosemore y Hanby que a la distribución generada por D'Hondt y 756, que tienen menor índice Gallagher.

Los lugares séptimo y quinto para los otros dos índices de la distribución generada por Hare muestran que hay algunas, aunque pocas, distribuciones no generadas por ningún método que la superan.

La distribución que minimiza la Desproporcionalidad Relativa, a pesar de no ser generada por ninguno de los métodos analizados, ocupa aparte de ese primer lugar, un muy meritorio segundo puesto con relación al Índice Sainte Laguë, un cuarto respecto a Loosemore y Hanby y un séptimo respecto al índice de Gallagher.

En la Tabla 68, constan los resultados de la elección de asambleístas nacionales en 2017: listas ordenadas de mayor a menor votación, votos y cuotas.

Tabla 68. Votación de cada una de las quince listas que disputan 15 escaños de asambleístas nacionales en las elecciones ecuatorianas de 2017 en orden de votación y cuotas de acuerdo al método Hare.

Elección de Asambleístas Nacionales. Año 2017. Quince escaños en Disputa		
Listas	Votos	Cuota
1	34867227	5.8147
2	18497528	3.0848
3	13700313	2.2848
4	4065575	0.6780
5	3522125	0.5874
6	2801499	0.4672
7	2595953	0.4329
8	1988840	0.3317
9	1766499	0.2946
10	1465919	0.2445
11	1186951	0.1979
12	1011552	0.1687
13	941041	0.1569
14	794696	0.1325
15	739595	0.1233
Total	89945313	15
Cociente Distribuidor 5'996.372,4		

Para las elecciones de 2017 de asambleístas nacionales, el número de escaños asignados a las listas, de mayor a menor votación y el % correspondiente respecto a sus cuotas con los métodos Webster, Hare y D'Hondt se presenta en la Tabla 69. Se incluye la asignación que, sin ser generada por ninguno de los métodos, presenta el menor índice de Desproporcionalidad Relativa.

Tabla 69. Asignación de escaños con los métodos: Webster, Hare y D'Hondt y asignación que presenta el valor mínimo del Índice de Desproporcionalidad Relativa. Porcentajes equivalentes de cada asignación con relación a la cuota (100%).

Asignación de escaños con diferentes métodos y Asignación de la Distribución que tiene la menor Desproporcionalidad Relativa								
Lista	Webster	% de la cuota	Hare	% de la cuota	D'Hondt	% de la cuota	Mín. D. Relativa	% de la cuota
1	6	103.19%	6	103.19%	8	137.58%	7	120.38%
2	3	97.25%	3	97.25%	4	129.67%	3	97.25%
3	3	131.30%	2	87.54%	3	131.30%	2	87.54%
4	1	147.49%	1	147.49%	0	0%	1	147.49%
5	1	170.25%	1	170.25%	0	0%	1	170.25%
6	1	214.04%	1	214.04%	0	0%	1	214.04%
7	0	0%	1	230.99%	0	0%	0	0%
8	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
9	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
10	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
11	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
12	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
13	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
14	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
15	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
	15		15		15		15	

La cuota de la tercera lista (2,2848) es 5,28 veces la cuota de la séptima lista (0,4329), asignar 2 escaños a la tercera y uno a la séptima, como lo hace Hare no resulta lo proporcional que se desearía.

La inconsistencia del método Hare se comprueba nuevamente porque la asignación de tres escaños entre las listas 3^{era} y 7^{ma}, dentro de la distribución general de los 15 escaños es: dos a la 3^{era} y uno a la 7^{ma}, asignación que pasa a ser tres a la 3^{era} y cero a la 7^{ma} cuando la distribución de los tres escaños es parcial, solo entre esas dos listas. Con Webster eso no pasa, tanto en la distribución general como en la parcial, la asignación es tres y cero escaños a las listas 3^{era} y 7^{ma}.

D'Hondt quedó fuera de estas comparaciones hace un buen rato. Si Hare se mantenía, a pesar de ser potencial generador de paradojas, es por esa falsa idea de que la cuota y el cumplimiento de los límites de ella eran buena reclame para este método, aquí hemos visto que no es así.

Coefficientes de variación de los diferentes índices en las elecciones de asambleístas nacionales de 2013 y 2017.

Con relación al coeficiente de variación de los 168 valores que toman los diferentes índices analizados en las elecciones de asambleístas nacionales el año 2013, tenemos que el menor, o sea el índice de menor capacidad de discriminación de la desproporcionalidad de las diferentes distribuciones, corresponde a la Desproporcionalidad Relativa con un valor de 0.1906; le sigue el Índice Loosemore y Hanby con un valor de 0.2731; a continuación el índice de Gallagher o de Mínimos Cuadrados que alcanza un valor de 0.3326; el índice D'Hondt toma un valor de 0.4244; y como en los diferentes ejemplos que hemos analizado, el valor más alto corresponde al Índice Sainte Laguë con un valor de 0.4759.

Con relación al coeficiente de variación de los 175 valores que toman los diferentes índices analizados en las elecciones de 2017, tenemos que el menor corresponde a la Desproporcionalidad Relativa con un valor de 0.261; le sigue el del Índice Loosemore y Hanby con un valor de 0.293; a continuación, el correspondiente al Índice D'Hondt con 0.416; algo mayor resulta el del índice de Gallagher o de Mínimos Cuadrados que alcanza un valor de 0.424; y como en todos ejemplos que hemos analizado, el más alto corresponde al Índice Sainte Laguë con un valor de 0.581. Una vez más se comprueba que la mayor capacidad de discriminar o diferenciar la desproporcionalidad de las diferentes distribuciones la tiene el Índice Sainte Laguë.

Elecciones de 2021

A continuación revisaremos algunos resultados de las elecciones de asambleístas en 2021; en primer lugar, las correspondientes a los 116 asambleístas provinciales, luego la de los 6 asambleístas migrantes elegidos en el extranjero: segmentos en donde se produjo el cambio de método de asignación de escaños, de D'Hondt a Webster o de divisores naturales a divisores impares; y por último, el segmento de los 15 asambleístas nacionales en donde la asignación se mantuvo con el método Webster o de divisores impares.

En el caso de los asambleístas provinciales, resulta interesante analizar la variación del número de listas participantes en cada una de las 24 provincias ecuatorianas (31 distritos) en las elecciones de 2013, 2017, y 2021 y en el total de este segmento de la Asamblea Nacional; así como resultado general, podemos señalar que el incremento ha sido desmesurado, de 303 listas de candidatos a asambleístas provinciales el año 2013, pasamos a 384 listas en 2017 y a 473 en 2021.

Entre 2013 y 2017, hubo incremento del número de lista en 27 de los 31 distritos, en 3 distritos se mantuvo el número de listas: Loja con 10, Esmeraldas con 12 y Pastaza con 9 listas y únicamente en la provincia de Napo hubo una disminución de 9 a 6 listas. Las provincias en donde se produjeron los mayores incrementos son: El Oro de 8 a 13 listas, Cotopaxi de 10 a 15 listas y Los Ríos de 9 a 15 listas.

Entre 2017 y 2021, tuvimos incrementos en 24 de los 31 distritos, en 5 tuvimos disminuciones: Los Ríos de 15 a 13, Sucumbíos de 11 a 8, Cañar de 10 a 9, Zamora de 9 a 8 y Galápagos de 10 a 8; Cotopaxi y Carchi se mantuvieron con 15 y 9 listas, respectivamente. Entre los incrementos mayores podemos mencionar el del Chimborazo que subió de 13 a 22 listas, el Distrito Sur de Manabí de 15 a 20 listas y el de Loja de 10 a 17 listas. En la Tabla 70 consta el detalle del número de escaños asignados en cada distrito y el número de listas participantes en las elecciones de 2013, 2017 y 2021.

**Tabla 70. Elecciones legislativas ecuatorianas de 2013, 2017 y 2021.
Escaños Asignados y Listas participantes en cada elección y cada distrito.**

Provincia	Escaños Asignados	Número de Listas Participantes		
		2013	2017	2021
Azuay	5	12	14	17
Pichincha 1	4	11	14	17
Pichincha 2	5	11	14	17
Pichincha 3	4	11	14	17
Pichincha 4	3	10	14	17
El Oro	5	8	13	18
Guayas 1	5	10	12	16
Guayas 2	5	10	14	17
Guayas 3	5	10	14	17
Guayas 4	5	10	14	17
Manabí 1	4	11	14	17
Manabí 2	5	11	15	20
Loja	4	10	10	17
Chimborazo	4	11	13	22
Cotopaxi	4	10	15	15
Esmeraldas	4	12	12	18
Imbabura	4	9	13	17
Tungurahua	4	11	13	18
Sto. Domingo	4	12	14	17
Los Ríos	6	9	15	13
Bolívar	3	8	12	13
Sucumbíos	3	8	11	8
Santa Elena	3	13	15	19
Cañar	3	8	10	9
Carchi	3	5	9	9
Zamora	2	7	9	8
Morona	2	10	11	20
Napo	2	9	6	10
Pastaza	2	9	9	12
Galápagos	2	7	10	8
Orellana	2	10	11	13
Total	116	303	384	473

Tabla 71. Elecciones legislativas ecuatorianas de 2021. Distribución de Escaños con D'Hondt y con Webster.

Provincia	Distribución de Escaños	
	D'Hondt	Webster
Azuay	(3, 1, 1, 0...)	(2, 1, 1, 1, 0...)
Pichincha 1	(2, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)
Pichincha 2	(2, 2, 1, 0...)	(2, 1, 1, 1, 0...)
Pichincha 3	(1, 1, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)
Pichincha 4	(1, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 0...)
El Oro	(3, 1, 1, 0...)	(2, 1, 1, 1, 0...)
Guayas 1	(3, 2, 0...)	(2, 1, 1, 1, 0...)
Guayas 2	(3, 2, 0...)	(2, 1, 1, 1, 0...)
Guayas 3	(3, 2, 0...)	(2, 1, 1, 1, 0...)
Guayas 4	(4, 1, 0...)	(3, 1, 1, 0...)
Manabí 1	(4, 0...)	(3, 1, 0...)
Manabí 2	(5, 0...)	(4, 1, 0...)
Loja	(1, 1, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)
Chimborazo	(2, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)
Cotopaxi	(3, 1, 0...)	(2, 1, 1, 0...)
Esmeraldas	(3, 1, 0...)	(2, 1, 1, 0...)
Imbabura	(2, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)
Tungurahua	(2, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 1, 0...)
Sto. Domingo	(3, 1, 0...)	(2, 1, 1, 0...)
Los Ríos	(4, 1, 1, 0...)	(3, 1, 1, 1, 0...)
Bolívar	(2, 1, 0...)	(2, 1, 0...)
Sucumbíos	(2, 1, 0...)	(1, 1, 1, 0...)
Santa Elena	(2, 1, 0...)	(1, 1, 1, 0...)
Cañar	(2, 1, 0...)	(1, 1, 1, 0...)
Carchi	(1, 1, 1, 0...)	(1, 1, 1, 0...)
Zamora	(1, 1, 0...)	(1, 1, 0...)
Morona	(2, 0...)	(2, 0...)
Napo	(1, 1, 0...)	(1, 1, 0...)
Pastaza	(1, 1, 0...)	(1, 1, 0...)
Galápagos	(1, 1, 0...)	(1, 1, 0...)
Orellana	(1, 1, 0...)	(1, 1, 0...)

En la tabla 71 consta la asignación de escaños en cada uno de los 31 distritos provinciales con el método D'Hondt (simulado) y Webster, método vigente en las elecciones de 2021. Por ejemplo, en la provincia del Azuay la asignación simulada con D'Hondt da 3 escaños a la lista más votada, un escaño a cada una de las dos listas que siguen en votos y cero a las otras 14, en cambio Webster asigna 2 escaños a la lista más votada, un escaño a cada una de las tres siguientes listas y cero a las otras 13 listas.

Tabla 72. Elecciones legislativas ecuatorianas de 2021. Número de Escaños Asignados a las Listas más Votadas y Número de Listas con Escaños con los métodos D´Hondt y Webster.

Provincia	Número de escaños de las listas más votadas.		Número de Listas con Escaños	
	D´Hondt	Webster	D´Hondt	Webster
Azuay	3	2	3	4
Pichincha 1	2	1	3	4
Pichincha 2	2	2	3	4
Pichincha 3	1	1	4	4
Pichincha 4	1	1	3	3
El Oro	3	2	3	4
Guayas 1	3	2	2	4
Guayas 2	3	2	2	4
Guayas 3	3	2	2	4
Guayas 4	4	3	2	3
Manabí 1	4	3	1	2
Manabí 2	5	4	1	2
Loja	1	1	4	4
Chimborazo	2	1	3	4
Cotopaxi	3	2	2	3
Esmeraldas	3	2	2	3
Imbabura	2	1	3	4
Tungurahua	2	1	3	4
Sto. Domingo	3	2	2	3
Los Ríos	4	3	2	4
Bolívar	2	2	2	2
Sucumbíos	2	1	2	3
Santa Elena	2	1	2	3
Cañar	2	1	2	3
Carchi	1	1	3	3
Zamora	1	1	2	2
Morona	1	1	2	2
Napo	1	1	2	2
Pastaza	1	1	2	2
Galápagos	3	2	3	4
Orellana	2	1	3	4
Total	70	51	72	96

En la tabla 72 constan los número de escaños asignados a las listas más votadas en cada uno de los 31 distritos con aplicación del método D´Hondt (simulado) y del método Webster (realmente aplicado) en las elecciones legislativas provinciales de 2021. Los totales en los 31 distritos son 70 y 51 respectivamente. También consta el número de listas que han recibido

asignación de escaños en cada uno de los 31 distritos provinciales con los métodos D'Hondt y Webster y los totales correspondientes: 72 con D'Hondt y 96 con Webster.

Tabla 73. Listas que ganan y pierden escaños por el cambio de método.

Listas que ganan y listas que pierden escaños por cambio de método de acuerdo al puesto que ocupan de más a menos votadas.				
Provincia	Lista o listas que ganan escaños	Lista o listas que pierden escaños	Ganan	Pierden
Azuay	Cuarta	Primera	1	1
Pichincha 1	Cuarta	Primera	1	1
Pichincha 2	Cuarta	Segunda	1	1
Pichincha 3	Ninguna	Ninguna	0	0
Pichincha 4	Ninguna	Ninguna	0	0
El Oro	Cuarta	Primera	1	1
Guayas 1	Tercera y Cuarta	Primera y segunda	2	2
Guayas 2	Tercera y Cuarta	Primera y segunda	2	2
Guayas 3	Tercera y Cuarta	Primera y segunda	2	2
Guayas 4	Tercera	Primera	1	1
Manabí 1	Segunda	Primera	1	1
Manabí 2	Segunda	Primera	1	1
Loja	Ninguna	Ninguna	0	0
Chimborazo	Cuarta	Primera	1	1
Cotopaxi	Tercera	Primera	1	1
Esmeraldas	Tercera	Primera	1	1
Imbabura	Cuarta	Primera	1	1
Tungurahua	Cuarta	Primera	1	1
Sto. Domingo	Tercera	Primera	1	1
Los Ríos	Cuarta	Primera	1	1
Bolívar	Ninguno	Ninguno	0	0
Sucumbíos	Tercera	Primera	1	1
Santa Elena	Tercera	Primera	1	1
Cañar	Tercera	Primera	1	1
Carchi	Ninguna	Ninguna	0	0
Zamora	Ninguna	Ninguna	0	0
Morona	Ninguna	Ninguna	0	0
Napo	Ninguna	Ninguna	0	0
Pastaza	Ninguna	Ninguna	0	0
Galápagos	Ninguna	Ninguna	0	0
Orellana	Ninguna	Ninguna	0	0
Total			23	23

En los 7 distritos más pequeños no hay variación en la asignación con el cambio del método, eso de ninguna manera significa lo que erradamente algunos analistas han sostenido, esto es, que en distritos pequeños es irrelevante el método que se utilice para la distribución de escaños, se trata, como se explicó en detalle en el capítulo cuarto, del comportamiento electoral particular de esos distritos, muy diferente al del resto del país.

En los 24 distritos restantes, las listas que ganan escaños con el cambio del método son listas con votación menor que las de las listas que pierden escaños, eso tampoco significa que el método Webster beneficia a las “minorías”, significa que al mejorar la proporcionalidad entre votación y escaños asignados, se corrige la inequitativa asignación que el método D’Hondt hace, beneficiando injustificadamente a las “mayorías”. Lo hemos manifestado algunas ocasiones: Hare (con excepciones extremas en donde con Webster se “incumple” el límite inferior de la cuota) beneficia a las “minorías”, D’Hondt a las “mayorías” y Webster asigna lo más equitativamente posible sin beneficiar ni “mayorías” ni “minorías”, independientemente de si se trata de distritos grandes, medianos o pequeños.

Al referirnos a mayorías o minorías hemos usado siempre el entrecomillado, pues en realidad, no se trata de mayorías o minorías en el sentido estricto de los términos, se trata de listas de mayor o menor votación, pero siempre dentro del grupo de listas que representan a movimientos o partidos de mayor significación y con opciones de alcanzar una representación, excepción hecha de algunos movimientos o coaliciones provinciales locales, muy pequeños con relación a los movimientos o partidos nacionales y que a pesar de ello logran excepcionalmente un escaño.

En resumen, de los 116 escaños asignados al segmento de asambleístas provinciales, 23 cambian de lista de asignación por cambio del método de distribución, es decir un 19.82%, ganando escaños unas listas y perdiendo otras; sin duda, al detallar las pérdidas y ganancias por partido o movimiento político, especialmente al tratarse de las pérdidas, es notoria la que corresponde al movimiento que podríamos calificar como la mayor de todas las minorías que conforman el espectro político del país, efectivamente, el movimiento UNES pierde el mayor número de escaños, lo que podría verse como un “injusto” tratamiento por aplicación del método Webster para con este movimiento, nada más alejado de la realidad, la verdad, que en este caso es posible evidenciar matemáticamente, es que lo que hace el método es casualmente corregir el desmesurado beneficio que este movimiento recibía de la aplicación del método D’Hondt.

Veamos, el porcentaje de votos obtenidos por UNES con relación al total de votos válidos en las elecciones de asambleístas provinciales en 2021 es 29.92%, valor que baja al 23.25% al considerar el total de votos, incluidos blancos y nulos. Los 40 escaños que en este segmento le asigna el método de Webster equivalen al 34.48% del total de 116 escaños provinciales, es decir un 4.56% más que el porcentaje de votos de UNES con relación al total de votos válidos y 11.23% más que el porcentaje de votos de UNES con relación al total de votos incluidos blancos y nulos.

Si en lugar de aplicar el método de Webster, la asignación hubiera sido hecha con el método D’Hondt, en lugar de 40 escaños, este método le habría asignado 54 escaños, equivalente al 46,55 % de los 116 escaños de este segmento, es decir prácticamente el doble del 23,25%, que es el porcentaje de votos obtenido por esta tienda política con relación al total de votos y 16.63% más con relación al 29.92% que es el porcentaje de votos de UNES con relación al total de votos válidos.

Tabla 74. Elección de asambleístas provinciales. Porcentajes de votos: respecto a los votos válidos, respecto al total de votos y porcentaje de escaños asignados a la lista mayoritaria Unidos por la Esperanza con los métodos Webster y D´Hondt.

	Con Webster	Con D´Hondt
Asambleístas Provinciales	Unidos por la Esperanza	
% de Votos Sobre Votos Válidos	29.921%	29.92%
% de Votos Sobre Total de Votos	23.25%	23.25%
Porcentaje de Escaños	34.48%	46.55%

Entonces se confirma lo que hemos señalado: no es que con el método de Webster UNES se perjudica, en el sentido de que se le asigna menos de lo que le corresponde, es que con este método se corrige la injusticia, contraria al principio de proporcionalidad consagrado en el artículo 116 de nuestra Constitución, de una sobre asignación con el método D´Hondt, método que, únicamente para efectos de clasificación y diferenciación con los métodos mayoritarios, se incluye dentro de los “métodos proporcionales”, clasificación y definición que evidencian muchas de las grandes limitaciones propias de algunos “expertos”.

Hablar de métodos proporcionales es de hecho un error, es como decir que los métodos para potabilizar el agua son potables o que los métodos para diseñar hormigones de alta resistencia son altamente resistente, las distribuciones que resultan de la aplicación de los métodos, y no ellos, son más o menos desproporcionales, por lo tanto, aplicar y respetar el principio de proporcionalidad, consagrado en nuestra Constitución, es utilizar el método que genere las distribuciones de escaños que menos desproporcionalidad provoque entre votos y escaños; y eso se logra en mucho mejor medida con el método de divisores impares y no con el de divisores naturales.

Entre las despreciables manifestaciones de la corrupción, sin duda, está aquella en la que las autoridades, abusando de su estatus, dictan leyes, normas o resoluciones que les beneficia personalmente, a su grupo o a su partido, por sobre el beneficio de las instituciones o de la sociedad en su conjunto. Al parecer, en la peor asamblea legislativa de la que se tenga memoria, ya hay intenciones de volver al método D´Hondt, inclusive para la elección de asambleístas nacionales, con el argumento de mejorar la gobernabilidad.

Al haber fracasado en el intento de no solamente obstruir esa gobernabilidad, sino de debilitar la institucionalidad del país destituyendo al jefe del Estado, pretenden regresar al nefasto método sin respetar la constitución que además privilegia el principio de proporcionalidad sobre el de gobernabilidad. De haber estado vigente en método de marras, seguramente habrían conseguido ese objetivo, de suerte que, la supuesta gobernabilidad que argumentan no es más que un pretexto para consolidar sus intereses. Espero que este trabajo, eminentemente académico, pero no ajeno a la realidad política, sirva para orientar a los interesados en conocer a profundidad los métodos de distribución de escaños en elecciones pluripersonales y evidenciar, en el campo electoral, las prácticas legislativas en provecho de mezquinos intereses y para nosotros claramente inconstitucionales.

El detalle de pérdidas y ganancias de escaños por partidos o movimientos en los diferentes distritos por cambio de método de D´Hondt a Webster, en la elección de asambleístas provinciales en 2021 se presenta en la Tabla 73.

Tabla 75. Pérdidas y ganancias de escaños por partidos o movimientos por el cambio de métodos de D´Hondt a Webster. Elecciones de asambleístas provinciales en 2021.

Partido o Movimiento	Pierden	Ganan	Diferencia
Listas 1-5 Unids por la Esperanza	14	0	-14
Movimiento Centro Democrático	1	0	-1
Pachakutik	4	2	-2
Alianza PSC Madera de Guerrero	3	0	-3
Minka por la Vida	1	0	-1
Izquierda DEMocrática	0	7	7
CREO	0	6	6
Partido Social Cristiano PSC	0	1	1
Alianza PSV-TC	0	1	1
Avanza	0	1	1
Construye	0	1	1
MINGA	0	1	1
Democracia Sí	0	1	1
Movimiento Acuerdo Ciudadano	0	1	1
Movimiento Ecuador Unido	0	1	1
Total	23	23	0

Hay movimientos o partidos que por el cambio de método D´Hondt a Webster, en la asignación de escaños, ganan en unos distritos y en otros los pierden.

En cuanto a la elección de asambleístas nacionales, la distribución de escaños se realizaba ya con el método de Webster; sin embargo, es posible comparar la asignación con los dos métodos, el resultado de esta comparación consta en la tabla 76.

Tabla 76. Elección de asambleístas nacionales. Porcentajes de votos: respecto a los votos válidos, respecto al total de votos y porcentaje de escaños asignados a la lista mayoritaria Unidos por la Esperanza con los métodos Webster y D´Hondt.

Asambleístas Nacionales	Con Webster	Con D´Hondt
	Unidos por la Esperanza	
% de Votos Sobre Votos Válidos	32.21%	32.21%
% de Votos Sobre Total de Votos	24.35%	24.35%
Porcentaje de Escaños	33.33%	40.00%

El método de Webster asigna a UNES 5 de los 15 escaños, el 33.33% de escaños, un 1.12% más que el porcentaje de votos relativo al total de votos válidos, esta menor diferencia que en el otro segmento se debe a que el número de escaños de asambleístas nacionales, 15, es bastante mayor al de los distritos provinciales, cuyo máximo es 6 correspondiente a la provincia de Los Ríos. Es claro que al mayor tamaño del distrito nacional que se considera para esta elección, corresponde, con cualquier método, una menor desproporcionalidad. Además, al tratarse de una sola circunscripción, la nacional, la desproporcionalidad por *malapportionment* presente en la

elección de asambleístas provinciales y de los migrantes no se presenta en la elección de asambleístas nacionales. Si la asignación se realiza con el método D'Hondt, a UNES le correspondería un escaño más, es decir, 6 de los 15 escaños en disputa, equivalente al 40% del total.

En el caso de los representantes de los migrantes tanto Webster como D'Hondt, asignan 4 de los 6 escaños en disputa.

Tabla 77. Elección de asambleístas en el extranjero, representantes de los migrantes. Porcentajes de votos: respecto a los votos válidos, respecto al total de votos y porcentaje de escaños asignados a la lista mayoritaria Unidos por la Esperanza con los métodos Webster y D'Hondt

	Con Webster	Con D'Hondt
Asambleísta por los Migrantes	Unidos por la Esperanza	
% de Votos Sobre Votos Válidos	43.86%	43.86%
% de Votos Sobre Total de Votos	36.25%	36.25%
Porcentaje de Escaños	66.67%	66.67%

Incumplimiento de los límites de la cuota en las elecciones provinciales de 2021.

En las elecciones de asambleístas provinciales de 2021, con la sustitución del método D'Hondt por el de Webster, prácticamente se elimina el incumplimiento del límite superior de la cuota, pues únicamente en el distrito Sur de Manabí se mantiene un escaño en exceso para la lista más votada en ese distrito. Cabe anotar que con la simulación de la asignación con el método D'Hondt el número total de escaños en exceso es de 12, con un exceso de dos escaños en el distrito Sur de Manabí.

No hay ningún incumplimiento del límite inferior de la cuota con el nuevo método.

En la Tabla 78 consta el detalle de los incumplimientos del límite superior de la cuota en las elecciones de 2021, con la asignación simulada con el método D'Hondt y la asignación real con el método Webster.

Escaños en exceso sobre el límite superior de la cuota en las elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador en 2021.

Tabla 78. Escaños en exceso sobre el límite superior de la cuota en las elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador. Elecciones de 2021. Asignación real con Webster y asignación simulada con D´Hondt.

Elecciones de Asambleístas Provinciales 2021		
Escaños sobre lo que señala el límite de la cuota		
Provincia	Con D´Hondt	Con Webster
Azuay	1	
El Oro	1	
Guayas D1	1	
Guayas D2	1	
Guayas D4	1	
Manabí D. Sur	2	1
Cotopaxi	1	
Chimborazo	1	
Esmeraldas	1	
Los Ríos	1	
Sucumbíos	1	
TOTAL	12	1

APÉNDICES

I. Apéndice 1. Demostración de que el Índice Sainte Laguë se minimiza en las distribuciones generadas por el método de divisores impares

Supongamos que dos listas, L_a y L_b , son las que tienen opción de obtener el siguiente escaño en disputa en un proceso de repartición de escaños con el método de Webster o Sainte Laguë. Si v_a y v_b son los votos correspondientes a L_a y L_b respectivamente y e_a y e_b los escaños ya asignados a L_a y L_b .

La lista L_a recibirá el siguiente escaño si:

$$\frac{v_a}{1 + 2e_a} > \frac{v_b}{1 + 2e_b}$$

Si, por ejemplo, $e_a = 3$ y $e_b = 2$, la Lista L_a estaría compitiendo por su cuarto escaño y la Lista L_b por el tercero suyo.

El cociente de la votación de L_a a ser considerado es el cuarto, o sea el divisor de su votación sería $7 = 1 + 2e_a = 1 + 2 \times 3$. Resulta claro que en el caso de la lista L_b , el divisor sería 5.

Ahora bien, llamemos n al número de escaños en disputa y N al número total de votos válidos para definir porcentaje de votos y escaños correspondiente a cada lista y m al número de listas participantes; el Índice Sainte Laguë, definido como la sumatoria de los cuadrados de las diferencias entre porcentaje de escaños y porcentaje de votos divididos para el porcentaje de votos, en fórmula será:

$$\text{ÍSL} = \sum_{i=1}^{i=m} \frac{\left(\frac{e_i}{n} - \frac{v_i}{N}\right)^2}{\frac{v_i}{N}}$$

El ÍSL estará dado en porcentaje. Vale anotar que, mientras en la distribución de escaños por este método no es necesario conocer el número total de votos válidos, para el cálculo del ÍSL resulta indispensable.

Si representamos por ÍSL_a al valor del índice, cuando la asignación del siguiente escaño corresponde a la lista L_a y por ÍSL_b cuando corresponde a L_b , entonces, la diferencia entre estos dos valores del índice corresponderá a la diferencia de los sumandos que involucran únicamente a las dos listas, los demás términos de las sumatorias serán exactamente iguales y su suma representaremos por x .

Con la nomenclatura definida, si la asignación del nuevo escaño es para L_a , la proporción de escaños para esa lista será $\frac{1+e_a}{n}$ y la de votos $\frac{v_a}{N}$ y para L_b serán $\frac{e_b}{n}$ y $\frac{v_b}{N}$, respectivamente; y, si la asignación del nuevo escaño fuera para la lista L_b , la proporción de escaños para L_a sería $\frac{e_a}{n}$ y la de votos $\frac{v_a}{N}$ en tanto que para L_b serían respectivamente $\frac{1+e_b}{n}$ y $\frac{v_b}{N}$, en ambos casos las proporciones de votos se mantiene.

Entonces ÍSL_a será:

$$\acute{I}SL_a = x + \frac{\left(\frac{1+e_a-v_a}{n} - \frac{v_a}{N}\right)^2}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{e_b-v_b}{n} - \frac{v_b}{N}\right)^2}{\frac{v_b}{N}}$$

E $\acute{I}SL_b$ sera:

$$\acute{I}SL_b = x + \frac{\left(\frac{e_a-v_a}{n} - \frac{v_a}{N}\right)^2}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{1+e_b-v_b}{n} - \frac{v_b}{N}\right)^2}{\frac{v_b}{N}}$$

Entonces $\acute{I}SL_a$ sera menor a $\acute{I}SL_b$ si:

$$x + \frac{\left(\frac{1+e_a-v_a}{n} - \frac{v_a}{N}\right)^2}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{e_b-v_b}{n} - \frac{v_b}{N}\right)^2}{\frac{v_b}{N}} < x + \frac{\left(\frac{e_a-v_a}{n} - \frac{v_a}{N}\right)^2}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{1+e_b-v_b}{n} - \frac{v_b}{N}\right)^2}{\frac{v_b}{N}}$$

Entonces

$$\frac{\left(\frac{1+e_a-v_a}{n} - \frac{v_a}{N}\right)^2}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{e_b-v_b}{n} - \frac{v_b}{N}\right)^2}{\frac{v_b}{N}} < \frac{\left(\frac{e_a-v_a}{n} - \frac{v_a}{N}\right)^2}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{1+e_b-v_b}{n} - \frac{v_b}{N}\right)^2}{\frac{v_b}{N}}$$

Desarrollando

$$\frac{\left(\frac{1+e_a}{n}\right)^2 - \frac{2(1+e_a)v_a}{nN} + \frac{v_a^2}{N^2}}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{e_b}{n}\right)^2 - \frac{2e_bv_b}{nN} + \frac{v_b^2}{N^2}}{\frac{v_b}{N}}$$

Debe ser menor a

$$\frac{\left(\frac{e_a}{n}\right)^2 - \frac{2e_av_a}{nN} + \frac{v_a^2}{N^2}}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\left(\frac{1+e_b}{n}\right)^2 - \frac{2(1+e_b)v_b}{nN} + \frac{v_b^2}{N^2}}{\frac{v_b}{N}}$$

Y tambien

$$\frac{\frac{1+2e_a+e_a^2}{n^2} - \frac{2e_av_a}{nN} - \frac{2v_a}{nN} + \frac{v_a^2}{N^2}}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\frac{e_b^2}{n^2} - \frac{2e_bv_b}{nN} + \frac{v_b^2}{N^2}}{\frac{v_b}{N}}$$

Debe ser menor a

$$\frac{\frac{e_a^2}{n^2} - \frac{2e_av_a}{nN} + \frac{v_a^2}{N^2}}{\frac{v_a}{N}} + \frac{\frac{e_b^2+2e_b+1}{n^2} - \frac{2e_bv_b}{nN} - \frac{2v_b}{nN} + \frac{v_b^2}{N^2}}{\frac{v_b}{N}}$$

O, dejando a la izquierda todos los terminos que corresponden a L_a y a la derecha los de L_b resulta que

$$\frac{\frac{e_a^2}{n^2} + \frac{2e_a}{n^2} + \frac{1}{n^2} - \frac{2e_av_a}{nN} - \frac{2v_a}{nN} + \frac{v_a^2}{N^2} - \frac{e_a^2}{n^2} + \frac{2e_av_a}{nN} - \frac{v_a^2}{N^2}}{\frac{v_a}{N}}$$

Debe ser menor a

$$\frac{\frac{e_b^2}{n^2} + \frac{2e_b}{n^2} + \frac{1}{n^2} - \frac{2e_b v_b}{nN} - \frac{2v_b}{nN} + \frac{v_b^2}{N^2} - \frac{e_b^2}{n^2} + \frac{2e_b v_b}{nN} - \frac{v_b^2}{N^2}}{\frac{v_b}{N}}$$

Simplificando cada término resulta:

$$\frac{\frac{2e_a}{n^2} + \frac{1}{n^2} - \frac{2v_a}{nN}}{\frac{v_a}{N}} < \frac{\frac{2e_b}{n^2} + \frac{1}{n^2} - \frac{2v_b}{nN}}{\frac{v_b}{N}}$$

Entonces

$$\frac{\frac{2Ne_a + N - 2nv_a}{n^2 N}}{\frac{v_a}{N}} < \frac{\frac{2Ne_b + N - 2nv_b}{n^2 N}}{\frac{v_b}{N}}$$

De donde

$$\frac{2Ne_a + N - 2nv_a}{v_a} < \frac{2Ne_b + N - 2nv_b}{v_b}$$

O sea

$$\frac{N(2e_a + 1)}{v_a} - 2n < \frac{N(2e_b + 1)}{v_b} - 2n$$

Eliminando $-2n$ en los dos términos de la desigualdad y luego simplificando el factor común N queda

$$\frac{2e_a + 1}{v_a} < \frac{2e_b + 1}{v_b}$$

Así, el recíproco del término de la izquierda será mayor al recíproco del de la derecha

$$\frac{v_a}{1 + 2e_a} > \frac{v_b}{1 + 2e_b}$$

Expresión que indica que el siguiente escaño se asigna a la lista L_a de acuerdo al método de los divisores impares conocido como método Webster, con lo cual queda demostrado que el ISL será mínimo si se cumple la condición en la que los diferentes escaños en disputa se asignan por este método.

II. Apéndice 2. Demostración de que el Índice Loosemore y Hanby se minimiza en las distribuciones generadas por el método Cocientes y Restos Mayores

El método de distribución de escaños en una elección pluripersonal de Cocientes y Restos Mayores, conocido también como Hare o Hamilton, consiste primero en establecer un cociente distribuidor que representamos por CD , y que es igual a la suma de todos los votos válidos de la elección, con m listas abiertas o cerradas, dividida para el número de escaños en disputa, así:

$$CD = \frac{\sum_{i=1}^m v_i}{n}$$

En donde m es el número de listas, n el número de escaños en disputa y v_i es la votación de la lista i .

A continuación, se establecen las cuotas de cada lista que es igual a la votación de cada una de ellas dividida para el cociente distribuidor.

$$C_i = \frac{v_i}{CD}$$

Si todas las cuotas resultaran enteras, la distribución se conoce como exacta y esas cuotas definirían los escaños correspondientes a cada lista. Si no lo son, como ocurre en prácticamente todas las elecciones populares, se realiza una primera asignación con la parte entera de cada una de las cuotas y se establece la diferencia entre cada cuota y su parte entera, que se conoce como resto de cada lista. Los escaños que faltan por distribuirse se asignarán, de uno en uno, a las listas a las cuales corresponden los restos mayores.

Dos características derivadas directamente del método descrito son: el concepto de cuota y los límites de la asignación a cada lista. Así, sea cual sea el resultado de una votación, ninguna lista puede recibir menos de la parte entera de la cuota, ni más de esa parte entera más uno. Lamentablemente, esta característica, que puede parecer obvia y natural si se trata de realizar asignaciones proporcionales, considera únicamente la desproporcionalidad absoluta como diferencias de porcentajes de votos y de escaños y no las diferencias relativas. Precisamente, un índice para medir esa desproporcionalidad absoluta lo establecieron Loosemore y Hanby en 1971 y se conoce como Índice Loosemore y Hanby y su expresión matemática es:

$$ÍL y H = 1/2 \sum_{i=1}^m |e_i - v_i|$$

En ella, e_i y v_i son respectivamente los porcentajes de escaños y de votos de la lista i , y m el número de listas.

En prácticamente toda elección habrá una o unas listas beneficiadas y otras perjudicadas, unas recibirán una asignación mayor a su cuota y otras una menor, pero de acuerdo al método, ninguna lista recibirá menos de la parte entera de su cuota ni más de la parte entera más uno, pero, insistimos, eso es una convención derivada directamente del método y no una ley ni principio de cumplimiento irrestricto, aunque lo parezca. Lamentablemente muchos analistas de sistemas electorales así lo asumen, o por lo menos lo consideran sumamente importante.

Sea que la asignación de escaños se realice por el método de cocientes o por cualquier otro método, la suma de diferencias positivas y negativas entre porcentajes de escaños y de votos de todas las listas será cero, por esa razón, Loosemore y Hanby proponen trabajar con las

diferencias en valor absoluto, generando así el índice que lleva sus nombres. Al ser iguales la sobre representación global de las listas beneficiadas y la sub representación de las perjudicadas, la sumatoria en valor absoluto de las diferencias se divide para dos, con lo cual, el índice indica el porcentaje de escaños que no ha sido adjudicado en forma estrictamente proporcional, asunto destacado por algunos defensores del índice como el profesor Urdánoz al que hemos citado algunas veces.

Evidentemente, otra forma de calcular el índice es solamente sumar las diferencias entre número de escaños asignados y cuotas de las listas sobre representadas, dividir para el número de escaños en disputa y expresar en porcentaje. El número de escaños asignados puede ser hecho con el método descrito, con otro método, o inclusive no corresponder a ningún método conocido. Estas distribuciones diferentes siempre podrán considerarse como resultado de una o más transferencias desde la distribución generada por el método, es decir distribuciones en donde las asignaciones no han sido realizadas de acuerdo a los restos mayores.

Para continuar apliquemos lo dicho al ejemplo analizado en el texto en el que se produce la paradoja de Alabama:

Seis listas, con votaciones ordenadas de mayor a menor 630, 430, 330, 50, 40 y 20 votos, disputan 15 escaños. La suma de votos es 1500 y el cociente distribuidor $CD = 1500/15 = 100$. Las cuotas son por lo tanto (6,3), (4,3), (3,3), (0,5), (0,4), y (0,2). Las tres primeras listas reciben por parte entera (6), (4) y (3) escaños respectivamente, debiendo distribuirse por resto 2 escaños más. Los restos son: (0,3), (0,3), (0,3), (0,5), (0,4) y (0,2). Por lo tanto, las listas cuarta y quinta reciben cada una un escaño por ser los suyos los dos restos mayores. La asignación definitiva por el método de cocientes y restos mayores o método Hare es (6, 4, 3, 1, 1, 0).

Apéndice 2. Tabla 1

Listas	Votos	Cuota	Parte entera	Resto	Escaños	Votos en %	Escaños en %	Dif. Abs.
1	630	6.3	6	0.3	6	42.00%	40.00%	2.00%
2	430	4.3	4	0.3	4	28.67%	26.67%	2.00%
3	330	3.3	3	0.3	3	22.00%	20.00%	2.00%
4	50	0.5	0	0.5	1	3.33%	6.67%	3.333%
5	40	0.4	0	0.4	1	2.67%	6.67%	4.00%
6	20	0.2	0	0.2	0	1.33%	0%	1.333%
Total	1500	15	13	2	15	100%	100%	14.666%
Cociente Distribuidor 1500/15 = 100				Índice Loosmore y Hanby = 14.666/2 = 7.333%				

Las listas cuarta y quinta son las sobrerepresentadas, las diferencias del número de escaños y sus cuotas son: $1 - 0.5 = 0.5$ y $1 - 0.4 = 0.6$. La suma es $0.5 + 0.6 = 1.1$. Ahora $1.1/15 = 0.0733 = 7.33\%$

Si no aplicamos el método Hare y la distribución seleccionada es (7, 4, 3, 1, 0, 0), es decir hay una transferencia de un escaño de la quinta lista a la primera, tendríamos los siguientes resultados:

Apéndice 2. Tabla 2

Listas	Votos	Cuota	Parte entera	Resto	Escaños	Votos en %	Escaños en %	Dif. Abs.
1	630	6.3	6	0.3	7	42.00%	46.67%	4.667%
2	430	4.3	4	0.3	4	28.67%	26.67%	2.00%
3	330	3.3	3	0.3	3	22.00%	20.00%	2.00%
4	50	0.5	0	0.5	1	3.33%	6.67%	3.333%
5	40	0.4	0	0.4	0	2.67%	0%	2.667%
6	20	0.2	0	0.2	0	1.33%	0%	1.333%
Total	1500	15	13	2	15	100%	100%	16%
Cociente Distribuidor 1500/15 = 100				Índice Loosemore y Hanby = 16/2 = 8%				

Las sobrerrepresentadas son las listas primera y cuarta. Las diferencias del número de escaños y sus cuotas son: $7 - 6.3 = 0.7$ y $1 - 0.5 = 0.5$. La suma es $0.7 + 0.5 = 1.2$. Ahora $1.2/15 = 0.08 = 8\%$

Pero esta nueva distribución, como vimos, no es más que una de las 116 distribuciones lógicas diferentes que de 15 escaños pueden hacerse entre seis listas.

Ahora bien, como el método Hare distribuye los escaños que todavía no se distribuyeron por las partes enteras a las listas de restos mayores, a cualquier otra lista o combinación de listas beneficiarias corresponderá por lo menos un resto que será menor que uno del conjunto de restos mayores de la aplicación de Hare; y, por lo tanto, la suma de las diferencias de estas asignaciones respecto a las cuotas será mayor que la que se da con la aplicación del método y la división para el número de escaños en disputa también, eso significa que el valor mínimo del índice Loosemore y Hanby se da cuando la distribución de escaños se realiza con el método Hare.

Está por demás señalar que, si no solamente se escoge un resto que no sea de los mayores sino a una lista se asigna un número de escaños mayor en más de uno a su cuota, el Índice Loosemore y Hanby será todavía más alto. Igualmente, si a una lista se asigna un número de escaños menor en más de uno a su cuota, habrá una o más listas beneficiarias que también motivarán un incremento en el índice, no olvidemos que, en valor absoluto, las desviaciones sobre las cuotas son iguales a las desviaciones bajo ellas.

De este hecho, «las distribuciones generadas por el método Hare o de Cocientes y Restos Mayores minimizan el índice Loosemore y Hanby», no es correcto concluir que estas distribuciones son las menos desproporcionales, lo son, pero únicamente cuando nos referimos a desproporcionalidad absoluta. Cuando interesa, como debe ser, también la desproporcionalidad relativa, el método resulta sumamente deleznable, a tal punto que puede dar lugar a la presentación de inaceptables paradojas como la de Alabama.

Veamos que ocurre con el mismo ejemplo analizado si incrementamos el número de escaños en disputa de 15 a 21. El cociente distribuidor $1500/21 = 71,43$.

Apéndice 2. Tabla 3

Listas	Votos	Cuota	Parte entera	Resto	Escaños	Votos en %	Escaños en %	Dif. Abs.
1	630	8.82	8	0.82	9	42.00%	42.86%	0.857%
2	430	6.02	6	0.02	6	28.67%	28.57%	0.095%
3	330	4.62	4	0.62	5	22.00%	23.81%	1.810%
4	50	0.70	0	0.70	1	3.33%	4.76%	1.429%
5	40	0.56	0	0.56	0	2.67%	0%	2.667%
6	20	0.28	0	0.28	0	1.33%	0%	1.333%
Total	1500	21	18	2	15	100%	100%	8.190%
Cociente Distribuidor 1500/21 = 71.429				Índice Loosmore y Hanby = 8.19/2 = 4.095%				

Las sobrerrepresentadas son las listas primera, tercera y cuarta. Las diferencias del número de escaños y sus cuotas son: $9 - 8.82 = 0.18$, $5 - 4.62 = 0.38$ y $1 - 0.7 = 0.3$.

La suma es $0.18 + 0.38 + 0.3 = 0.86$. Ahora $0.86/21 = 0.04095 = 4.095\%$

Como se incrementa el número de escaños en disputa, una consecuencia que podíamos esperar es que disminuya la desproporcionalidad, en este caso la absoluta, medida por el Índice Loosmore y Hanby. Efectivamente, el valor del índice pasa de **7,333%** a **4,095%**; sin embargo, la quinta lista pierde el escaño que le asignó el método cuando solamente se distribuían 15 escaños.

III. Apéndice 3. Demostración de que la paradoja de Alabama no se presenta con aplicación del método Hare al aumentar de dos a tres los escaños en disputa

El método Hare, también conocido como de Hamilton o, más genéricamente, como Método de Cocientes y Residuos Mayores, es un método de distribución de escaños en elecciones pluripersonales que fue muy utilizado en nuestro país. Hay quienes le conocen como el método de la Regla de tres y, haciendo alusión a la sencillez y claridad de esa regla aritmética, reclaman para el método su aplicación universal, sin recabar en que todas las bondades de la mencionada regla son ciertas cuando se aplican a números reales y no cuando hay restricciones según las cuales los números involucrados deben ser necesariamente enteros, como son los números de escaños en disputa y los asignados a cada una de las listas que participan en una elección de esta naturaleza.

El algoritmo para la aplicación del método no deja de ser muy sencillo, aunque ya ha sido descrito al desarrollar otros temas, aquí hacemos una sucinta presentación. Tanto para elecciones con listas cerradas o abiertas, la votación de cada lista, definida en las normas correspondientes, es conocida y por ende la suma de todas estas votaciones. Si esta suma dividimos para el número de escaños en disputa en la elección, obtenemos lo que se conoce como Cociente Distribuidor. Dividiendo cada una de las votaciones de las listas para el Cociente Distribuidor, obtenemos la Cuota de cada lista. Las cuotas, así definidas, son números racionales que pueden tener una parte entera y una parte decimal, pudiendo la parte entera ser igual a cero para una o más listas y la parte decimal también, pero en casos de rara coincidencia cuando de elecciones populares se trata. La asignación de escaños tiene dos momentos, el primero en el que se reparten los escaños que las partes enteras de cada cuota indican. Solamente en casos de extrema coincidencia en los que todas las cuotas tienen solamente parte entera la distribución habrá concluido, en el caso más común, será necesario continuar con el reparto, asignando un escaño de los que todavía quedan por repartir a la lista cuya parte decimal es mayor y continuar con el proceso de acuerdo a un orden descendente de las partes decimales hasta completar la asignación.

El método descrito, sabemos, puede dar lugar a paradojas. En 1880, cuando la unión americana contaba con 38 estados, se plantea la revisión del total de representantes al Congreso de los Estados Unidos, para ello se distribuye con ese método y en proporción entre escaños y población de cada estado un total de escaños que comienza a incrementarse desde 250 y se analiza lo que ocurre con la representación de cada uno de ellos. Se incrementaba el total de escaños sin novedad, así la asignación del estado de Alabama eran 8 escaños cuando el total a distribuirse había subido a 299, la sorpresa surge cuando al incrementar el total a 300 escaños, la representación de Alabama se reduce a 7. Este hecho, conocido desde ahí, como la paradoja de Alabama, determina que es el método el que debe pasar a revisión. Se dirá que al poder presentarse, con la aplicación de este método, la indeseable paradoja, el mismo no cumple la característica de “monotonía” que es una de las características exigidas a los métodos. La posibilidad de presentación de la paradoja puso fin a la aplicación del método en los Estados Unidos.

Demostración de que la paradoja de Alabama no puede presentarse cuando hay solamente dos escaños en disputa.

Sean: x la cuota de la lista más votada, y de la segunda lista y z la suma de las cuotas de las listas de la tercera a la última, siendo z igual a cero si solo hay dos listas en competición por los dos escaños.

La única posibilidad de que se dé la paradoja es que, siendo (1, 1, 0...) la distribución de los dos escaños, al aumentar un escaño en disputa, la segunda lista pierda su escaño en beneficio de la primera, es decir se pase a la distribución (3, 0, 0...).

Entonces $x + y + z = 2$ (1) y debe cumplirse que $x - y < 1$ (2) para que los dos escaños se repartan entre las dos primeras listas.

Las cuotas correspondientes para tres escaños serían, respectivamente:

$1,5x$ para la primera lista, $1,5y$ para la segunda, $1,5z$ para la suma de las cuotas de la tercera a la última.

$1,5x + 1,5y + 1,5z = 3$ (3) ecuación linealmente dependiente de la primera.

Para que los tres escaños vayan a la primera lista debe cumplirse que

$1,5x - 2 > 1,5y$ (4) de donde $1,5x - 1,5y > 2$ y también $x - y > 1,333$ (5)

Las ecuaciones (2) y (5) son contradictorias, no puede $x - y$ ser menor a 1 y mayor a 1,333 al mismo tiempo, con lo cual queda demostrado que la paradoja de Alabama no puede darse en circunscripciones en donde se disputan dos escaños. Esta característica permitiría, sin el riesgo de que la indeseable paradoja de Alabama se presente, utilizar el método para circunscripciones en donde se disputen únicamente dos escaños. Siendo esto cierto, la potencial presencia de paradojas, en general, implica una debilidad del método. El que no se puedan dar las paradojas al distribuir dos escaños, no significa que distribuir dos escaños con el método Hare sea la mejor solución.

Hay defensores a ultranza del método que inclusive argumentan que, si el comportamiento del electorado es tal que se producen paradojas, bien venidas sean. Dan razones que no resisten el menor análisis serio, quizá son pocos pero algunos hacen ruido, creo que por ventaja, no más allá de las redes sociales.

Parece conveniente señalar algunas características del método en comparación con el de Webster o de Divisores Impares, para tratar de llegar a conclusiones con relación a la conveniencia o no de utilizar el método cuando hay dos escaños en disputa. Creemos que en ningún caso para circunscripciones con asignación de tres o más escaños en donde las paradojas son posibles, como ejemplificamos a continuación.

Apliquemos el método Hare para tres y cuatro escaños en disputa si las votaciones de cuatro listas participantes son: A) 15300 votos, B) 15200 votos, C) 5100 votos y D) 4400 votos.

La asignación para tres escaños es (1, 1, 1, 0) y para cuatro escaños es (2, 2, 0, 0). La tercera lista pierde el escaño que tenía con tres escaños en disputa al incrementarse un escaño para el reparto.

La suma de votos es 40000, los Cocientes Distribuidores 13333,33 y 10000 para tres y cuatro escaños respectivamente. Las cuotas para A, B, C y D respectivamente son: 1,1475; 1,14; 0,3825 y 0,33 para tres escaños y 1,53; 1,52; 0,51 y 0,44 para cuatro escaños, Las asignaciones son claramente las indicadas (1, 1, 1, 0) y (2, 2, 0, 0).

Entonces

1,- En el algoritmo de los divisores impares; y, en general, en los algoritmos de los métodos de los divisores, la naturaleza propia de esos métodos hace que, las votaciones de las listas que reciben escaños luego de la aplicación de uno de esos métodos son las únicas votaciones que intervienen en el cálculo. Las votaciones de las listas con menor número de votos, que no les permite acceder a un escaño, no intervienen en el cálculo de las que sí reciben escaños. Es cierto

que las divisiones, para los divisores impares, por ejemplo, se realizan, pero solo para comparar los cocientes, no para modificarlos. En cambio, en el método de Cocientes y Residuos, o de Hare; y, así mismo, en general en los métodos conocidos como de cocientes, en los cálculos para las asignaciones intervienen todas las votaciones, inclusive de las listas, partidos o movimientos más pequeños.

Lo dicho significa que, al utilizar el método de divisores impares cuando se van a distribuir dos escaños, por ejemplo, puede haber 10 o más listas, las únicas votaciones que interesan son las de las dos listas más votadas. Es más, si la distribución con este método es (2, 0, 0...) la votación de la segunda lista sirvió únicamente para compararla con el cociente de la división de la votación de la primera lista para el segundo divisor que es tres.

El siguiente ejemplo, con la votación de 10 listas participantes, desarrollamos con asignación variable de escaños entre dos y quince, cuando analizábamos los límites de la cuota. Lo presentamos aquí para detallar el caso de solo dos escaños en disputa con muchas listas y un partido o movimiento hegemónico, similar a lo que ocurrió en Ecuador el año 2013, pero extremando la hegemonía del partido mayoritario y también lo pequeño de los demás partidos.

Las 10 listas obtienen para el reparto de dos escaños las siguientes votaciones:

Lista 1) 1100; 2) 110; 3) 109; 4) 108; 5) 107; 6) 106; 7) 105; 8) 104; 9) 103; y 10) 48votos.

En total 2000 votos, El Cociente Distribuidor es $2000/2 = 1000$.

Las cuotas son: 1) 1,1; 2) 0,11; 3) 0,109; 4) 0,108; 5) 0,107; 6) 0,106; 7) 0,105; 8) 0,104; 9) 0,103 y 10) 0,048, La distribución con Hare es (1, 1, 0, 0...).

Apéndice 3. Tabla 1.

Distribución de dos escaños con el método de divisores impares					
Listas	Votos	Divisores	1	3	Escaños
1	1100	Cocientes lista 1	1100	366.66	2
2	110	Cocientes lista 2	110	36.66	0

Lo único que interesa es comparar los dos cocientes en negrita. La distribución es (2, 0, 0...).

Ahora supongamos que solo intervienen las dos primeras listas.

Con Hare la suma de votos de las dos primeras listas es 1210. El Cociente distribuidor es 605. Las cuotas son $1100/605 = 1,8181$ y $110/605 = 0,1818$, La distribución es (2, 0, 0...).

Pero entonces podemos observar que con el método Hare, el reparto entre las dos primeras listas es (1, 1, 0...) si se consideran todas las listas participantes y (2, 0), si solo se considera la votación de ellas, lo que no ocurre con Webster en donde el reparto es el mismo (2, 0, 0...) o (2, 0), pues con Webster o Divisores Impares, el cálculo es exactamente el mismo que con las 10 listas y por lo tanto el reparto es igual (2, 0).

Las distribuciones o repartos coinciden con los dos métodos, cuando intervienen, con esas votaciones, únicamente dos listas. En cambio, cuando intervienen más listas, como que las votaciones de las listas minoritarias ayudan a la segunda lista a obtener su escaño con el método Hare. Vendría a ser como que las minorías están representadas, aunque la votación de todas esas listas ha sido muy dispersa. Estos resultados diferentes con el método Hare, con dos o diez listas, manteniendo las votaciones de las dos primeras, es una muestra de que este método no cumple con la característica conocida como Consistencia.

Nuestra realidad electoral, lo hemos señalado, es el de muchas listas para pocos escaños en disputa. A pesar de haberse aplicado el método D'Hondt, que se supone favorece la formación de coaliciones, en las elecciones de 2013 y 2017, el número de listas participantes en los 31 distritos de las 24 provincias para la elección de asambleístas provinciales, como lo señalamos, pasó de 303 a 384 listas.

Revisemos nuevamente los resultados. A pesar de que la votación de la primera lista es 10 veces la de la segunda e inclusive mayor a la suma de todas las votaciones restantes, el reparto que arroja Hare es (1, 1, 0...). Parece un despropósito. Una cosa es que las minorías estén representadas y otra que dos listas con tanta diferencia de votación obtengan cada uno un escaño. El escaño asignado a la segunda lista no puede considerarse como una asignación a las 9 listas minoritarias, es asignación a una lista con una votación muy menor a la de la primera lista.

Calculemos los índices de desproporcionalidad Loosemore y Hanby y Sainte Laguë, y Desproporcionalidad Relativa, en el ejemplo, para tratar de obtener alguna respuesta a la pregunta: ¿Qué método utilizar si el número de escaños es muy bajo y el de listas alto? Por supuesto, el número alto de listas es asunto que enmiendas constitucionales y reformas legales podrían tratar de controlar. Una respuesta positiva a la pregunta quinta de la consulta del presidente Guillermo Lasso algo ayudaría.

En el ejemplo con 10 listas, las dos distribuciones (1, 1, 0...) y (2, 0, 0...) obtenidas con Hare y con Webster, respectivamente, el índice Loosemore y Hanby es apenas menor para la primera distribución, esto es 44,5% contra 45%, es decir las dos distribuciones son casi equivalentes en cuanto a la desproporcionalidad medida con este índice, a pesar de que habíamos señalado que la distribución (1, 1, 0...) nos parecía un verdadero despropósito.

Con el índice Sainte Laguë en cambio es 400% contra 81,82%. Esto significa que la desproporcionalidad, medida con este indicador, es mucho más alta para la distribución que asigna un escaño a la segunda lista que tiene una votación mucho menor que la primera. El índice Sainte Laguë es, de lejos, mucho más conveniente que el índice Loosemore y Hanby. El índice de Desproporcionalidad Relativa es 16,1818 para la primera distribución y 9,8182 para la segunda, siendo otro argumento para escoger la segunda distribución.

Si eliminamos las listas de la tercera a la décima, manteniendo la votación de las listas 1 y 2, vemos que las distribuciones generadas por los dos métodos coinciden, esto es, aplicando Hare o Webster obtenemos la misma distribución (2, 0, 0...), Webster es un método consistente y Hare no lo es. Los valores de los índices son: Loosemore y Hanby 9,09%, Sainte Laguë 10% y Desproporcionalidad Relativa 1,1.

Lo inadecuado y hasta absurdo de un método de distribución de escaños o de un índice para medir la desproporcionalidad puede ejemplificarse extremando los ejemplos. Antes de hacerlo, recalquemos que existe considerable diferencia entre medir la desproporcionalidad de una elección en particular y de un sistema electoral. La principal diferencia radica en que, en una elección, ningún método de distribución de escaños puede incumplir un principio básico que resulta indiscutible, este es: *de dos listas de diferente votación, la más votada debe recibir más escaños o, por lo menos, igual número de escaños que la menos votada*; este principio no se cumple, necesariamente, en un sistema electoral como por ejemplo el sistema electoral legislativo ecuatoriano, sistema agregado de varias elecciones,

Hemos visto que el profesor Urdánoz, entre otras cosas, al defender el índice Loosemore y Hanby, especialmente en comparación con el índice Gallagher o de Mínimos Cuadrados, señala que el índice de desproporcionalidad absoluta varía, unívocamente, entre 0% y 100%, variación que se entiende corresponde a un sistema electoral y no en una elección en particular. Su

aseveración es correcta, solamente que para llegar al 100% se debe asignar el 100% de escaños al partido que no tiene votos.

En una elección particular, partiendo de que se cumple el principio antes mencionado, si la lista más votada supera el 50% del total de votos, el límite superior del índice Loosemore y Hanby sería únicamente 50%, por alta que sea la desproporcionalidad de esa distribución.

Un ejemplo extremo cercano al límite sería el de distribuir dos escaños entre 91 listas cuyas votaciones son: 10100 votos la primera lista, 120 votos la segunda lista, 88 listas con 110 votos cada una y una última lista con 100 votos. Este ejemplo puede ser exagerado, pero no implica ningún absurdo como sería el dar el 100% de los escaños al partido que no tiene votos.

El total de votos es veinte mil y el cociente distribuidor diez mil, Las cuotas son 1,010 para la primera lista, 0,012 para la segunda, 88 cuotas iguales a 0,011 y una cuota de 0,010. El método Hare asigna un escaño a cada una de las dos primeras listas y cero a las demás (1, 1, 0...) y Webster dos escaños a la primera y cero a las demás (2, 0, 0...). A pesar de que la primera lista tiene algo más de 84 veces la votación de la segunda lista, el método de Hare asigna un mismo número de escaños a las dos listas. Evidentemente, la asignación del método resulta un despropósito que se debería reflejar en los índices que miden esa enorme desproporcionalidad en la asignación (1, 1, 0...), mucho mayor que la (2, 0, 0...) sin que esto, entendemos, pueda calificarse de una impresión subjetiva. Pues no ocurre así, al menos con el índice Loosemore y Hanby, que arroja los valores 49,4% para (1, 1, 0...) y 49,5% para (2, 0, 0...), Increíblemente la desproporcionalidad de la primera asignación resulta menor que la de la segunda.

Aparte de tantas razones expuestas, paradojas incluidas, este absurdo debería ser suficiente para descartar método e índice, cuanto más si vemos que en este ejemplo extremo, el índice Sainte Laguë arroja los valores 4116,17% para la distribución (1, 1, 0...) y 98,02% para la distribución (2, 0, 0...), es decir casi 42 veces más para la primera que para la segunda. Entendemos que de lo que se trata es de medir lo mejor posible la desproporcionalidad y distinguir, entre dos distribuciones cualquiera, la más desproporcional, Sainte Laguë lo hace y Loosemore y Hanby lamentablemente no. A pesar de ello reconocemos que, en el análisis comparado de sistemas electorales, la desproporcionalidad global de un sistema se sigue midiendo con este índice, aunque superado, creemos que justificadamente por el de Gallagher. Ya lo hemos mencionado, creemos que para el análisis comparado resulta difícil que el índice Sainte Laguë se imponga, pero para medir la desproporcionalidad de las diferentes distribuciones en una elección resulta insuperable, eso implica que también el método de distribución de escaños de los Divisores Impares lo es.

En el ejemplo, el índice Gallagher toma los valores 35,12% para la distribución Hare y 35,20% para la de Webster. El Índice Gallagher Modificado, agrupando las listas de la tercera a la nonagésima primera como “otros”, incrementa sus valores a 49,15% y 49,20% respectivamente²⁵. Como tanto el índice Gallagher como el modificado miden en esencia desproporcionalidad absoluta, toma valores no muy diferentes a los del Índice Loosemore y Hanby, pero también, por pequeña diferencia, valores menores para la distribución (1, 1, 0...) que para la distribución (2, 0, 0...).

Concluimos diciendo que, si bien cuando se disputan únicamente dos escaños no puede darse la paradoja de Alabama con aplicación del método Hare, el método puede llegar a asignar escaños a listas que tienen muy poca o ninguna representatividad.

²⁵ La explicación matemática es clara, el cuadrado de la suma de números positivos es mayor que la suma de los cuadrados de esos números.

IV. Apéndice 4. Influencia del lugar que ocupan los candidatos en la papeleta electoral en las elecciones del CPCCS

La elección de miembros del Consejo de Participación Ciudadana y Control Social se realizó por primera vez en Ecuador en marzo de 2019, para ello fue necesaria la *Ley Orgánica Reformatoria a la Ley Orgánica del Consejo de Participación Ciudadana y Control Social para aplicación de la pregunta 3 del referéndum celebrado el 04 d Febrero de 2018*, que en su artículo 32 señala: Art, 32. De las listas y de las papeletas electorales.- El Consejo Nacional Electoral, para los comicios, elaborará una papeleta con tres listas electorales: una de mujeres; una de hombre; y, una de pueblos y nacionalidades indígenas, afro ecuatorianos o montubios y de ecuatorianos en el exterior, en la que se observará la alternancia de género, El orden de ubicación en las papeletas se establecerá mediante sorteo.

Sin duda un error en este artículo es la disposición que da al CNE de elaborar una papeleta con tres listas si claramente se trata de tres elecciones independientes. Lo único lógico es que se elaboren tres papeletas, cada una con la lista de candidatos correspondientes a cada elección. El CNE resolvió la elaboración de tres papeletas, y si bien recibió algunas críticas por no cumplir estrictamente la ley, en este punto, a nuestro entender, hizo lo correcto. Eso no significa que no sea importante el cumplimiento estricto de la ley, simplemente, al ser un asunto formal, la resolución tomada por cuatro de los cinco consejeros del CNE iba en la dirección de simplificar el proceso de votación y de escrutinio al evitar mezclar listas de candidatos de tres elecciones, insistimos, independientes entre sí.

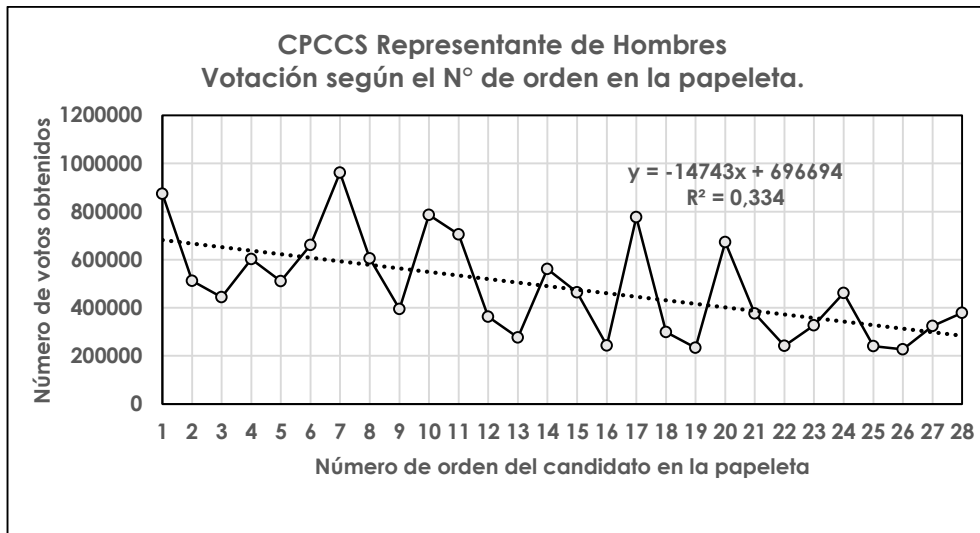
En cuanto a la ubicación de candidatas y candidatos en las papeletas, el mismo artículo señala que será por sorteo, es decir, somete esa decisión a la suerte, y como veremos a continuación, la suerte influyó y mucho, especialmente en la elección de los consejeros hombres.

En esta elección, se postularon 28 candidatos que se disputaban tres consejerías del CPCCS, los resultados de las votaciones de estos 28 candidatos se presentan en el siguiente gráfico. Si bien es cierto que el más votado fue el candidato que ocupó el séptimo puesto en la papeleta, el primero en ella obtuvo la segunda votación, y en general se visualiza claramente una disminución de la votación a medida que los candidatos ocupan una posición alejada de la primera.

Una forma de evaluar esa posible influencia de la suerte en esta elección es establecer la recta de ajuste de mínimos cuadrados entre las votaciones y el lugar en la papeleta; y, como la pendiente de la recta es negativa, realizar el correspondiente análisis de significación de esa pendiente.

Este análisis se presenta a continuación:

Apéndice 4. Figura 1.



Apéndice 4. Tabla 1.

0,00063922	valor p
Sufragantes	10'743.785
Blancos	2'485.014
Nulos	2'557.768
Ausentismo	2'480.697
Total de válidos	13'521.892
Media	482.924,71
D, Típica	206.062,476
Z máx	2,3251
Z mín	-1,2388

Los valores $Z_{máx}$, y $Z_{mín}$, son las votaciones del más y menos votado expresado en valores estándar.

Así, $Z_{máx} = (967.432 - 482.924,71) / 206062,476 = 2,3251$.

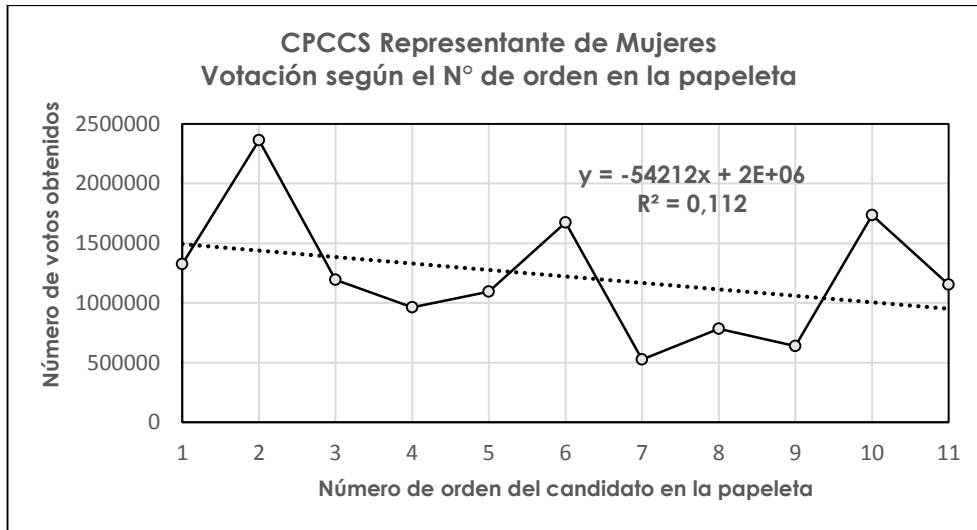
En el gráfico se observa que hay votaciones sobre y bajo esta recta de ajuste, el coeficiente de la variable x (pendiente de la recta) es -14.743, lo que equivale a decir que, en promedio, por cada lugar que la posición de un candidato se aleje del primer puesto (incremento de la variable x) habría una disminución de su votación en catorce mil setecientos cuarenta y tres (14.743) votos, pero como decíamos, hay votaciones sobre y bajo la recta. Esa variabilidad depende de los factores importantes para la elección y están relacionados con la aceptación, mayor o menor, que los candidatos tienen. Si todos los puntos, que representan las votaciones de cada candidato, coincidieran sobre la recta, sería un indicio de que la única variable importante fue

la mayor o menor suerte de los candidatos, por el contrario, mientras mayor sea la dispersión, es decir mientras más alejados los puntos sobre y bajo la recta, menor es la influencia de la suerte, pudiendo esta dejar de ser estadísticamente significativa. La prueba de significación de la pendiente es entonces la que se debe realizar para contestar la pregunta de si la suerte influyó o no en esta elección.

La prueba consiste en determinar el valor de p (probabilidad) y compararlo con el valor crítico correspondiente al nivel de significación que se establezca. Así, la pendiente negativa será altamente significativa si el valor de p es menor a 0,01, lo que equivale a decir, hay una probabilidad menor a 0,01 de que, al asumir como real la pendiente negativa, estemos cometiendo un error, o hay una probabilidad menor a 0,01 de que la suerte no haya influido en esta elección. Para el caso de la elección de los tres consejeros hombres, el valor de p es **0,00063922**, es decir no cabe la menor duda de que la suerte influyó en esta elección, se entiende la suerte de los candidatos, porque si de la suerte de los electores se trata, no podía ser peor el resultado, pues con él se escogió como el candidato más votado a quien en poco tiempo fue destituido por las irregularidades encontradas en su candidatura y luego ha tenido que enfrentar juicios por tráfico de influencias y por asociación ilícita.

Si el valor de p está entre 0,01 y 0,05 se dice que la pendiente es medianamente significativa y si es mayor a 0,05 se dice que no es significativa. De acuerdo a esto, la pendiente negativa en el caso de las tres consejeras mujeres no resulta significativa, el valor de p es **0,157215414**. En la siguiente figura y en la siguiente tabla se representa lo ocurrido con esta elección.

Apéndice 4. Figura 2.



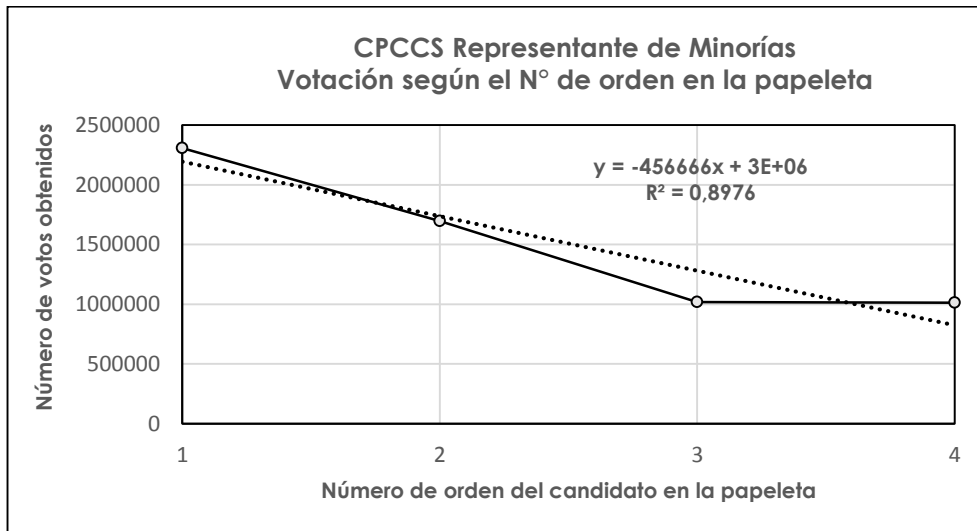
Apéndice 4. Tabla 2.

0,157215	valor p
Sufragantes	10'744.266
Blancos	2'320.511
Nulos	2'434.930
Ausentismo	2'481.909
Total válidos	13'445.118
Media	1'222.283,46
D, Típica	512.259,71
Z máx	2,226358
Z mín	-1,3593

A pesar del alto valor de la pendiente negativa de la recta de ajuste de mínimos cuadrados (-54.212) la pendiente no resulta estadísticamente significativa.

En la figura 3 y tabla 3 de este apéndice 4 se representa el análisis de lo ocurrido con la elección del consejero representante de las minorías: nacionalidades y migrantes.

Apéndice 4. Figura 3.



Apéndice 4. Tabla 3.

0,026290487	valor p
Sufragantes	10'728.767
Blancos	2'329.227
Nulos	2'357.313
Ausentismo	2497758
Total válidos	6'038.83
Media	1'509.695,75
D, Típica	538.903,6282
Z máx	1,4837534
Z mín	-0,92162

También aquí, y dado el bajo número de candidatos, la pendiente negativa es muy alta (-456.666), sin embargo, es medianamente significativa pues el valor de p es **0,02629**.

V. Apéndice 5. Propuesta de integración de la Asamblea Nacional. La pregunta tres de la Consulta Popular del presidente Lasso

Las reformas a la Ley Electoral-Código de la Democracia, aprobadas por la Asamblea Nacional en diciembre de 2019, merecieron un veto parcial por parte de ejecutivo, el mismo que, tratado por la Asamblea, significó allanarse en algunos puntos y ratificarse en otros, llegando por fin a ser publicadas en el registro oficial en febrero de 2020. Sin embargo, todavía han quedado pendientes algunos temas, especialmente los que requerían reformas constitucionales.

Uno de ellos ha concitado el interés nacional y ha provocado muchos pronunciamientos y propuestas, es el que se relaciona con la integración de la Asamblea Nacional, la misma que se establece en el artículo 118 de la Constitución y es recogida en el Código de la Democracia en su artículo 150. Esta realidad, hace que no sea suficiente una reforma legal; es indispensable una enmienda al Art. 118 de la Constitución. En ese sentido, el presidente Guillermo Lasso ha incluido como tercera pregunta en su propuesta de consulta popular la siguiente:

*En la actualidad, la Asamblea Nacional está integrada por 137 asambleístas y se estima que, con el censo poblacional del 2022, este número ascienda aproximadamente a 152 asambleístas. ¿Está usted de acuerdo con **reducir el número de asambleístas** y que se los elija de acuerdo a los siguientes criterios: 1 asambleísta por provincia y 1 asambleísta provincial adicional por cada 250.000 habitantes; 2 asambleístas nacionales por cada millón de habitantes; y 1 asambleísta por cada 500.000 habitantes que residan en el exterior?*

Esta pregunta viene acompañada, como cada una de las preguntas de la consulta, de un anexo con la misma numeración que ella. Así:

Anexo 3

Enmiéndese el artículo 118 de la Constitución de la República para que este diga:

Art. 118.- *La Función Legislativa se ejerce por la Asamblea Nacional, que se integrará por asambleístas elegidos para un período de cuatro años.*

La Asamblea Nacional es unicameral y tendrá su sede en Quito. Excepcionalmente podrá reunirse en cualquier parte del territorio nacional. La Asamblea Nacional se integrará por:

- 1. Dos asambleístas elegidos en circunscripción nacional por cada millón de habitantes de acuerdo con el último censo nacional de la población, sin considerar fracciones;*
- 2. Un asambleísta elegido por cada provincia, y uno más por cada doscientos cincuenta mil habitantes de acuerdo con el último censo nacional de la población, sin considerar fracciones; y,*
- 3. Un asambleísta elegido por circunscripción del exterior por cada 500 mil habitantes que residan en el exterior de acuerdo con los datos poblacionales del organismo rector en materia de movilidad humana.*

Disposiciones transitorias

Primera.- *La Asamblea Nacional tendrá un plazo improrrogable de 365, contado desde la publicación de los resultados del referéndum constitucional en el Registro Oficial para aprobar las leyes reformativas a la Ley Orgánica de la Función Legislativa y a la Ley Orgánica Electoral y de Organizaciones Políticas, que regulen la presente enmienda constitucional, de conformidad con los principios reconocidos en el artículo 116 de la Constitución de la República del Ecuador.*

Segunda.- *En el plazo máximo de 45 días contado desde la publicación de los resultados del referéndum constitucional en el Registro Oficial, el Ministerio de Relaciones Exteriores y Movilidad Humana emitirá las directrices para garantizar que exista un registro de la población ecuatoriana en el exterior. El registro deberá ser funcional a 365 días contados desde la aprobación de las directrices.*

Tercera.- *En caso de existir elecciones anticipadas de los asambleístas antes del cumplimiento de la Disposición Transitoria Segunda, se utilizarán como los datos poblacionales del exterior los que entregue el Ministerio de Relaciones Exteriores y Movilidad Humana.*

Disposición derogatoria

Única.- *Deróguense todas las normas infra constitucionales que se opongan a lo dispuesto en el presente Anexo.*

El anexo incluye la situación actual que pretende ser reformada en estos términos:

Actualmente, el artículo 118 de la Constitución de Montecristi está así:

Art. 118.- *La Función Legislativa se ejerce por la Asamblea Nacional, que se integrará por asambleístas elegidos para un periodo de cuatro años.*

La Asamblea Nacional es unicameral y tendrá su sede en Quito. Excepcionalmente podrá reunirse en cualquier parte del territorio nacional.

La Asamblea Nacional se integrará por:

- 1. Quince asambleístas elegidos en circunscripción nacional.*
- 2. Dos asambleístas elegidos por cada provincia, y uno más por cada doscientos mil habitantes o fracción que supere los ciento cincuenta mil, de acuerdo al último censo nacional de la población.*
- 3. La ley determinará la elección de asambleístas de regiones, de distritos metropolitanos, y de la circunscripción del exterior.*

Podemos decir que, casi sin riesgo de equivocarnos, una inmensa mayoría del pueblo ecuatoriano desea que se reduzca el tamaño de la Asamblea Nacional, quizá ese es uno de los motivos para haber incluido esta pregunta en la consulta, habría una alta probabilidad de aprobación como respuesta mayoritaria de los consultados; sin embargo, podría ocurrir lo que ya ocurrió en Chile, una inmensa mayoría del pueblo chileno quería cambiar la constitución, pero no con la que propuso el presidente Boric. Por eso, nos parece necesario realizar un análisis de la pregunta y tener mayor información para tomar una decisión responsable respecto a ella.

En vista del tiempo transcurrido desde que se escribió este Apéndice 5, es muy probable que la impresión de este libro no se concluya antes del 5 de febrero de 2023, fecha de la consulta, de manera que la intención de informar al electorado para conseguir esa decisión responsable puede resultar frustrada. El tiempo lo dirá.

Si bien de aprobarse la pregunta tres habría una reducción del tamaño de la Asamblea, en sintonía con el sentir mayoritario al que nos hemos referido, el número total de asambleístas,

de pasar el control constitucional y recibir la aprobación de parte del electorado, sería de 118 o 120 asambleístas, un número mayor a los 100 que mencionó el presidente en la presentación de las preguntas.

El crecimiento poblacional determinaría que, para la próxima elección legislativa de 2025, de no mediar un cambio constitucional y legal, el censo que viene realizándose desde noviembre de 2022, determinaría que el número de asambleístas se elevaría de 137 a 150 o 152 de acuerdo a las proyecciones del INEC, con un incremento del segmento provincial de alrededor de 13 asambleístas. Entonces, la comparación del efecto numérico de la enmienda propuesta debe hacerse con respecto al número de asambleístas que conformarían la asamblea de acuerdo a la legislación actual.

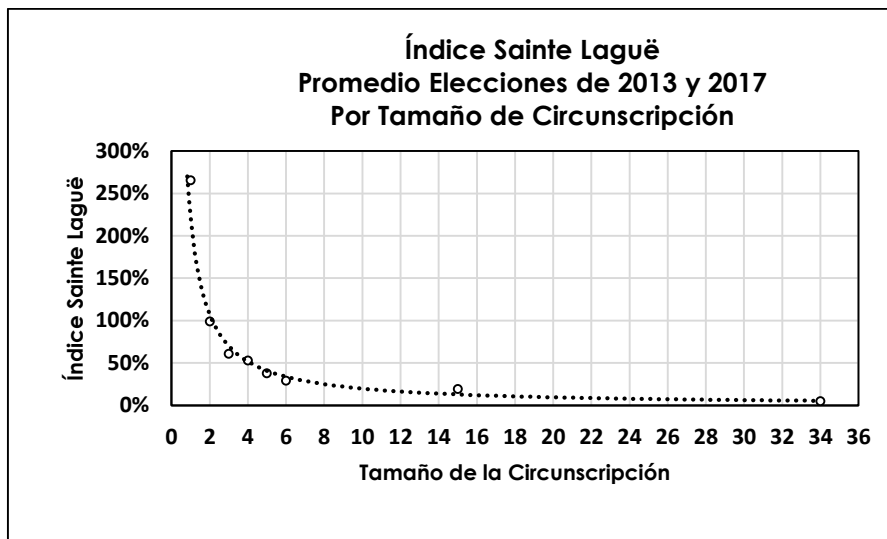
Estas cuentas nos hacen ver lo innecesario de atar la conformación de la Asamblea al incremento poblacional. Si ahora funciona con 137 asambleístas, sabemos que muy mal pero no por el número; y, pensamos puede funcionar con 118 o 120, como es la propuesta, ¿qué sentido tiene que una disposición constitucional haga que ese número se eleve a 150 o 152, únicamente por el incremento de la población?, evidentemente que ninguno; por lo tanto, una medida saludable sería liberar la conformación de la Asamblea del incremento poblacional. Lamentablemente, en la pregunta tres de la consulta, se propone exactamente lo contrario: el tamaño del segmento de asambleístas nacionales, que de acuerdo a la disposición constitucional actual es fijo, no solamente se le incrementa sustancialmente sino se le ata al crecimiento poblacional.

Consideramos que ninguno de los segmentos debe tener un incremento con el aumento de la población, si bien ese puede ser un parámetro que se usa en algunos países, el número de asambleístas debería responder a las necesidades del funcionamiento de la asamblea, necesidades que no crecen en forma proporcional al incremento poblacional, así: el número y la conformación de las comisiones permanentes, por ejemplo, debería ser un importante referente para establecer la conformación general de la Asamblea.

La integración de la asamblea propuesta en la pregunta tres la dejaría, como se mencionó, con alrededor de 120 asambleístas (118 si no se alcanza la población de 18'000.000 y 120 si se la supera): 83 provinciales, 34 o 36 nacionales y por lo menos uno de los migrantes. No deja de ser llamativo el detalle de presentar el incremento del segmento de asambleístas nacionales así, dos asambleístas nacionales por cada millón de habitantes en lugar de uno cada quinientos mil que sería equivalente, seguramente lo que se quiere es asegurar la paridad en la elección de asambleístas nacionales, loable si esa es la motivación; sin embargo, nos parece mejor fijar, sí, un número par, pero considerablemente menor a esos 34 o 36 asambleístas.

Hemos tenido la oportunidad de escuchar a la doctora Karen Sichel, asesora jurídica de la Consulta, justificar ese incremento en la mejora de la proporcionalidad de este segmento que el incremento significa, habida cuenta además de su importancia por tratarse de una circunscripción nacional, es decir que involucra a toda la población; sin embargo, si el número total está alrededor de los 120 asambleístas, en lugar de incrementar el número de los asambleístas nacionales sacrificando el de asambleístas provinciales, bien vale subir este número pues corresponde al segmento de mayor desproporcionalidad, como puede observarse en el siguiente gráfico que corresponden a valores promedio de las elecciones de 2013 y 2017.

Apéndice 5. Figura 1



Vale señalar que los valores del índice están calculados siempre a partir de asignaciones, reales o simuladas, hechas con el método Webster; es decir: simulación simple para el caso de assembleístas provinciales pues el método en vigencia en 2013 y 2017 era D'Hondt; también simulación simple para la asignación de 34 assembleístas pues el método vigente era Webster pero la asignación real era de solamente quince assembleístas; la simulación para el tamaño uno se basa en la propiedad de homogeneidad que, con los métodos que la cumplen y Webster es uno de ellos, *la distribución de escaños debe ser la misma si los votos se dan en unidades, decenas, miles, porcentajes, etc. Así, asignar proporcionalmente 5 escaños a los votos: 5800, 3500 y 490 debe ser igual que asignar proporcionalmente los 5 escaños a las cantidades 5800λ, 3500λ y 490λ, para cualquier valor de λ que sea mayor que cero.* Así, si solamente hubiera habido un escaño en disputa en las seis provincias que tienen asignados dos escaños las elecciones de 2013 y 2017, las votaciones de los partidos y movimientos políticos habrían sido prácticamente la mitad ($\lambda = 0,5$) de la que obtuvieron las listas en realidad, pues se trataba de elecciones con listas abiertas. Entonces, los valores del índice Sainte Laguë, para la única forma de distribuir 1 escaño que es, asignar ese escaño a la lista que obtiene mayor número de votos, sería de 253,10% como promedio de las seis circunscripciones de tamaño dos en el año 2013, y 277,7% en el año 2017, lo que arroja un promedio de los doce valores en los dos años de 265.42%.

El valor del índice Sainte Laguë, graficado en ordenadas para cada tamaño de circunscripción, corresponde al promedio 265,42% antes señalado para el tamaño uno y a los promedio de los: doce valores que toma el índice en las seis circunscripciones provinciales de tamaño dos (no constan los correspondientes a las circunscripciones del exterior); doce valores en las seis de tamaño tres; veinte valores en las diez de tamaño cuatro; diez y seis valores en las ocho de tamaño cinco; dos valores en la única circunscripción de tamaño seis, la de la provincia de Los Ríos; dos en la única de tamaño 15, la de assembleístas nacionales; y, dos valores que habría tomado el índice si se repartían 34 escaños en lugar de quince en la circunscripción correspondiente a assembleístas nacionales.

En la siguiente tabla se presentan los promedios de los valores del índice Sainte Laguë en las elecciones de 2013 y 2017 y promedio de las elecciones de los dos años que sirvió para la elaboración del gráfico.

Apéndice 5. Tabla 1.

Tamaño de la circunscripción. Número de escaños	Índice Sainte Laguë		
	Promedio Año 2013	Promedio Año 2017	Promedio Años 2013 y 2017
1	253.10%	277.74%	265.42%
2	91.95%	105.90%	98.93%
3	57.29%	64.06%	60.68%
4	49.40%	56.19%	52.80%
5	40.95%	34.61%	37.78%
6	28.64%	29.47%	29.06%
15	15.86%	22.44%	19.15%
34	1.74%	7.81%	4.78%

Según la propuesta de la consulta, nueve provincias tendrían una asignación de un único escaño con desproporcionalidades esperadas mayores al 250% y cuatro provincias con asignación de dos escaños que bordean el 100%.

Resumiendo hasta aquí: el incremento del número de asambleístas nacionales tiene pros y contras, entre los aspectos positivos están:

Es el segmento que al momento tiene una desproporcionalidad aceptable pero que podría bajar de manera significativa, especialmente si se mantiene el método de divisores impares y no se sustituye por el de divisores naturales como sectores interesados de la asamblea nacional pretenden, además, por ser circunscripción nacional, la población involucrada es inclusive mayor a la de todas las provincias juntas pues incluye también las circunscripciones del exterior.

Aunque no se ha mencionado, la igualdad del voto, desde el punto de vista del derecho individual de los electores mejora sustancialmente. De no haber asambleístas nacionales, los electores de las provincias pequeñas pueden escoger únicamente dos asambleístas mientras que los de las provincias grandes como Guayas, de no mediar la división en distritos, podrían escoger 20 de acuerdo al censo de 2010. El incremento de asambleístas nacionales implica que, las relaciones entre el total de asambleístas: nacionales y provinciales, que pueden escoger un empadronado en una provincia pequeña y un empadronado en una provincia grande se aproximen.

Entre los aspectos negativos están:

El incremento de asambleístas nacionales, dentro de la tendencia a disminuir el tamaño general de la asamblea, implica una reducción más drástica del segmento de asambleístas provinciales que, como hemos visto, es el segmento donde la desproporcionalidad es mucho mayor.

El incremento de un segmento que hoy tiene una asignación fija, 15 asambleístas, se le relaciona con el incremento poblacional. Somos partidarios de mantener, en lo posible, fijo el tamaño de la asamblea y no solo este segmento; el número requerido de asambleístas no depende del tamaño de población sino de las condiciones de su funcionamiento.

El sistema de listas: abiertas o cerradas, es disposición que consta en la LOEOP. Código de la Democracia, por lo tanto, sujeta a posibles cambios en la legislatura; 34

asambleístas en listas abiertas sería un despropósito grande y no es posible asegurar que no se dé.

Pero, aunque se mantenga el sistema de listas cerradas, la conformación de estas listas responderá más preponderantemente a la hegemonía de las dos provincias mayores y más específicamente de las ciudades de Quito y Guayaquil, como ocurre prácticamente en todos los ámbitos del convivir nacional; profundizando, con este incrementado centralismo político, el desequilibrio del desarrollo nacional.

Por estas razones, creemos que, lo que no se aumente y más bien se reduzca en asambleístas nacionales, puede servir para que el número de asambleístas provinciales donde son mayores las desproporcionalidades no tenga una disminución muy drástica. También creemos que este segmento tampoco debe ser relacionado con la población; esa relación implica un incremento a futuro, dada nuestra dinámica poblacional.

Para explicar cómo podría hacerse esto, en principio trabajaremos con los números que resultan de la aplicación de la propuesta y veremos cómo es posible que estos números queden fijos, más allá, de cualquier incremento poblacional.

De aprobarse la pregunta tres, se tendría, de acuerdo a las proyecciones del INEC para el año 2022 un total de 83 asambleístas provinciales: una provincia con 19 asambleístas, Guayas; una con 14, Pichincha; una con 7, Manabí; dos con 4: Los Ríos y Azuay; seis con 3: El Oro, Esmeraldas, Tungurahua, Chimborazo, Loja y Cotopaxi; cuatro con 2: Imbabura, Sto. Domingo Santa Elena y Cañar y nueve con un solo representante: Sucumbíos, Bolívar, Morona Santiago, Carchi, Orellana, Napo, Zamora, Pastaza y Galápagos.

El mismo resultado tendríamos si, como primer paso, fijamos un asambleísta por provincia de acuerdo al criterio territorial y 18 adicionales a la provincia más habitada (en este caso Guayas). Así, el número total de asambleístas del Guayas sería 19. El segundo paso sería fijar la asignación de las demás provincias; para ello establecemos las relaciones entre las poblaciones de cada provincia y la población de la provincia más habitada y cada una de esas relaciones multiplicamos por 18 y tomamos la parte entera de ese producto (en principio, conforme a la propuesta que no considera fracciones) como asignación de cada provincia por la relación poblacional, más el asambleísta por territorio.

Por ejemplo, para fijar la asignación de Pichincha multiplicamos 18 por la relación de su población estimada para 2022 en $3'344.389 / 4'510.323$ que sería la población estimada de Guayas y el resultado es 0,7415, a esta cifra multiplicamos por 18 y el resultado es 13,347; la parte entera es 13 y más el asambleísta asignado por el criterio territorial a Pichincha se le asignarían 14 asambleístas. Si esa operación hacemos con las poblaciones proyectadas por el INEC para 2018 tenemos $3'116.111 / 4'267.893 = 0,7301$, valor que multiplicado por 18 nos da 13,14, la parte entera es 13 y más el de asignación por el criterio territorial 14.

Por supuesto que la relación entre las poblaciones de las provincias es variable, pero, sin duda, mucho menos que las variaciones poblacionales. Si el mismo ejemplo lo trabajamos con las poblaciones del censo de 2010 tenemos: población de Pichincha $2'576.287$, población de Guayas $3'645.483$, la relación es 0,7067. Este valor $\times 18 = 12,72$, la parte entera 12, más el de asignación territorial tendríamos 13. Hay una variación de apenas un asambleísta. Sin embargo, si en lugar de considerar la parte entera, hacemos el redondeo al entero más próximo que sería lo recomendable, en los tres casos tendríamos la misma asignación para Pichincha, 14 asambleístas.

Con el mismo procedimiento, establecemos las asignaciones de las 22 provincias restantes. El trabajar con la parte entera y no con redondeo es prácticamente lo que propone la pregunta

tres al incrementar en uno el número de asambleístas provinciales por cada 250.000 habitantes, sin considerar fracciones.

El número 18 corresponde a la asignación que, según la propuesta de la pregunta tres de la consulta corresponde a un número total de asambleístas provinciales de 83, como ya manifestamos nuestro desacuerdo con ese número nuestro planteamiento es el siguiente:

Establecer el número total de asambleístas de acuerdo a las reales necesidades de su funcionamiento, por ejemplo 120 (similar a la propuesta de la consulta y, asumamos, compatible con el funcionamiento de las comisiones permanentes) bajar el de asambleístas nacionales de 15 a 12, y reducir la representación de los migrantes de dos a un asambleísta por cada una de las circunscripciones del exterior, o sea, el número de asambleístas provinciales sería 105. Entonces, de acuerdo al número de asambleístas provinciales que resulta de fijar técnicamente el total proceder así: eliminar la asignación por territorio y en lugar de una relación lineal directa entre las poblaciones provinciales y la población de la provincia más habitada, que según la propuesta estaría afectada por la asignación territorial, considerar esa relación elevada a una potencia menor a la unidad que arroje el total de asambleístas provinciales fijado con el criterio técnico, redondeando al entero más cercano cada asignación y fijando como mínimo un asambleísta por provincia pues, la ínfima población de la provincia de Galápagos haría que su asignación no llegue al mínimo de uno.

La potencia que cumple las condiciones impuestas está en un intervalo cuyo valor central es 0.7645 para los 105 asambleístas provinciales fijados. Así, por ejemplo, la relación entre la población de la provincia de Pichincha y la de la más habitada, Guayas, es 0.74150, este valor elevado a 0.7645 es 0.79541, valor que multiplicado por 19 da 15.11659, cuyo valor redondeado al entero más cercano es 15 que sería la asignación para Pichincha.

Con esta conformación eliminaríamos la división en distritos en las circunscripciones de las provincias más grandes, con lo que obtendríamos un promedio de 4,375 asambleístas por circunscripción provincial en lugar de los 3,742 asambleístas actuales: 116 asambleístas provinciales repartidos en 31 distritos.

La ventaja de este procedimiento es que se parte del número requerido técnicamente y se mantiene acorde a una planificación que no puede estar al vaivén del crecimiento poblacional.

La reducción que ahora se plantea es más por el descontento general con la actual asamblea que el resultado de un análisis técnico, pero parece claro que un incremento a 150 legisladores no lo soportaría nadie ¿por qué entonces mantener atado al crecimiento poblacional a todos los segmentos que conforman la asamblea?

Los resultados del procedimiento propuesto serían los de la tabla 2.

Si en lugar de utilizar el redondeo al entero más cercano consideramos la parte entera del producto, la potencia que arroja un total de 105 asambleístas provinciales es 0.6985 como se muestra en la tabla 3.

Apéndice 5. Tabla 2.

Provincia	Proyección INEC 2022	Pi/P. máx	(Pi/P. máx) ^{0.7645}	Esaños
Guayas	4510323	1	1	19
Pichincha	3344389	0.74150	0.79561	15
Manabí	1587474	0.35196	0.45009	9
Los Ríos	944438	0.20939	0.30261	6
Azuay	910658	0.20191	0.29430	6
El Oro	733380	0.16260	0.24940	5
Esmeraldas	661144	0.14658	0.23040	4
Tungurahua	603943	0.13390	0.21500	4
Chimborazo	532734	0.11811	0.19533	4
Loja	531318	0.11780	0.19494	4
Cotopaxi	501320	0.11115	0.18646	4
Imbabura	488883	0.10839	0.18292	3
Sto. Domingo	474935	0.10530	0.17891	3
Santa Elena	419013	0.09290	0.16257	3
Cañar	290864	0.06449	0.12298	2
Sucumbíos	240978	0.05343	0.10651	2
Bolívar	213143	0.04726	0.09697	2
Morona	205426	0.04555	0.09427	2
Carchi	189642	0.04205	0.08868	2
Orellana	165248	0.03664	0.07982	2
Napo	139389	0.03090	0.07008	1
Zamora	125684	0.02787	0.06475	1
Pastaza	120353	0.02668	0.06264	1
Galápagos	34549	0.00766	0.02413	1
Total	17969228			105

Pi/Pmáx. Relación entre la población de cada provincia y la de la provincia más habitada.

0.7645 valor central de la potencia a la que se elevaría la relación de poblaciones para que arroje el total de asambleístas provinciales prefijado, en el ejemplo 105, asignando 19 asambleístas a la provincia más habitada. Esta potencia corresponde a la asignación provincial que proviene del redondeo al entero más cercano del valor calculado con el procedimiento descrito.

Apéndice 5. Tabla 3.

Provincia	Proyección INEC 2022	Pi/P. máx	(Pi/P. máx) ^{0.6985}	Escaños
Guayas	4510323	1	1	19
Pichincha	3344389	0.74150	0.81147	15
Manabí	1587474	0.35196	0.48220	9
Los Ríos	944438	0.20939	0.33550	6
Azuay	910658	0.20191	0.32707	6
El Oro	733380	0.16260	0.28117	5
Esmeraldas	661144	0.14658	0.26152	4
Tungurahua	603943	0.13390	0.24551	4
Chimborazo	532734	0.11811	0.22491	4
Loja	531318	0.11780	0.22449	4
Cotopaxi	501320	0.11115	0.21556	4
Imbabura	488883	0.10839	0.21181	4
Sto. Domingo	474935	0.10530	0.20757	3
Santa Elena	419013	0.09290	0.19018	3
Cañar	290864	0.06449	0.14737	2
Sucumbíos	240978	0.05343	0.12923	2
Bolívar	213143	0.04726	0.11861	2
Morona	205426	0.04555	0.11559	2
Carchi	189642	0.04205	0.10931	2
Orellana	165248	0.03664	0.09929	1
Napo	139389	0.03090	0.08816	1
Zamora	125684	0.02787	0.08201	1
Pastaza	120353	0.02668	0.07957	1
Galápagos	34549	0.00766	0.03328	1
Total	17969228			105

Pi/Pmáx. Relación entre la población de cada provincia y la de la provincia más habitada.

0.6985 valor central de la potencia a la que se elevaría la relación de poblaciones para que arroje el total de asambleístas provinciales prefijado, en el ejemplo 105, asignando 19 asambleístas a la provincia más habitada. Esta potencia corresponde a la asignación provincial que proviene de considerar la parte entera del valor calculado con el procedimiento descrito.

Entre los dos procedimientos hay únicamente dos asignaciones diferentes. Mientras que con la primera la provincia de Imbabura tendría una asignación de tres asambleístas, con la segunda esta asignación subiría a cuatro y la provincia de Orellana en cambio bajaría de dos a un asambleísta. Consideramos que más justo es el primer procedimiento, así: con los dos

procedimientos las relaciones de las poblaciones de Imbabura y Orellana con la de Guayas son 0,10839 y 0,03664 respectivamente. Con el procedimiento de la tabla 2 esas relaciones elevadas a 0,7645 son 0,1892 y 0,07982 y multiplicada por 19 son 3,47548 y 1,5165 respectivamente. Entonces las asignaciones con redondeo al entero más cercano serían tres asambleístas para Imbabura y dos para Orellana. Con el procedimiento de la tabla 3 las relaciones de las poblaciones elevadas a la potencia 0.6985 son 0,21181 y 0,09929, valores que multiplicados por 19 nos dan 4,02439 y 1,8865, es decir, considerando la parte entera tendríamos cuatro asambleístas para Imbabura y únicamente uno para Orellana.

En el caso de Imbabura, la asignación menor, tres asambleístas, significa el 86,319% del valor que se ha redondeado, 3,47548, en cambio la asignación menor de Orellana, un asambleísta, equivale al 53,008% del valor 1,8865 del cual se tomó la parte entera.

El redondeo al entero más cercano siempre será preferible a considerar la parte entera, procedimiento que tiene un paralelismo con la propuesta de la tercera pregunta de la consulta popular, esto es no considerar la fracción de 250.000 para el incremento del número de asambleístas de una provincia.

Quizá las propuestas más drásticas todavía plantean que la representación provincial se reduzca a veinte y cuatro asambleístas. Un solo asambleísta por provincia. Para nada se considera que, de acuerdo al censo de 2010, base para la definición de las representaciones provinciales en las elecciones de 2013, 2017 y 2021, los 3'645.483 habitantes de la provincia del Guayas habrían tenido la misma representación que los 25.124 habitantes de Galápagos, o que los más de cuatro millones quinientos mil habitantes que tendrá la provincia del Guayas para 2022, según proyecciones del INEC para 2020 y extendidas a 2022, sean representados por un asambleísta, como los aproximadamente treinta y cuatro mil quinientos habitantes que tendrá Galápagos, según esa misma proyección. Propuestas como estas no tienen el menor sentido y difundirlas por las redes sociales, o por cualquier otro medio, contribuyen únicamente a desorientar más a la población.

Un tema relacionado, más con el proceso de elección que con la integración misma de la Asamblea Nacional, es el de la división, o no, de las circunscripciones mayores en distritos, asunto no considerado en la pregunta tres de la consulta, pues no involucra enmienda constitucional. Hay varios analistas que ya se han pronunciado sobre la necesidad de eliminar esa subdivisión, medida loable desde el punto de vista de la proporcionalidad entre votos de una lista y escaños asignados a ella; sin embargo, resulta inconveniente cuando de *igualdad del voto* se trata.

Hay quienes, como el analista Alfredo Negrete, piensan que se debe “eliminar la atrabiliaria disposición de crear distritos electorales en las tres más grandes provincias del país”, como lo señala en su artículo Cirugía electoral en El Comercio del 4 de julio de 2019. Pero más allá de realidades locales, que en cambio ven en la división en distritos una mejor forma de distribuir geográficamente la representación de una provincia, como Manabí, por ejemplo, está el hecho innegable de que la división en distritos de las circunscripciones grandes es una medida necesaria para mejorar el cumplimiento del principio constitucional de igualdad del voto.

Así, si el derecho *global* de la provincia del Guayas, la más habitada del país, implica que debe tener una representación considerablemente mayor que las de las provincias menos habitadas, no hay razón para que, *individualmente*, un habitante de esta provincia tenga derecho a elegir 10 veces más asambleístas que los habitantes de 5 de las 6 provincias orientales y de Galápagos. Ese es el caso que se hubiera tenido en las elecciones de 2013, 2017 y 2021 con aplicación de los resultados poblacionales del censo de 2010 si no se realizaba la subdivisión en distritos: un elector del Guayas habría elegido 20 asambleístas provinciales mientras los de las 6 provincias mencionadas solo 2, para el mismo organismo, la Asamblea Nacional.

Esta subdivisión hace que, siguiendo con el ejemplo de Guayas, los habitantes de los cuatro distritos con cinco asambleístas cada uno, en los que se divide esta circunscripción, tengan cada uno el derecho a elegir dos veces y media más representantes que los electores de las seis provincias menores, asunto que todavía significaría gran diferencia, pero que es sustancialmente morigerada con la medida complementaria de elegir 15 asambleístas nacionales en la circunscripción que abarca todo el país; y, más todavía, si en lugar de 15, este segmento pasa a tener 34 o 36 asambleístas, como se propone en la pregunta tres de la consulta popular. Entonces, aparte de disminuir la desproporcionalidad de este importante segmento, el de los asambleístas nacionales, el incremento de su tamaño coadyuva a disminuir la desigualdad del voto considerado individualmente. En este caso y por tratarse de una circunscripción nacional, la proporcionalidad y la igualdad del voto no están en una relación trade-off, lo cual justificaría una respuesta positiva a la pregunta, de no mediar la disminución del número de asambleístas provinciales y por ende del tamaño de las circunscripciones pequeñas con más alta desproporcionalidad que nos parece más importante.

Partidarios de la eliminación de la división en circunscripciones a las provincias más grandes argumentan que puede ser manipulada y generar el pernicioso efecto Gerrymandering, asunto que no podemos desconocer pero que no es un mal propio de la división en distritos sino de su aplicación.

Al comparar las poblaciones de Guayas y Azuay, por ejemplo, si bien en la situación actual la asignación de cada una tampoco es estrictamente proporcional a la población de esas provincias, en cambio la subdivisión de la provincia del Guayas en cuatro distritos hace que, desde el punto de vista de la igualdad del voto, tanto los habitantes de cada uno de los cuatro distritos del Guayas como los habitantes de la provincia del Azuay, tengan el mismo derecho a elegir 5 asambleístas provinciales, y seis si consideramos las proyecciones poblacionales del INEC.

De todo lo dicho, constatamos que la proporcionalidad, entre población provincial y número de escaños asignados a la provincia y la igualdad del voto, para todos los ecuatorianos independientemente del lugar en donde ejercen su derecho, están íntimamente relacionados. El problema está en que, de no mediar la subdivisión en distritos y la creación de una representación nacional elegida en todas las provincias, cualquier acción tendiente a mejorar la proporcionalidad incide negativamente en la igualdad del voto y viceversa. Entonces, si queremos eliminar la subdivisión en distritos de las provincias grandes, debemos compensar la desigualdad del voto que la medida provoca, reduciendo muy poco la representación de asambleístas nacionales y revisando el tamaño de las circunscripciones, afectando la proporcionalidad habitantes-escaños de una manera controlada y con la lógica de equilibrar de la mejor manera el cumplimiento de los dos principios.

Con relación a los asambleístas representantes de los migrantes la pregunta tres dice:

¿Está usted de acuerdo con **reducir el número de asambleístas** y que se los elija de acuerdo a los siguientes criterios: 1 asambleísta por provincia y 1 asambleísta provincial adicional por cada 250.000 habitantes; 2 asambleístas nacionales por cada millón de habitantes; y 1 asambleísta por cada 500.000 habitantes que residan en el exterior?

Y se complementa con lo que señala la parte del Anexo correspondiente

Un asambleísta elegido por circunscripción del exterior por cada 500 mil habitantes que residan en el exterior de acuerdo con los datos poblacionales del organismo rector en materia de movilidad humana.

El artículo 118 de la Constitución al definir la integración de la Asamblea Nacional señala en el numeral 3. La ley determinará la elección de asambleístas de regiones, de distritos metropolitanos, y de la circunscripción del exterior.

El artículo 150 del Código de la Democracia señala en el numeral 3. **Las circunscripciones especiales del exterior** elegirán un total de seis asambleístas distribuidos así: dos por Europa, Oceanía y Asia, dos por Canadá y Estados Unidos y dos por Latinoamérica, el Caribe y África; y, en el numeral 4. Cada una de las regiones elegirá dos representantes a la Asamblea.

Se entiende que la Ley fue más allá de lo que establece la Constitución, ésta habla de **la circunscripción** y la Ley crea **tres circunscripciones** diferentes en tres zonas de muy diferente número de migrantes ecuatorianos al año 2021: Europa, Asia y Oceanía con 245.317 empadronados; Canadá y Estados Unidos con 99.732 empadronados; y, Latinoamérica, El Caribe y África con 30.172 empadronados.

El ausentismo en estas tres circunscripciones es muy alto, así: en la zona Europa, Asia y Oceanía sufragan en 2021 únicamente 82.557 un 33,65% de los empadronados, es decir un ausentismo del 66,35%; en Canadá y Estados Unidos el ausentismo es todavía mayor, únicamente sufragan 19.939 migrantes que equivale al 19,99% de los 99.732 empadronados para un ausentismo del 80,01%; la zona de Latinoamérica, El Caribe y África tiene un ausentismo del 67,38% pues sufragan únicamente 9.843 de los 30.172 empadronados.

El total de ecuatorianos empadronados en el extranjero el año 2021 fue 375.221, y de ellos únicamente 112.339 ejercieron el derecho al voto. Los 375.221 empadronados equivalen al 75% de los 500.000 ecuatorianos residentes en el exterior que se requeriría para tener un representante según lo que se puede entender de lo propuesto en la tercera pregunta; sin duda, una asignación de seis asambleístas en tres circunscripciones es muy alta y va más allá de lo establecido en la Constitución que establece una sola circunscripción.

Volviendo al tema de los asambleístas provinciales, y en consecuencia con el criterio de respeto a los principios de proporcionalidad e igualdad del voto, una propuesta modificada se podría basar en el siguiente razonamiento: si la población de una provincia es el doble de otra, la asignación proporcional estricta de escaños estaría en la relación dos a uno, pero eso significaría que, si bien el derecho *global* de asignación de las provincias estaría en la misma relación que las poblaciones, el derecho *individual* de las personas de la provincia más habitada, también estaría en la relación dos a uno, respecto a la de la menos habitada, de no mediar la división de las circunscripción en distritos. Si combinamos el derecho como población *global* con el *individual*, resultaría que el derecho *total*, si podemos llamar así, de la provincia más habitada, sería cuatro veces el de la provincia menos habitada, lo cual no parece justo.

Entonces, para establecer la asignación de todas las provincias, incluida la más habitada, se establecería las relaciones de las poblaciones de cada provincia con la de la más habitada y esas relaciones se elevaría a la potencia 0,5. Esos valores se multiplican por un valor inicial asignado a la provincia más habitada y se calcula el total; se varía ese valor inicial hasta que el total coincida con el tamaño prefijado del segmento de asambleístas provinciales. Los resultados se redondearían al entero más cercano. Debemos reconocer que la potencia 0,5 equivale a dar igual valor al derecho global de las provincias que al derecho individual de los electores, derecho además ya considerado en parte al establecer un segmento de asambleístas nacionales, por esa razón creemos que la propuesta de la tabla 2 que considera la potencia 0,7645 intermedia entre 0,5 (peso igual al derecho global y al individual sin asambleístas nacionales) y 1 (proporcionalidad lineal directa entre población y asignación provincial) sería la más adecuada.

De todas maneras incluimos como referencia la tabla 4, confeccionada con la potencia 0,5 y el total de 105 asambleístas provinciales.

Apéndice 5. Tabla 4.

Provincia	Proyección* de población a 2022	Pi/P. máx	(Pi/P. máx) ^{0.5}	Escaños
Guayas	4510323	1	1	12
Pichincha	3344389	0.74150	0.86110	11
Manabí	1587474	0.35196	0.59327	7
Los Ríos	944438	0.20939	0.45760	6
Azuay	910658	0.20191	0.44934	6
El Oro	733380	0.16260	0.40324	5
Esmeraldas	661144	0.14658	0.38286	5
Tungurahua	603943	0.13390	0.36593	5
Chimborazo	532734	0.11811	0.34368	4
Loja	531318	0.11780	0.34322	4
Cotopaxi	501320	0.11115	0.33339	4
Imbabura	488883	0.10839	0.32923	4
Sto. Domingo	474935	0.10530	0.32450	4
Santa Elena	419013	0.09290	0.30480	4
Cañar	290864	0.06449	0.25395	3
Sucumbíos	240978	0.05343	0.23115	3
Bolívar	213143	0.04726	0.21739	3
Morona	205426	0.04555	0.21341	3
Carchi	189642	0.04205	0.20505	3
Orellana	165248	0.03664	0.19141	2
Napo	139389	0.03090	0.17580	2
Zamora	125684	0.02787	0.16693	2
Pastaza	120353	0.02668	0.16335	2
Galápagos	34549	0.00766	0.08752	1
Total	17969228			105

Proyección según el INEC

El valor de cálculo a la provincia más habitada estaría en el intervalo 12,3 a 12,49 asumiendo el valor central 12,395 que redondeado da el valor 12.

La elaboración de las tablas 2, 3 y 4 se realizó contando con 105 asambleístas provinciales de un total de 120 asambleístas, en el supuesto de que ese era el número técnicamente definido. Si el total es de 120 asambleístas, uno la presidiría y 119 formarían las comisiones permanentes. En la siguiente tabla consta la propuesta de repartición de 9 asambleístas en 7 comisiones y 7 asambleístas en 8 comisiones. Se entiende que es conveniente que el número de integrantes de cada comisión sea impar.

La siguiente tabla nos daría una distribución en las comisiones que al momento funcionan en la Asamblea Nacional.

Apéndice 5. Tabla 3. Número de asambleístas que conforman actualmente y conformarían con la propuesta las comisiones legislativas permanentes.

Actual	Comisiones Legislativas.	Propuesta
9	De Justicia y Estructura del Estado	9
9	De Derechos de los Trabajadores y la Seguridad Social	9
9	Del Régimen Económico y Tributario de Regulación y Control	9
9	De Fiscalización y Control Político	9
9	De Desarrollo Económico, Productivo y la Microempresa	9
9	De Soberanía, Integración Relaciones Internacionales y Seguridad Integral	9
9	De Biodiversidad y Recursos Naturales	9
9	De la Soberanía Alimentaria y Desarrollo Agropecuario y Pesquero	7
9	DE Gobiernos Autonómicos, Descentralización, Competencias y Organización Territorial	7
9	De Educación, Cultura, Ciencia y Tecnología, Innovación y Saberes Ancestrales	7
9	De Derecho a la Salud y Deporte	7
9	De Transparencia, Participación Ciudadana y Control Social	7
9	De Garantías Constitucionales Derechos Humanos, Derechos Colectivos y la Interculturalidad	7
9	De Protección a Niñas, Niños y Adolescentes	7
9	Comisión de Ética.	7
136	Total	119
Las dos últimas son comisiones de reciente creación		

VI. Apéndice 6. Distribuciones lógicas posibles con 15 escaños en disputa y 15 o más listas participantes

Apéndice 6. Tabla 1: Distribuciones

a. De la 1 a la 23

Distribución N°																							
Lista N°	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
1	15	14	13	13	12	12	12	11	11	11	11	11	10	10	10	10	10	10	10	9	9	9	9
2	0	1	2	1	3	2	1	4	3	2	2	1	5	4	3	3	2	2	1	6	5	4	4
3	0	0	0	1	0	1	1	0	1	2	1	1	0	1	2	1	2	1	1	0	1	2	1
4	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	1	1	1	1	0	0	0	1
5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

La distribución N°11 (11 escaños para la lista más votada, 2 para la segunda, 1 para la tercera y cuarta y cero para las siguientes listas) representada por (11, 2, 1, 1, 0...) corresponde a D'Hondt en la elección de 2013.

b. De la 24 a la 47

Distribución N°																								
Lista N°	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47
1	9	9	9	9	9	9	9	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	7	7	
2	3	3	3	2	2	2	1	7	6	5	5	4	4	4	3	3	3	3	2	2	2	1	7	6
3	3	2	1	2	2	1	1	0	1	2	1	3	2	1	3	2	2	1	2	2	1	1	1	2
4	0	1	1	2	1	1	1	0	0	0	1	0	1	1	1	2	1	1	2	1	1	1	0	0
5	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	1	1	1	0	0
6	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	1	0	0
7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

La distribución N° 35(8, 4, 3, 0...) corresponde a D'Hondt en la elección de 2017 y la N°44 (8, 2, 1, 1, 1, 1, 0...) para Webster y Hare en la de 2013.

c. De la 48 a la 71

Lista N°	Distribución N°																											
	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71				
1	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	6	6	6	6	6	6				
2	6	5	5	5	4	4	4	4	4	3	3	3	3	3	2	2	2	2	1	6	6	6	5	5				
3	1	3	2	1	4	3	2	2	1	3	3	2	2	1	2	2	1	1	3	2	1	4	3					
4	1	0	1	1	0	1	2	1	1	2	1	2	1	1	2	2	1	1	0	1	1	0	1					
5	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	1	1	1	1	2	1	1	1	0	0	1	0	0					
6	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0					
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	0	0	0	0					
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0					
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0					
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0					
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0					
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0					
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0					
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0					
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0					
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15					

La distribución N° 60 (7, 3, 2, 1, 1, 1, 0...) corresponde a la mínima Desproporción Relativa

d. De la 72 a la 94

Lista N°	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94
1	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	5	5	
2	5	5	5	4	4	4	4	4	4	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2	1	5	5
3	2	2	1	4	3	3	2	2	1	3	3	3	2	2	2	1	2	2	2	1	1	5	4
4	2	1	1	1	2	1	2	1	1	3	2	1	2	2	1	1	2	2	1	1	1	0	1
5	0	1	1	0	0	1	1	1	1	0	1	1	2	1	1	1	2	1	1	1	1	0	0
6	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1	1	1	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	1	1	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

A la distribución N°83 (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0...) generada con Webster, corresponde el mínimo valor del ÍSL y a la 86 (6, 3, 2, 1, 1, 1, 0...) generada con Hare, el mínimo valor del ÍL y H en la elección de 2017. En la elección de 2021 la distribución N° 84 es la generada por D'Hondt.

e. De la 95 a la 117

Lista N°	95	96	97	98	99	100	101	102	103	104	105	106	107	108	109	110	111	112	113	114	115	116	117
1	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
2	5	5	5	5	5	4	4	4	4	4	4	4	4	4	3	3	3	3	3	3	3	3	2
3	3	3	2	2	1	4	3	3	3	3	2	2	2	1	3	3	3	3	2	2	2	1	2
4	2	1	2	1	1	2	3	3	2	1	2	2	1	1	3	2	2	1	2	2	1	1	2
5	0	1	1	1	1	0	0	0	1	1	2	1	1	1	1	2	1	1	2	1	1	1	2
6	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1	0	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1	2
7	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1	1	1	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

La distribución N°113 es la generada por Webster y por Hare en la elección de 2021.

f. De la 118 a la 140

Lista N°	118	119	120	121	122	123	124	125	126	127	128	129	130	131	132	133	134	135	136	137	138	139	140
1	5	5	5	5	5	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4
2	2	2	2	2	1	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	3	3	3	3	3	3	3	3
3	2	2	2	1	1	4	4	4	3	3	3	2	2	2	1	3	3	3	3	3	2	2	2
4	2	2	1	1	1	3	2	1	2	2	1	2	2	1	1	3	3	2	2	1	2	2	2
5	2	1	1	1	1	0	1	1	2	1	1	2	1	1	1	2	1	2	1	1	2	2	1
6	1	1	1	1	1	0	0	1	0	1	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	2	1	1
7	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	1	1	0	1	1
8	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1	0	0	1
9	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

g. De la 141 a la 158

Lista N°	141	142	143	144	145	146	147	148	149	150	151	152	153	154	155	156	157	158
1	4	4	4	4	4	4	4	4	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
2	3	3	2	2	2	2	2	1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
3	2	1	2	2	2	2	1	1	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2
4	1	1	2	2	2	1	1	1	3	3	3	2	2	2	1	2	2	2
5	1	1	2	2	1	1	1	1	3	2	1	2	2	1	1	2	2	1
6	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	1	2	1	1	1	2	1	1
7	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	1	0	1	1	1	1	1	1
8	1	1	0	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1
9	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1
10	0	1	0	0	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

La distribución N° 148 (4, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 0...) no es posible con 11 listas como fue la elección de 2013.

h. De la 159 a la 175

Lista N°	159	160	161	162	163	164	165	166	167	168	169	170	171	172	173	174	175
1	3	3	3	3	3	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	1
2	3	3	2	2	2	2	2	2	1	2	2	2	2	2	2	1	1
3	2	1	2	2	2	2	2	1	1	2	2	2	2	2	1	1	1
4	1	1	2	2	2	2	1	1	1	2	2	2	2	1	1	1	1
5	1	1	2	2	2	1	1	1	1	2	2	2	1	1	1	1	1
6	1	1	2	2	1	1	1	1	1	2	2	1	1	1	1	1	1
7	1	1	2	1	1	1	1	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1
8	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
9	1	1	0	0	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1	1
10	1	1	0	0	0	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1
11	0	1	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1
12	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	1	1	1	1
13	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	1	1
14	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Total	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15

Las distribuciones N° 166, 167, 172, 173, 174 y 175 no son posibles con solo 11 listas participantes como fue la elección de 2013.

VII. Apéndice 7. Análisis detallado de los índices de Desproporcionalidad. Elecciones ecuatorianas de assembleístas nacionales de los años 2013, 2017 y 2021

Los índices analizados son:

Loosmore y Hanby, Sainte Lagüe, Desproporcionalidad Relativa, Gallagher y D'Hondt

Se incluye como ejemplo, la elección del año 2013 en la Provincia de Los Ríos, el distrito provincial mayor con seis escaños asignados.

Los valores de los cinco índices han sido calculados con los resultados electorales en las 168 distribuciones lógicas posibles cuando 11 listas se disputan 15 escaños como ocurrió en 2013 y en las 175 distribuciones lógicas posibles cuando 15 escaños son disputados por 15 o más listas, como ocurrió en 2017 con 15 listas y en 2021 con 17 listas.

En este apéndice se comparan los valores que toman los índices en las distribuciones generadas por tres de los métodos que han sido utilizados por la legislación ecuatoriana desde hace algunos años: Método Hare o de Cocientes y Restos Mayores, Método Webster o de Divisores Impares y Método D'Hondt o de Divisores Naturales.

Se presentan también cuadros que contienen algunos parámetros de cada uno de los índices: Mínimo, Máximo, Media, Desviación Típica y Coeficiente de Variación.

En el caso de la elección del año 2013 en la Provincia de Los Ríos las distribuciones lógicas posibles son solamente 11 pues se disputan 6 escaños entre 9 listas. Por ser un número menor el de distribuciones posibles se presenta únicamente el cuadro de parámetros de los diferentes índices.

Asambleístas Nacionales en elecciones de 2013

El índice de Desproporcionalidad Absoluta o de **Loosmore y Hanby** para la distribución N°11 (11, 2, 1, 1, 0, 0...) 23.98%, generada por el método D'Hondt con los resultados de la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2013, más que duplica el correspondiente a la distribución N°44(8, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generada, tanto por el método Webster como por el de Hare, que es 11.53%. La nomenclatura utilizada nos dice que la distribución N°11 (11, 2, 1, 1, 0, 0...) reparte los 15 escaños en disputa así: 11 escaños a la lista más votada, dos a la segunda y uno a tercera y cuarta y cero a las demás; la N°44 (8, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) asigna 8 escaños a la lista más votada, dos a la que le sigue en votos y un escaño a cada una de las 5 listas que siguen en votación y cero a las demás.

El valor 31.22% es el que toma el índice **Sainte Laguë**, para la distribución N°11 (11, 2, 1, 1, 0, 0...) generada por el método D'Hondt en la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2013. Este valor casi duplica el valor 15.86% correspondiente a la distribución N°44(8, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generada, tanto por el método Webster como por el de Hare. Que, en la práctica de analistas de sistemas electorales, no siempre desinteresada, se clasifique este método como de representación proporcional, no va más allá de la intención de diferenciarlo de los métodos de representación mayoritaria. Pensar que con esto se cumple el principio que menciona nuestra Constitución es desconocer las deficiencias del método. La nomenclatura utilizada es la misma que la presentada al analizar el índice Loosmore y Hanby. El Índice Sainte Laguë considera la desproporcionalidad absoluta y la relativa y consideramos que es el que mejores características tiene con respecto a todos los demás índices que se han propuesto para medir la desproporcionalidad.

El índice de **Gallagher** o de Mínimos Cuadrados para la distribución N°11 (11, 2, 1, 1, 0, 0...) 16.28%, generada por el método D'Hondt con los resultados de la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2013, más que triplica el correspondiente a la distribución N°44(8, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generada por el método de Webster y también por el de Hare, que es 5.29%. La nomenclatura utilizada es la misma de los índices presentados anteriormente. Analizar estos valores debería ser suficiente para reconocer que muy difícilmente se puede aceptar que el método D'Hondt cumple el principio de proporcionalidad dispuesto en el artículo 116 de nuestra Constitución. La utilización del Índice de Gallagher se ha impuesto, especialmente para medir la desproporcionalidad global de un sistema electoral más que para ser el parámetro que define la desproporcionalidad en una elección en particular.

El valor 8.01 es el que toma el índice de **Desproporcionalidad Relativa**, para la distribución N°11 (11, 2, 1, 1, 0, 0...), generada por el método D'Hondt en la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2013. Este valor es algo mayor al valor 6.59 correspondiente a la distribución N°44(8, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generada, tanto por el método Webster como por el de Hare. Más de veinte distribuciones no generadas por ninguno de los métodos más frecuentemente utilizados tienen menos desproporcionalidad relativa que la distribución que hubiera generado el método D'Hondt. Este índice de desproporcionalidad Relativa es muy poco utilizado en el análisis de sistemas electorales y a diferencia de la mayoría de ellos no se expresa en porcentaje. La nomenclatura utilizada es la misma que la presentada al analizar el índice Loosmore y Hanby y los índices anteriormente analizados.

El índice **D'Hondt**, único índice, de los cinco analizados, en donde la distribución N°11, generada por el método D'Hondt, presenta un valor menor al correspondiente al de la distribución N°44, generada por Webster y por Hare que es 2.0707. Hay que reconocer también que hay algunas otras distribuciones, no generadas por método alguno, al menos de entre los que hemos estado analizando, que tienen menor índice D'Hondt que el de la distribución generada por Webster o Hare.

Pero vale la pena comentar algo sobre este índice. El índice no es el resultado de todos los componentes de desproporcionalidad entre porcentaje de votos y de escaños del conjunto de listas beneficiadas o perjudicadas en una elección, como ocurre con todos los índices antes analizados, aquí no; para cada distribución, únicamente cuenta el mayor de los valores de desproporcionalidad que considera el método y para ello utiliza el siguiente procedimiento: en una distribución de escaños cualesquiera se calcula la relación entre el porcentaje de escaños asignados a cada una de las listas y el porcentaje de votos obtenidos por esa lista y luego se escoge el mayor valor de esa relación que es el valor que toma el índice.

Una propiedad de este índice es que, ese cociente más alto obtenido en cada distribución se minimiza en la distribución que es generada por el método del mismo nombre. Ahora bien, salta a la vista que, lo que ocurre con las listas que no obtienen escaños asignados no influye para nada en la determinación del índice pues el cociente será siempre cero. Veámoslo así, que ocurriría si se procediera con el inverso de ese cociente, es decir, si dividimos el porcentaje de votos obtenidos por cada lista para el porcentaje de escaños asignados a ella, tendríamos una medida de lo que podríamos llamar es el costo unitario en votos de cada escaño para cada lista, entonces, en este caso, ese precio no se podría definir para las listas que no reciben ningún escaño pues la división para cero no está definida, por esa imposibilidad entonces utilizamos el cociente inverso descrito originalmente, y lo que ocurre con las listas que no reciben escaños no importan para nada. Tan es así que esta singular medida de la desproporcionalidad de las distribuciones contradice lo que dicen todos los demás índices. Si nos fijamos en algunas distribuciones abiertamente desproporcionales como la primera, asignar los 15 escaños a la lista más votada, y cero a todas las demás, tiene un valor del índice D'Hondt de 1.9121 menor al que le corresponde a la distribución generada por los métodos Webster y Hare que es 2.0707,

es decir, con el índice de marras, la distribución que es generada por dos de los tres métodos que hemos estado comparando, Webster y Hare, es más desproporcional que la que entregaría todos los escaños a la lista más votada.

En lugar de apoyar la selección de la distribución generada por el método D'Hondt, en donde el índice es el más bajo, los valores que toma el índice D'Hondt más bien desprestigian al propio índice: el valor 1.9121 para la distribución que habría asignado el 100% de los escaños a la lista más votada y que resulta menor que el que corresponde a la distribución generada por Webster y Hare, 2.0707 lo confirma, para demostrarlo ampliamos la información. Para ello presentamos algunos resultados de la elección de asambleístas nacionales el año 2013.

Apéndice 7. Tabla 1: Elección del año 2013

Elección de Asambleístas Nacionales en Febrero de 2013			
Información publicada por el CNE			
a	Total de Votantes	9'443.716	
b	Total Votos Válidos	87'872.205	Suma de votos válidos de las 11 listas
c	Votantes Blanco	1'253.976	Número de personas que votaron blanco
d	Votantes Nulo	829.819	Número de personas que anulaban el voto
e	Votos de lista más votada	45'955.995	
Valores calculados con la Información del CNE			
f	Total posible de Votos	141'655.740	Igual al total de votantes por el número de escaños a elegir (15)
g	Total votos no válidos	53'783.535	Diferencia entre votos posibles y votos válidos
h	Total de votos nulos	12'447.285	Votantes nulo por número de escaños
i	Blancos completos	18'809.640	Votantes blanco por número de escaños
j	Blancos parciales	22'526.610	Igual filas g - h - i
k	Total de votos blancos	41'336.250	Igual filas i + j

Entonces, asignar el 100% de escaños a la lista que obtuvo 45'955.995 de votos de 87'872.205 de votos válidos, es decir el 52.30% de los votos válidos, es una desproporcionalidad muy grosera, pero todavía es más si se considera que ese porcentaje de votos respecto al total de votos es apenas el 32.44%; sin embargo, el índice indica menor desproporcionalidad que la calculada para la distribución generada por Webster y Hare que asigna 8 escaños a la lista más votada, esto es el 53.33% de escaños cuando el porcentaje de votos fue 52.30%. El método de D'Hondt hubiera asignado 11 de los 15 escaños, es decir el 73.33% de los escaños y el índice D'Hondt, aun así, habría sido el más bajo de todos.

En la reforma del año 2012, quizá por una falta de cálculo o porque 15 de 137 asambleístas no les era muy importante, los que se han beneficiado del método dejaron vigente el método Webster o de divisores impares para la elección de Asambleístas Nacionales, pero, según se informa, la pretensión actual es volver, en todas las elecciones, a aplicar el método D'Hondt.

Dado que las elecciones de 2013 se realizaron con listas abiertas; es decir, había como escoger candidatos de una lista o de entre listas, si el CNE hubiera dado la información en forma transparente sobre los resultados electorales, quedaría claro por ejemplo que:

1.- Con listas abiertas, el número total de votos posibles era igual al producto del número total de votantes por el número de escaños que se eligen, en este caso $9'443.716 \times 15 = 141'655.740$.

2.- Para obtener los votos válidos de cada lista había que multiplicar el número de votos por toda la lista (comúnmente llamados votos en plancha) por el número de escaños que se elegían y sumar los votos individuales emitidos por cada candidato de esa lista. Esta es información publicada por el CNE. Por ejemplo, la votación de la lista más votada fue $45'955.995$ votos.

3.- El número total de votos válidos es igual a la suma de los votos válidos de todas las listas participantes. En este caso la suma de los votos válidos de las 11 listas que participaron el año 2013 es $87'872.205$. Entonces, la suma de los votos de las diez listas restantes con excepción de la más votada fue $41'916.210$ votos (47.70%), algo menor a la votación de la lista más votada (52.30%).

4.-El total de votos no válidos es igual al total de votos posibles menos el total de votos válidos $= 141'655.740 - 87'872.205 = 53'783.535$, mayor a los votos de la lista más votada y por lo tanto mayor también al de las otras diez listas juntas.

5.- El número total de votos nulos no es el número de votantes que anulaban el voto; el verdadero número de votos nulos, para cualquier efecto, es el número de los que anulaban el voto multiplicado por el número de escaños en disputa, solo así puede entenderse la igualdad del voto invocada en el artículo 116 de la Constitución. Entonces, el total de votos nulos es $829.819 \times 15 = 12'447.285$.

6.- El número total de votos en blanco deben contabilizarse como suma de votos blancos completos y votos blancos parciales. El número de votos de personas que dejaron toda la papeleta en blanco, que llamamos blancos completos, es el número de votantes en blanco que reporta el CNE multiplicado por el número de escaños en disputa. Hay otros votos en blanco, los que corresponden a las personas que votaron por un número menor de candidatos de los que tenían derecho. Así, si cada elector podía elegir hasta 15 candidatos, quien había escogido solo 1, dejaba 14 en blanco, quien escogió 5 dejó 10 en blanco, quien escogió 10 dejó 5 en blanco, etc. Entonces, el total de estos votos sería el que el CNE nunca ha contabilizado y nosotros los llamamos blancos parciales.

7.- Entonces el total de votos blancos es igual al total de blancos completos más el total de blancos parciales. El total de blancos completos es igual a los $1'253.976$ de votantes en blanco multiplicado por 15 que es el número de escaños en disputa, o sea $18'809.640$. El total de blancos parciales es igual al total de votos no válidos menos el total de votos blancos completos y menos el total votos nulos $= 53'783.535 - 18'809.640 - 12'447.285 = 22'526.610$. Entonces, el total de votos blancos (blancos completos + blancos parciales) es igual a $41'336.250$ votos, apenas menor a los $41'916.210$ de votos de las diez listas que ocuparon de la segunda a la décimo segunda votación.

El problema surge de la falta de transparencia del CNE para contabilizar e informar sobre el verdadero peso del voto nulo y del voto blanco, asunto que para la elección de consejeros del CPCCS sigue siendo no resuelto, pues, por la indefinición del empate dado en el seno del Consejo y no dirimido por la presidente del CNE, quedaron las cosas como estaban. Esa alta votación que tuvo el movimiento oficialista en la elección del 2013 se vio magnificada por esta forma de minusvalorar el voto nulo y el voto blanco, votos que nunca fueron correctamente contabilizados y que han sido identificados simplemente como *votos no válidos*, y aunque en la

elección de la referencia fueron más que los votos de la primera fuerza política, para todos los efectos son y han sido siempre solo eso, *votos no válidos*.

Ventajosamente una de las reformas a la LOEOP de febrero de 2020 cambió la forma de votación de listas abiertas a listas cerradas en las elecciones del sistema electoral ecuatoriano, así, ya no habrá votos blancos parciales y cada voto: válido, blanco o nulo, valdrá como un solo voto. A pesar de ello, en dos de las tres elecciones de consejeros del CPCCS, la de tres consejeras y la de tres consejeros, el problema de contar los votos nulos persistirá, y contar, *dejando las cosas como estaban*, dará al voto nulo el valor de uno mientras los demás votos valdrán tres. El tema es crucial pues se relaciona con la anulación de una elección contemplada en el artículo 147 de la LOEOP Código de la Democracia.

Consideramos que, para las elecciones de asambleístas provinciales, nacionales, de los migrantes y todas las demás elecciones pluripersonales, con excepción de las del CPCCS, la reforma del cambio de listas abiertas a listas cerradas tiene además otras ventajas: se elimina el engaño que resulta del supuesto aumento de derechos al posibilitar escoger de entre listas a los candidatos por parte de los electores. Consideramos un engaño porque votar por candidatos de diferentes listas, con el pretexto de “*tener el derecho de escoger los mejores*” es votar por unos candidatos y por los contrarios a ellos, es decir, votar por candidatos de diferentes listas en gran medida neutraliza el voto del que así decide votar, al menos eso es lo que ocurre en nuestro sistema electoral con la forma de contar los votos de cada una de las listas cuando las listas son abiertas.

A continuación, analizaremos los índices de desproporcionalidad de acuerdo a lo que ocurrió con las elecciones de asambleístas nacionales en las elecciones de 2017.

Asambleístas Nacionales en elecciones de 2017

El índice de Desproporcionalidad Absoluta o de **Loosmore y Hanby** para la distribución N°35 (8, 4, 3, 0, 0...) 25.44%, generada por el método D'Hondt con los resultados de la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2017, es bastante mayor a correspondiente a la distribución N°83 (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0, 0...) generada por el método Webster que es 14.45% y más al de la distribución N°86 (6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generada por el método de Hare que es 13.47%. La nomenclatura utilizada nos dice que la distribución N°35 (8, 4, 3, 0, 0...) reparte los 15 escaños en disputa así: ocho escaños a la lista más votada, cuatro a la segunda, tres a la tercera y cero a las demás; la N°83 (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0, 0...) asigna seis escaños a la lista más votada, tres a cada una de las dos que le siguen en votos, un escaño a cada una de las 3 listas siguientes en votación y cero a las demás y la N°86 (6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) es el resultado de una transferencia de un escaño de la tercera lista en orden de votación a la séptima lista en ese mismo orden.

El valor 34.22% es el que toma el índice **Sainte Laguë**, para la distribución N°35 (8, 4, 3, 0, 0...) generada por el método D'Hondt en la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2017. Este valor es superior al valor 23.25% correspondiente a la distribución N°86 (6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generada por el método de Hare y todavía más al valor 22.44% que corresponde a la distribución N°83 (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0, 0...). El Índice Sainte Laguë considera la desproporcionalidad absoluta y la relativa y consideramos que es el que mejores características tiene con respecto a todos los demás índices que se han propuesto para medir la desproporcionalidad.

El índice de **Gallagher** o de Mínimos Cuadrados para la distribución N°35 (8, 4, 3, 0, 0...) generada por el método D'Hondt toma el valor 13.10% con los resultados de la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2017, más que duplica el correspondiente a la distribución N°83 (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0, 0...) generada por el método de Webster que es 6.11% y todavía más a la generada por Hare, la N°86 (6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) que es 5.55%.

El valor 12.9855 es el que toma el índice de **Desproporcionalidad Relativa**, para la distribución N°35 (8, 4, 3, 0, 0...) generada por el método D'Hondt en la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2017. Este valor es algo mayor al valor 11.6902 correspondiente a la distribución N°83 (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0, 0...) generada por el método Webster y algo menor al valor 11.8117 correspondiente a la distribución N°86(6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generada por el método Hare. Una cantidad grande de distribuciones no generadas por ningunos de los métodos más frecuentemente utilizados tienen menos desproporcionalidad relativa que la distribución que hubiera generado el método D'Hondt.

Como en las elecciones de 2013, el índice **D'Hondt** es el único índice, de los cinco analizados, en donde la distribución N°35 (8, 4, 3, 0, 0...) generada por el método D'Hondt presenta un valor menor al correspondiente al de las distribuciones N°83 (6, 3, 3, 1, 1, 1, 0, 0...) y N° 86 (6, 3, 2, 1, 1, 1, 1, 0, 0...) generadas por Webster y Hare, respectivamente. Así el valor 1.3758 es menor a los valores 2.140 que corresponde a la de Webster y al valor 2.3099 correspondiente a la de Hare. Hay algunas otras distribuciones, no generadas por método alguno, al menos de entre los que hemos estado analizando, que tienen menor índice D'Hondt que el de las distribuciones generadas por Webster y por Hare. Al analizar este índice en las elecciones de 2013, realizamos un amplio comentario de las deficiencias que consideramos se presentan en la definición misma del índice y en su aplicación para analizar el grado de desproporcionalidad de las distribuciones lógicas posibles en una elección pluripersonal.

Asambleístas Nacionales en elecciones de 2021

El índice de Desproporcionalidad Absoluta o de **Loosmore y Hanby** para la distribución N°84 (6, 3, 2, 2, 2, 0, 0...) 19.63%, generada por el método D'Hondt con los resultados de la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2021, es mayor correspondiente a la distribución N°113 (5, 3, 2, 2, 2, 1, 0, 0...) generada, tanto por el método Webster como por el de Hare, que es 15.87%. La nomenclatura utilizada nos dice que la distribución N°84 (6, 3, 2, 2, 2, 0, 0...) reparte los 15 escaños en disputa así: seis escaños a la lista más votada, tres a la segunda, dos a la tercera, cuarta y quinta y cero a las demás; la N°113 (5, 3, 2, 2, 2, 1, 0, 0...) asigna cinco escaños a la lista más votada, tres a la que le sigue en votos, dos escaños a la tercera cuarta y quinta lista en orden de votación y un escaño a la sexta lista en ese mismo orden, las otras 11 listas de menor votación no reciben escaños.

El valor 25.01% es el que toma el índice **Sainte Laguë**, para la distribución N°84 (6, 3, 2, 2, 2, 0, 0...) generada por el método D'Hondt en la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2021. Este valores poco mayor al correspondiente a la distribución N°113 (5, 3, 2, 2, 2, 1, 0, 0...) generada, tanto por el método Webster como por el de Hare.

El índice de **Gallagher** o de Mínimos Cuadrados para la distribución N°84 (6, 3, 2, 2, 2, 0, 0...) generada por el método D'Hondt con los resultados de la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2021 toma el valor 8.41%, mayor al correspondiente a la distribución N°113 (5, 3, 2, 2, 2, 1, 0, 0...) generada por el método de Webster y también por el de Hare, que es 6.18%.

El valor 13.2973 es el que toma el índice de **Desproporcionalidad Relativa**, para la distribución N°84 (6, 3, 2, 2, 2, 0, 0...), generada por el método D'Hondt en la elección de Asambleístas Nacionales de Ecuador en el año 2021. Este valor es algo mayor al valor 12.8650 correspondiente a la distribución N°113 (5, 3, 2, 2, 2, 1, 0, 0...) generada, tanto por el método Webster como por el de Hare. Hay pocas distribuciones no generadas por ningunos de los métodos más frecuentemente utilizados que tienen menos desproporcionalidad relativa que la distribución que hubiera generado el método D'Hondt. Este índice de desproporcionalidad Relativa es muy poco utilizado en el análisis de sistemas electorales y a diferencia de la mayoría de ellos no se expresa en porcentaje.

El índice **D'Hondt** es el único índice, de los cinco analizados, en donde la distribución N°84 (6, 3, 2, 2, 2, 0, 0...) generada por el método D'Hondt, presenta un valor menor al correspondiente al de la distribución N°113 (5, 3, 2, 2, 2, 1, 0, 0...) generada por el método de Webster y también por el de Hare. Así el valor 1.3819, correspondiente a la distribución generada por el método D'Hondt, es menor al valor 1.7747 que corresponde a la de Webster y Hare. El porcentaje de votación de la lista más votada respecto al total de votos válidos es 32.21% y el número de escaños que habría asignado el método D'Hondt a esta lista es seis, equivalente al 40% de los 15 escaños asignados para asambleístas nacionales. Los métodos Webster y Hare, que coinciden, asignan a la lista más votada cinco escaños equivalentes al 33.33% del total de 15 escaños disputados. Con respecto al total de votos, la lista más votada alcanza el 24.35%.

Hay algunas otras distribuciones, no generadas por método alguno, al menos de entre los que hemos estado analizando, que tienen menor índice D'Hondt que el de las distribuciones generadas por Webster y por Hare, pero resulta interesante señalar que, por ejemplo, a las distribuciones 36 a la 40, que asignan todas ellas 8 escaños a la lista más votada, equivalente al 53.33% de escaños disputados, les corresponde un índice D'Hondt 1.6558, menor al de la distribución N°113 que es 1.7747. Habiendo tal desproporción entre los porcentajes de votos y escaños que asignarían a la lista más votada estas cinco distribuciones, el que el índice D'Hondt sea menor que el que le corresponde a la distribución generada por Webster o por Hare, significaría que, a pesar de la evidente menor desproporcionalidad de esta última, el índice dice lo contrario. Además, el que cinco distribuciones que en lo único que coinciden es en la asignación a la lista más votada, tengan el mismo índice D'Hondt, da la idea de lo poco que discrimina la desproporcionalidad de diferentes distribuciones este índice nada recomendable.

En las elecciones de 2021 se confirma que el índice D'Hondt es el único que contradice lo que todos los demás índices evidencian.

Una de las características que tienen los índices analizados, es su mayor o menor capacidad de discriminar la desproporcionalidad que tienen las diferentes distribuciones lógicas posibles de escaños en una elección. Varias observaciones podríamos hacer al respecto; sin embargo, uno de los parámetros más utilizados para este fin es el coeficiente de variación; por eso, a continuación presentamos algunos parámetros que corresponden a cada uno de los índices y que han sido calculados de los 166 valores en la elección de 2013 y de los 175 valores en las elecciones de 2017 y 2021, además hemos comparado el estadístico *mínimo* con el valor que toma el índice en las distribuciones generadas por los métodos que hemos venido analizando. El resultado más importante es que, el índice Sainte Laguë presenta en las tres elecciones el valor más alto del *Coefficiente de Variación*, es decir es el que mejor discrimina las diferencias de desproporcionalidad de las distintas distribuciones y además que, es precisamente ese índice el que se minimiza en las distribuciones generadas por el método Webster, en las tres elecciones, compartiendo con Hare en las elecciones de 2013 y 2021. Por lo dicho, presentamos los siguientes cuadros con los valores de los parámetros: Mínimo, Máximo, Media, Desviación Típica y Coeficiente de Variación de los 5 índices analizados y con los valores puntuales que toman los índices en las distribuciones generadas por los tres métodos D'Hondt, Webster y Hare.

Parámetros correspondientes a los cinco índices analizados.

Los parámetros corresponden a las 168 distribuciones lógicas posibles en las elecciones de asambleístas nacionales en Ecuador en el año 2013 y en las 175 en los años 2017 y 2021.

Apéndice 7. Tabla 2: Elección del año 2013

	Índice L y H	D. Relativa	Índice S. L	Gallagher	Í D'Hondt
Mínimo	11.53%	6.5896	15.86%	5.29%	1.4022
Máximo	49.23%	16.2920	1.4513	36.03%	8.3828
D. Típica	8.18%	1.8779	28.53%	6.16%	1.1615
Media	29.94%	9.8550	59.96%	18.52%	2.7365
C. Variación	0.2731	0.1906	0.4759	0.3326	0.4244
Con D'Hondt	23.98%	8.0108	31.22%	16.28%	1.4022
Con Webster y Hare	11.53%	6.5896	15.86%	5.29%	2.0707

En las dos últimas filas constan los valores que toman los índices en las distribuciones generadas por el método D'Hondt y por los métodos Webster y Hare que coinciden. Cuatro de los cinco índices toman el menor valor en las distribuciones generadas tanto por Webster como con Hare. Únicamente el índice D'Hondt toma el menor valor en la distribución generada por el método del mismo nombre. El coeficiente de variación más alto corresponde al índice Sainte Laguë **0.4759**.

Apéndice 7. Tabla 3: Elección del año 2021

	Índice L y H	D. Relativa	Índice S. L	Gallagher	Í D'Hondt
Mínimo	15.87%	12.8650	21.67%	6.18%	1.3819
Máximo	67.79%	39.7239	218.64%	51.24%	9.0495
D. Típica	9.34%	3.0949	32.41%	7.91%	1.0527
Media	29.68%	15.6719	56.86%	16.09%	2.5855
D. Típica	9.34%	309.49%	32.41%	7.91%	105.27%
C. Variación	0.3145	0.1975	0.5699	0.4916	0.4071
Con D'Hondt N° 84	19.63%	13.2973	25.01%	8.41%	1.3819
Con Webster y Hare N° 113	15.87%	12.8650	21.67%	6.18%	1.7747

En las dos últimas filas constan los valores que toman los índices en las distribuciones generadas por el método D'Hondt y por los métodos Webster y Hare que coinciden. Cuatro de los cinco índices toman el menor valor en las distribuciones generadas tanto por Webster como con Hare. Únicamente el índice D'Hondt toma el menor valor en la distribución generada por el método del mismo nombre.

El coeficiente de variación más alto corresponde al índice Sainte Laguë **0.5699**.

Apéndice 7. Tabla 4. Elección del año 2017

	Índice L y H	D. Relativa	Índice S. L	Gallagher	Í D´Hondt
Mínimo	13.47%	11.6738	22.44%	5.55%	1.3758
Máximo	61.24%	41.1963	127.09%	47.30%	8.1076
D. Típica	8.13%	3.8743	34.25%	6.51%	1.2262
Media	27.88%	14.9296	59.16%	15.42%	2.9567
C. Variación	0.2917	0.2595	0.5790	0.4222	0.4147
Con D´Hondt N° 35	25.44%	12.9855	34.22%	13.10%	1.3758
Con N°60	16.35%	11.6738	22.75%	7.63%	2.1404
Con Webster N° 83	14.45%	11.6902	22.44%	6.11%	2.1404
Con Hare N° 86	13.47%	11.81%	23.25%	5.55%	2.3099

En las cuatro últimas filas constan los valores que toman los índices en las distribuciones generadas por el método D´Hondt, por el método de Webster, por el método Hare y los correspondientes a la distribución N° 60, que sin ser generada por ninguno de los tres métodos anteriores, tiene cuatro de los cinco índices de desproporcionalidad mejores que los de la distribución generada por D´Hondt, únicamente el índice D´Hondt, es menor en la distribución generada por el método del mismo nombre. El coeficiente de variación más alto corresponde al índice Sainte Laguë **0.5790**

Coefficientes de Variación de los diferentes índices

Si consideramos que mientras mayor sea el Coeficiente de Variación de los valores que toma un índice de desproporcionalidad en el conjunto de las distribuciones lógicas posibles de escaños de una elección, su capacidad de discriminar las diferencias de desproporcionalidad entre las distribuciones es mayor y por ende es un índice más eficiente, entonces resulta significativo analizar cómo se comportaron los diferentes índices en las tres elecciones de asambleístas nacionales en 2013, 2017 y 2021 respecto a este importante estadístico, el coeficiente de variación.

Para ello presentamos el siguiente cuadro, resumen de los valores que tomó el coeficiente de variación de cada uno de los cinco índices de desproporcionalidad que estamos comparando en las tres últimas elecciones ecuatorianas de 15 asambleístas nacionales.

Apéndice 7. Tabla 5: Coeficientes de Variación de los diferentes índices de desproporcionalidad en las elecciones de asambleístas nacionales ecuatorianas en los años 2013, 2017 y 2021.

Elección de Asambleístas Nacionales en 2013, 2017 y 2021					
Año					
2013	0.4759 Índice S. Laguë	0.4244 Índice D'Hondt	0.3326 Índice Gallagher	0.2731 Índice L y Hanby	0.1906 Índice D. Relativa
2017	0.45790 Índice S. Laguë	0.4222 Índice Gallagher	0.4147 Índice D'Hondt	0.2917 Índice L y Hanby	0.2595 Índice D. Relativa
2021	0.5699 Índice S. Laguë	0.4916 Índice Gallagher	0.4071 Índice D'Hondt	0.3145 Índice L y Hanby	0.1975 Índice D. Relativa
Lugar de mayor a menor	Primero	Segundo	Tercero	Cuarto	Quinto

Es muy claro que, lejos, el Índice Sainte Laguë es el mejor índice en el aspecto analizado pues ocupa tres primeros lugares de tres posibles; a continuación estaría el Índice de Gallagher que ocupa el segundo lugar en las elecciones de los años 2017 y 2021 y el tercer lugar en las de 2013; a continuación el índice D'Hondt con un segundo lugar en las elecciones de 2013 y dos terceros lugares en las elecciones de 2017 y 2021; le sigue el índice Loosmore y Hanby con tres cuartos lugares en las tres elecciones; y, al último el índice de Desproporcionalidad Relativa que ocupa el quinto lugar en todas las elecciones.

Resulta interesante este análisis dado que el número de distribuciones posibles en estas tres elecciones es alto: 168 distribuciones posibles cuando once listas disputan quince escaños como ocurrió en las elecciones de asambleístas nacionales de 2013 y 175 cuando esos quince escaños se disputan entre 15 o más listas como ocurrió en 2017 con quince listas y en 2021 con 17 listas

Valores de los parámetros: Mínimo, Máximo, Media, Desviación Típica y Coeficiente de Variación de los índices de desproporcionalidad en las once distribuciones lógicas posibles en la elección de 2013 en la Provincia de Los Ríos.

Cuando se disputan pocos escaños, como ocurre en los 34 distritos en las elecciones de asambleístas provinciales y de los migrantes: dos escaños para los distritos más pequeños y seis escaños para el mayor, la provincia de Los Ríos, el número de distribuciones posibles y por ende el número de valores que toma un índice va de dos a once: dos para cuando se disputan dos escaños y once para cuando son seis los escaños si el número de listas participantes es igual o mayor a seis.

En los casos extremos, dos escaños en disputa, solamente pueden darse las distribuciones que reparten dos escaños para la lista más votada y cero para las demás o, un escaño para cada una de las dos listas más votadas y cero a las demás: (2, 0...) y (1, 1, 0...); y, en el caso de seis escaños pueden darse once distribuciones pudiendo generarse por lo tanto once valores de cualquiera de los índices de interés pues a cada distribución corresponde un valor de cualquiera de los índices, las distribuciones posibles son: (6,0...); (5, 1, 0...); (4, 2, 0...); (4, 1, 1, 0...); (3, 3, 0...); (3, 2, 1, 0...); (3, 1, 1, 1, 0...); (2, 2, 2, 0...); (2, 2, 1, 1, 0...); (2, 1, 1, 1, 1, 0...); (1, 1, 1, 1, 1, 0...).

Provincia de Los Ríos. Elección de Asambleístas Provinciales en 2013.

A continuación, y como ejemplo presentamos los valores que toman los índices para el caso de la provincia de Los Ríos

Parámetros de los índices en las once distribuciones lógicas posibles al disputarse 6 escaños entre 6 o más listas, en este caso 9 listas.

Apéndice 7. Tabla 6. Elecciones en la Provincia de Los Ríos. Año 2013,

	Í L y H	D. Relativa	Índice S L.	Í Gallagher	Í D'Hondt
Mínimo	20.08%	7.1725	28.64%	10.53%	1.5163
Máximo	45.89%	12.6377	171.8%	33.51%	4.6345
Des. Típica	8.28%	1.5345	42.67%	7.27%	1.1052
Media	34.55%	9.2709	84.69%	23.05%	2.9661
C. Variación.	0.2397	0.1655	0.5038	0.3154	0.3726
Con D'Hondt	32.61%	7.9937	48.39%	22.15%	1.5163
Con Webster y Hare	20.08%	7.1725	28.64%	10.53%	1.9055

Aquí también, cuatro de los cinco índices analizados se minimizan en la distribución generada por los métodos Webster y Hare y únicamente el índice D'Hondt toma el valor menor en la distribución generada por el método del mismo nombre. El valor más alto del Coeficiente de Variación vuelve a corresponder al Índice Sainte Laguë **0.5038**

Índice de Figuras

Figura 1. Elecciones del CPCCS de marzo de 2019. Número de candidatos en cada elección y porcentajes de votos nulos correspondientes.....	29
Figura 2. Elecciones de Asambleístas Provinciales de 2013. Porcentaje de votos de A. País y otros para diferentes tamaños de circunscripción.	37
Figura 3. Correlación entre el índice de Gallagher y el índice Loosemore y Hanby. Elección de Asambleístas Nacionales en Ecuador Año 2017.....	72
Figura 4. Correlación entre el índice de Rae y el índice Loosemore y Hanby. Elección de Asambleístas Nacionales en Ecuador Año 2017.	73
Figura 5. Correlación entre el índice de Gallagher y el índice de Rae Elección de Asambleístas Nacionales en Ecuador Año 2017.	73
Figura 6. Exceso sobre el límite superior y déficit bajo el límite inferior de la cuota para escaños en disputa entre dos y quince con Webster y D'Hondt.	104

Índice de Tablas

Tabla 1. Elecciones de Consejeras, Consejeros y Consejera Representante de las Nacionalidades y de los Migrantes del 24 de marzo de 2019	28
Tabla 2. Elecciones de Asambleístas Provinciales en febrero de 2013 Ecuador. Con D'Hondt.....	38
Tabla 3. Elecciones de Asambleístas Provinciales en febrero de 2013 Ecuador. Con Webster.....	38
Tabla 4. Elecciones de Asambleístas Provinciales en febrero de 2013 Ecuador. Con Hare.....	38
Tabla 5. Elecciones en Ecuador febrero de 2013. Asambleístas Provinciales. Simulación con asignación de dos escaños en todos los distritos con el método D'Hondt.....	43
Tabla 6. Elecciones en Ecuador. Febrero 2013. Asambleístas Provinciales. Simulación con asignación de dos escaños en todos los distritos con el método Webster.....	44
Tabla 7. Elecciones en Ecuador. Febrero de 2013. Asambleístas Provinciales. Simulación con asignación de dos escaños en todos los distritos con el método Hare.....	44
Tabla 8. Elección de 15 Asambleístas Nacionales con once listas participantes en 2013. Valores de los índices de desproporcionalidad en las distribuciones generadas con los métodos D'Hondt, Webster y Hare y en otras.....	53
Tabla 9. Elección de 15 Asambleístas Nacionales con once listas participantes en 2017. Valores de los índices de desproporcionalidad en las distribuciones generadas con los métodos D'Hondt, Webster y Hare y en otras.....	55
Tabla 10. Elección de 15 Asambleístas Nacionales con 17 listas participantes en 2021. Valores de los índices de desproporcionalidad en las distribuciones generadas con los métodos D'Hondt, Webster y Hare y en otras.....	58
Tabla 11. Valores de los índices de desproporcionalidad Loosemore y Hanby, Sainte Laguë, Gallagher, D. Relativa y D'Hondt en el ejemplo de laboratorio planteado.....	61
Tabla 12. Distribuciones	62
Tabla 13. Algunos parámetros de los índices de desproporcionalidad en el ejemplo de laboratorio planteado.....	64
Tabla 14. Quince valores menores de los índices de desproporcionalidad Loosemore y Hanby, Sainte Laguë y de Gallagher y el número de distribución correspondiente.....	65
Tabla 15. Quince valores menores de los índices de Desproporcionalidad Relativa y D'Hondt y número de distribución correspondiente.....	66

Tabla 16. Porcentajes de votos y escaños con los métodos D'Hondt y Webster de las cuatro listas más votadas y de otros partidos o movimientos con o sin representación en las elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador el año 2013.....	69
Tabla 17. Índices de desproporcionalidad global considerando las cuatro listas más votadas y otros partidos con y sin representación. Elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador el año 2013.	70
Tabla 18. Índices de desproporcionalidad global considerando las cuatro listas más votadas y un solo grupo que incluye a todos los otros. Elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador el año 2013.	70
Tabla 19. Valores del índice de Gallagher con asignaciones con D'Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.	76
Tabla 20. Valores del índice Loosemore y Hanby con asignaciones con D'Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.	77
Tabla 21. Valores del índice D'Hondt con asignaciones con D'Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.	78
Tabla 22. Valores del índice Sainte Laguë con asignaciones con D'Hondt o con Webster y dos formas de agrupación de otros grupos.	78
Tabla 23. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio.....	88
Tabla 24. Asignación de escaños con el método de Webster en el ejemplo de laboratorio.....	88
Tabla 25. Cálculo del índice Loosemore y Hanby en el ejemplo analizado.	89
Tabla 26. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Cálculo del índice Sainte Laguë en el ejemplo analizado.	89
Tabla 27. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños entre las dos primeras listas con Hare en el ejemplo analizado.	90
Tabla 28. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños entre las dos primeras listas con Webster en el ejemplo analizado.	91
Tabla 29. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños con el método Híbrido propuesto por el matemático griego Charalampos Tsitouras.....	91
Tabla 30. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Distribución de seis escaños entre las dos primeras listas con el método Híbrido propuesto por el matemático griego Charalampos Tsitouras.	91
Tabla 31. Asignación de escaños con el método de Hare en el ejemplo de laboratorio. Ejemplo de la paradoja de Alabama: al pasar de 15 a 21 escaños la quinta lista pierde un escaño.....	93
Tabla 32. Asignación de escaños en el ejemplo de laboratorio con el método D'Hondt con 15 y 21 escaños.	94

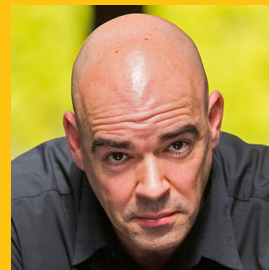
Tabla 33. Asignación de escaños en el ejemplo de laboratorio con el método de Webster con 15 y 21 escaños.....	94
Tabla 34. Índices Loosemore y Hanby y de Sainte Laguë con Hare, D'Hondt y Webster con distribución de 15 y 21 escaños en el ejemplo de laboratorio.	95
Tabla 35. Asignación de 15 escaños en el ejemplo de laboratorio con el método Híbrido.	95
Tabla 36. Asignación de 21 escaños en el ejemplo de laboratorio con el método Híbrido.	96
Tabla 37. Índices de Desproporcionalidad en la Distribución de 15 escaños entre seis listas con tres métodos de distribución diferentes. 116 distribuciones posibles.....	97
Tabla 38. Parámetros de los cinco índices analizados. Valores correspondientes a las 116 distribuciones posibles al distribuir 15 escaños entre seis listas	98
Tabla 39. Índices de Desproporcionalidad en la Distribución de 21 escaños entre seis listas con tres métodos de distribución diferentes. 380 distribuciones posibles.....	99
Tabla 40. Parámetros de los cinco índices analizados. Valores correspondientes a las 380 distribuciones posibles al distribuir 21 escaños entre seis listas	99
Tabla 41. Distribuciones generadas por los métodos Hare, Webster, D'Hondt e Híbrido al disputar 10 listas con las votaciones 1100, 110, 109, 108, 107, 106, 105, 104, 103 y 48 votos entre 2 y 15 escaños.....	101
Tabla 42. Cuotas de la lista más votada y el exceso sobre el límite superior de la cuota o el déficit bajo el límite inferior, de las distribuciones generadas por Webster y D'Hondt.....	102
Tabla 43. Distribución de 13 escaños en disputa con Hare e Híbrido.	105
Tabla 44. Distribución de 13 escaños en disputa con Webster.....	106
Tabla 45. Distribución de 7 escaños en disputa con Hare e Híbrido entre listas 1, 8 y 9.	107
Tabla 46. Distribución de 7 escaños en disputa con Webster entre listas 1, 8 y 9.	107
Tabla 47. Distribución de 5 escaños con Hare e Híbrido.	108
Tabla 48. Distribución de 5 escaños con Webster.	109
Tabla 49. Distribución de 5 escaños con Hare e Híbrido entre las tres primeras listas más votadas.	110
Tabla 50. Distribución de 5 escaños con Webster entre las tres primeras listas más votadas.	110
Tabla 51. Variante del Híbrido, sin restricción para la segunda etapa de la asignación. Asignación de la primera etapa y divisores para la segunda.....	111
Tabla 52. Variante del Híbrido, sin restricción para la segunda etapa de la asignación. Asignación de la segunda etapa.	111

Tabla 53. Escaños en exceso sobre el límite superior de la cuota en las elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador en 2013 y 2017.	113
Tabla 54. Distribuciones con los tres métodos en los cinco distritos en donde con Webster se supera el límite superior de la cuota. Elecciones de 2013.....	114
Tabla 55. Valores de los índices de desproporcionalidad en los distritos en donde con el método de Webster se supera el límite superior de la cuota. Elecciones de 2013.....	114
Tabla 56. Valores de los índices de desproporcionalidad Loosemore y Hanby y Sainte Laguë en la provincia de El Oro. Elecciones de 2013.	115
Tabla 57. Valores de las cuotas correspondientes a cada lista en los cinco distritos. Azuay, 12 listas; Pichincha D1, Pichincha D2 y Manabí D. Sur, 11 listas; El Oro 8 listas. Elecciones de 2013.....	115
Tabla 58. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Azuay- Año 2013.....	116
Tabla 59. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Pichincha Distrito 1. Año 2013.	117
Tabla 60. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Pichincha Distrito 2. Año 2013.	117
Tabla 61. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) Manabí Distrito Sur. Año 2013.....	118
Tabla 62. Asignación de escaños con cada método y % respecto a la cuota (100%) El Oro. Año 2013.	118
Tabla 63. Elecciones de asambleístas provinciales. Cotopaxi año 2017. Distribuciones con diferentes métodos.....	119
Tabla 64. Índices de desproporcionalidad. Provincia de Cotopaxi. Año 2017	119
Tabla 65. Votaciones y cuotas de las 15 listas que se disputan 4 escaños en la provincia de Cotopaxi el año 2017.....	119
Tabla 66. Elecciones de asambleístas provinciales en Cotopaxi en 2017. Asignación de escaños y % respecto a la cuota.....	120
Tabla 67. Elecciones de 15 asambleístas nacionales en 2013 y 2017. Escaños en exceso sobre la cuota con los métodos D'Hondt y Webster.....	121
Tabla 68. Votación de cada una de las quince listas que disputan 15 escaños de asambleístas nacionales en las elecciones ecuatorianas de 2017 en orden de votación y cuotas de acuerdo al método Hare.	122
Tabla 69. Asignación de escaños con los métodos: Webster, Hare y D'Hondt y asignación que presenta el valor mínimo del Índice de Desproporcionalidad Relativa. Porcentajes equivalentes de cada asignación con relación a la cuota (100%).	123
Tabla 70. Elecciones legislativas ecuatorianas de 2013, 2017 y 2021. Escaños Asignados y Listas participantes en cada elección y cada distrito.....	125

Tabla 71. Elecciones legislativas ecuatorianas de 2021. Distribución de Escaños con D'Hondt y con Webster.....	126
Tabla 72. Elecciones legislativas ecuatorianas de 2021. Número de Escaños Asignados a las Listas más Votadas y Número de Listas con Escaños con los métodos D'Hondt y Webster.	127
Tabla 73. Listas que ganan y pierden escaños por el cambio de método.	128
Tabla 74. Elección de asambleístas provinciales. Porcentajes de votos: respecto a los votos válidos, respecto al total de votos y porcentaje de escaños asignados a la lista mayoritaria Unidos por la Esperanza con los métodos Webster y D'Hondt.	130
Tabla 75. Pérdidas y ganancias de escaños por partidos o movimientos por el cambio de métodos de D'Hondt a Webster. Elecciones de asambleístas provinciales en 2021.....	131
Tabla 76. Elección de asambleístas nacionales. Porcentajes de votos: respecto a los votos válidos, respecto al total de votos y porcentaje de escaños asignados a la lista mayoritaria Unidos por la Esperanza con los métodos Webster y D'Hondt.	131
Tabla 77. Elección de asambleístas en el extranjero, representantes de los migrantes. Porcentajes de votos: respecto a los votos válidos, respecto al total de votos y porcentaje de escaños asignados a la lista mayoritaria Unidos por la Esperanza con los métodos Webster y D'Hondt.	132
Tabla 78. Escaños en exceso sobre el límite superior de la cuota en las elecciones de asambleístas provinciales en Ecuador. Elecciones de 2021. Asignación real con Webster y asignación simulada con D'Hondt.....	133

Referencias Bibliográficas

- Correa, R. [@MashiRafael]. (20 de marzo del 2019). ¡Los vencimos! El CNE tuvo que retractarse de la sinvergüencería de hacer valer un voto nulo por tres. [Tweet]. Twitter. <https://twitter.com/mashirafael/status/1108503023532367873>
- Estrella, R. (2018). Webster vs, D'Hondt. El principio constitucional de proporcionalidad. Universidad de Cuenca. <http://dspace.ucuenca.edu.ec/handle/123456789/34305>
- Gallagher, M. (1991). Proportionality, disproportionality and Electoral Systems. *Electoral Studies*, 10 (1), 33-51. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/026137949190004C>
- Goldenberg, J. & Fisher, S. (2017). The Sainte-Laguë index of disproportionality and Dalton's principle of transfers. *Party Politics*.
- Montero J. y Riera P. (2008). Informe sobre la Reforma del Sistema Electoral en España, presentado a la Comisión de Estudios del Consejo de Estado. pp. 377-378.
- Montero, J. y Fernández-Esquer, C. (2018). Cuatro Décadas del Sistema Electoral Español. 1977-2016. *Política y Gobernanza Revista de Investigaciones y Análisis Político* (2), 5-46. <http://dx.doi.org/10.30827/polygob.v0i2.7821>
- Moreno, J. (2010). Elementos de Derecho Electoral Ecuatoriano. Justicia Electoral y Democracia. Tribunal Contencioso Electoral.
- Nohlen, D. (2016). Los sistemas electorales desde una perspectiva comparada. *Revista Latinoamericana de Política Comparada*, 11, 13-35. <https://repositorio.flacsoandes.edu.ec/handle/10469/14267>
- Ortiz, R. (2016). Las singularidades del sistema electoral legislativo en Ecuador. En R, Ortiz (Ed.). *Reforma electoral en Ecuador*. UDLA.
- Ortiz, R. (2020). Reforma electoral 2020 y sistemas electorales nacionales y locales: igualdad, proporcionalidad y paridad. *Democracias*, 8, 51-82. https://institutodemocracia.gob.ec/wp-content/uploads/2020/08/reforma_electoral.pdf
- Ramírez, C. (2016). El sistema electoral legislativo y el mandato constitucional de proporcionalidad. En R, Ortiz (Ed.). *Reforma electoral en Ecuador*, UDLA.
- Ramírez, V. y López, A. (2012). Sistemas electorales basados en la representación proporcional. *eXtoikos*, (6), 29-39. file:///C:/Users/usuario/Downloads/Dialnet-SistemasElecttoralesBasadosEnLaRepresentacionPropor-5582664.pdf
- Ramírez, V. y Ramírez, C. (s.f.) Matemáticas en los Sistemas Electorales con Representación Proporcional. <https://17jaem.semrm.com/aportaciones/n34.pdf>
- Urdániz, J. (2006). Medición de la desproporcionalidad electoral: una crítica a los Mínimos Cuadrados. *Reis* (115/06), 258-295. file:///C:/Users/usuario/Downloads/Dialnet-MedicionDeLaDesproporcionalidadElectoral-2166213.pdf
- Urdániz, J. (2008). Umbrales de representación proporcional. *Reis* 121, 133-1. file:///C:/Users/usuario/Downloads/Dialnet-UmbralesDeRepresentacionYProporcionalidad-2875461.pdf



Jorge Urdániz Ganuza
Pamplona, Es. 1971.

Es profesor de Filosofía del Derecho, Moral y Política en la Universidad Pública de Navarra y Profesor-Tutor de Ciencia Política e Historia de las Ideas Políticas en la UNED. Ha sido Visiting Scholar en Columbia University y en la New York University. Sus temas de interés giran en torno a cuestiones relativas a la representación, la teoría de la democracia, la filosofía del derecho y la teoría de las votaciones. Es autor de varios libros y artículos académicos y evaluador de varias revistas nacionales e internacionales. Es asimismo activista por el voto igual. @jurdanoz

Rafael Estrella Aguilar

**Proporcionalidad,
igualdad del voto y
otros temas en
elecciones pluripersonales**



UNIVERSIDAD
DEL AZUAY

Casa
Editora

ISBN: 978-9942-618-29-0



9 789942 618290