

## BASES SOCIALES DE LA ABSTENCIÓN ELECTORAL EN LA ARGENTINA DE COMIENZOS DEL SIGLO XXI

### *Social Roots of Electoral Abstentionism in Argentina in the Beginnings of the XXI Century*

Jorge Raúl Jorrat

#### Resumen

La abstención electoral ha sido un tema de preocupación tanto en la vida política argentina como en los estudios internacionales sobre el tema. Para etapas tempranas la prensa y la dirigencia política local se preocupaba por la posibilidad de que “la mejor gente” —supuestamente alejada de la vida cívica— no concurreniera a las urnas. Respecto de tales etapas, Canton y Jorrat rechazaron empíricamente la visión impresionista de que en la ciudad de Buenos Aires la “mejor gente” no votaba. Lijphart exhibía preocupaciones de este tipo, señalando luego que la evidencia empírica mostraba correlaciones positivas entre nivel socioeconómico y concurrencia a las urnas. Parte de esas preocupaciones habrían conducido a la obligatoriedad del voto en el país. En el presente trabajo extendemos nuestra indagación a datos de nivel individual, a partir de una encuesta nacional de 3300 casos en 2007. Vía ecuaciones de regresión logística, se explora la vinculación del no voto en las elecciones presidenciales de 1995, 1999 y 2003 con variables sociodemográficas clásicas (sexo, edad, educación), explorando la importancia explicativa comparada de variables consideradas estratégicas en la literatura: tradición electoral, identificación ideológica, valores sociales (materialismo), clase social, etc. Una mirada adicional final se ofrece para datos agregados

de las elecciones de diputados de 2009 en la ciudad de Buenos Aires. Los resultados, tanto descriptivos como de regresiones logísticas de la encuesta nacional, o de correlaciones simples y regresiones lineales múltiples para los datos agregados de la ciudad de Buenos Aires, mostrarían la ausencia de clivajes sociales marcados y sistemáticos tanto para fines del siglo xx como comienzos del xxi. Lo que apoyaría la posición de Lijphart, cuando sostiene que el voto obligatorio podría ser un mecanismo para promover el uso casi universal del derecho del voto.

*Palabras clave:* voto obligatorio, variables sociodemográficas, ideología, clase social

#### Summary

Non voting has been a problem of concern for political life in Argentina, as well as for the international studies on the subject. In early stages of Argentina political history, the press and the political leadership were worried about the possibility that the “best people” —presumably away from civic life— would not go to the ballot places. For earlier stages of our electoral history, Canton and Jorrat rejected the impressionist view that in the city of Buenos Aires “the best people” did not vote. Lijphart was equally worried about this type of problems, pointing out that empirical eviden-

Fecha de recepción: 08 de enero de 2013  
Fecha de aceptación: 07 de abril de 2013

ce showed positive correlations between socioeconomic levels and turnout. Some of these concerns might have led to introduce compulsory voting in Argentina. In the present work we extend our research using individual level data, from a 2007 national survey of 3300 cases, 18 years and older. Based on logistic regression equations, we explore the relationship between non voting and classical socio-demographic variables (sex, age, education), for the 1995, 1999, and 2003 presidential elections. As well, we explore the comparative explanatory importance of strategic variables in the non voting literature, such as electoral tradition, ideological self-position, social values (materialism), social class, etc. An additional final

look is offered, using aggregate data from the 2009 representative elections in Buenos Aires City. Our results, either from descriptive analyzes and logistic regressions from national survey data, or from zero order correlations and multiple regressions from aggregate data of Buenos Aires City, seem to show the absence of clear, systematic social clivages, by the end of the xx century and beginnings of the XXI century. This might support Lijphart position, in the sense that compulsory voting could be a mechanism to promote an almost universal right to suffrage.

*Key words:* compulsory voting, socio-demographic variables, ideology, social class

## INTRODUCCIÓN

Los estudios sobre abstención electoral en países con voto obligatorio —como es el caso de Argentina—, han tenido un desarrollo o interés limitado en la investigación electoral. En alguna medida, el esperado escaso número de no votantes parecía contribuir a ese menor interés, aunque el porcentaje de no votantes tendía a crecer en el país. Se ha señalado que, independientemente de la obligatoriedad del voto, el crecimiento, en el país bajo análisis, de los registrados en los padrones electorales en los últimos tiempos fue bastante superior al crecimiento de los que efectivamente votaron en ese mismo lapso. En los veinte años que van de 1983 a 2003, los registrados crecieron un 42%, los votantes efectivos en elecciones presidenciales un 30%. El porcentaje de votantes fue 85,6% en el retorno a la democracia en 1983, bajando a un 78,2% en 2003. Una perspectiva comparativa básica es con Australia, otro país con voto obligatorio y con sanciones más relevantes que Argentina, donde el promedio del porcentaje de votantes para el período 1983-1998 fue de 95% para los electores registrados, 83% para la población en edad de votar (Louth y Hill, Tabla 1, p. 32).

En buena medida las discusiones sobre la obligatoriedad o no del voto giraron en torno al problema de mejorar la participación ciudadana en los comicios y que el electorado particularmente no tradujese sesgos socioeconómicos, en particular según clase social (entre otros sesgos posibles). La posible ausencia de tales sesgos abonaría la hipótesis de que el voto obligatorio actúa como un nivelador social en la participación electoral. Además, las tasas crecientes de ausentismo electoral preocuparían a los teóricos de la democracia sobre posibles actitudes sustantivamente diferenciales de los no votantes respecto a las de los votantes. Parte de la bibliografía sobre estos temas puede verse, entre otros, en Aarts y Wessels (2005: 63-83), Anduiza Perea (2002: 643-673), Chong y Olivera (2005), Jackman y Miller (1995: 467-492), Lijphart (1997: 1-14), Louth y Hill (2005: 25-37), Martínez (2008), McAllister (1986: 89-93), Mackerras y McAllister (1999: 217-233), Seligson, *et. al.* (1995: 151-182), etc.

En este contexto, nuestro esfuerzo se abocará a evaluar en qué medida el perfil de los no votantes de Argentina se caracteriza por algún tipo de tendencia o clivaje, en particular clase social. Y enfatizamos lo de clase social porque buena parte de nuestras investigaciones en el pasado —usualmente junto a Darío Canton— han estado destinadas a estudiar la existencia de un voto de clase en el país. A la par de que nuestras exploraciones anteriores —con datos agregados— sobre los que no concurrían a las urnas mostraban una atendible presencia diferencial de los trabajadores manuales. Y la investigación internacional sobre no votantes, más en particular para los casos de voto no obligatorio, detectan sesgos similares, aunque más marcados, que los encontrados por nosotros en Argentina.

Notemos que en ese trabajo previo con Darío Canton dábamos cuenta, para el caso argentino, de los resultados de un ejercicio a partir de datos agregados, restringido a electores masculinos (reproducido en Canton y Jorrat, 2007).<sup>1</sup> La pregunta central que guiaba a dicho trabajo (p. 200) era:

¿Quiénes son los que no votan? Dicho de otra manera: si en los países en los que el voto no es obligatorio, “el bajo porcentaje de votantes equivale a concurrencia desigual y sesgada socioeconómicamente” (Lijphart, 1997, p. 2), ¿podrá sostenerse que en los países que tienen voto obligatorio para las edades 18 a 69 años y ausencia de obligación para los mayores, el ausentismo *también* seguirá líneas de clase, esto es, estará influido por la posición socioeconómica? Si hubiera una influencia del nivel socioeconómico o de clase sobre el ausentismo, *aún en los lugares en los que el voto es obligatorio*, habría que preguntarse sobre el alcance o la importancia de ese sesgo. Y luego, ¿hasta qué punto el voto obligatorio promovería la igualdad de la participación político-electoral, como Lijphart sugiere? En su discurso presidencial ante la Asociación Norteamericana de Ciencia Política, sostuvo que el voto obligatorio era un recurso adecuado para promover mayor igualdad en las democracias contemporáneas: “después del sufragio universal, la próxima meta para la democracia debe ser el *uso* universal o casi-universal del derecho al voto” (subrayado en el original, p. 11).

Las conclusiones de nuestro trabajo, señalaban (p. 199):

... el ausentismo aumentó gradualmente para todas las categorías ocupacionales a partir de 1983. La abstención, aunque generalizada, es mayor para aquellos exentos de la obligación de votar (70 años y más) y más especialmente para el grupo que tiene 76 años y más.

Para ambos grandes grupos (18 a 69, 70 y más) se detecta una pauta de ausentismo muy clara cuando se considera una ecuación simplificada: las ocupaciones manuales tienen impacto positivo sobre el no voto, las no manuales, negativo. Tal como se recordó, no siempre fue así.

<sup>1</sup> Se trataba de una muestra aleatoria de mesas masculinas de la ciudad de Buenos Aires (elecciones presidenciales de 1983, 1989, 1995 y 1999) y de la provincia de Buenos Aires (elecciones de diputados de 1997 y presidenciales de 1999). Se pudo acceder a las planillas de voto, donde figura impresa la edad, la ocupación (dato envejecido, por supuesto) y estaba agregado por las autoridades de mesa si la persona votó o no.

Hubo épocas de alta movilización, cuando la clase trabajadora tendía a votar más. La Capital Federal y la Provincia de Buenos Aires, la mayor del país, a pesar de la ley del voto obligatorio, muestran una pauta similar, de sesgo clasista en cuanto a la abstención, tal como se da en los países industrializados en época temprana. Menos marcada, sin embargo. Esta tendencia no pone en cuestión el hecho de que el voto obligatorio pueda ser, como sostiene Lijphart, un mecanismo para promover ‘el uso universal o casi universal del derecho del voto’.

Dado que la literatura discute si la obligatoriedad del voto puede nivelar socialmente la participación electoral, la existencia o no de pautas marcadas entre los no votantes (o entre los votantes) ayudaría a contribuir a esta discusión, en el contexto de un país con voto obligatorio, aunque prácticamente sin sanciones en caso de incumplimiento. Y esta tarea se basará en el análisis de datos individuales por encuestas que, hasta donde llega nuestra información, no fue realizada antes en Argentina para el nivel nacional.<sup>2</sup>

#### DATOS

El trabajo utilizará fundamentalmente resultados de una encuesta nacional del año 2007, agregando comentarios basados en un reciente análisis de datos agregados de las elecciones de Diputados en la ciudad de Buenos Aires del año 2009.<sup>3</sup> La encuesta está basada en una muestra estratificada en múltiples etapas (con selección aleatoria en todas las etapas) de 3313 casos, de 18 años y más (sean ciudadanos argentinos o no). Se interrogó a la muestra sobre su comportamiento electoral en las elecciones presidenciales de 1995, 1999 y 2003. Los que podían votar en 1995 eran personas de unos 30 años o más en 2007, los que podían votar en 1999 eran personas de unos 26 años o más en 2007 y los que podían votar en 2003 eran personas de unos 22 años o más en 2007. Téngase presente esta circunstancia, ya que no se trata de encuestas post-electorales inmediatamente posteriores a cada comicio.<sup>4</sup>

<sup>2</sup> Para la ciudad de Buenos Aires y el municipio de La Matanza (provincia de Buenos Aires), hay un análisis de la abstención electoral según datos por mesas y por encuestas, realizado por Darío Canton (1986).

<sup>3</sup> Nótese que todos los ciudadanos argentinos, independientemente del sexo, nivel educativo, ingreso, propiedad, etc., están automáticamente incluidos en el padrón y obligados a votar desde los 18 hasta los 69 años (el artículo 12 del Código Nacional Electoral exime a los ciudadanos de este deber cuando alcanzan la edad de 70 años o se encuentran, el día de la votación, a más de 500 kilómetros de su lugar de domicilio). Se votaba en mesas de entre 300 y 400 votantes, separadas por sexo, que se reúnen generalmente en escuelas o edificios oficiales. (Hoy ya se vota en mesas sin distinción por sexos.)

<sup>4</sup> La encuesta fue realizada por el Centro de Estudios de Opinión Pública de la Universidad de Buenos Aires (CEDOP-UBA), en ese entonces bajo mi dirección, a partir de subsidios de investigación que me otorgaron personalmente la Universidad de Buenos Aires y la Agencia Nacional de Promoción Científica y Tecnológica, para un estudio sobre estratificación y movilidad social en Argentina.

Antes de avanzar, es de interés recordar características de las instancias electorales a considerar. En 1995 es reelecto presidente Carlos Menem, luego de un acuerdo con el jefe de la oposición Raúl Alfonsín, para modificar la Constitución, que reducía el mandato presidencial de 6 a 4 años y permitía la reelección. Se señalaba que en ese momento la situación económica, luego de la etapa de privatizaciones lanzadas por Menem, comenzaba a mostrar signos de preocupación, llevando a observadores a especular que el voto por Menem era una especie de “voto cuota”, porque una amplia mayoría estaba endeudada -una ley de convertibilidad fijaba la equivalencia 1 dólar igual 1 peso- y temían que una posible devaluación los dejaría en situación ruinoso. O sea, Menem aparecía como una garantía de que ello no ocurriría, al menos por un plazo mayor. Las elecciones de 1999 tienen lugar en un contexto en que empiezan a agudizarse los problemas económicos, hay un enfrentamiento entre Menem que interpretaba que la Constitución le permitía un nuevo mandato y el jefe del peronismo en ese momento, Eduardo Duhalde, finalmente candidato peronista, que contaba con el “disfavors” del presidente saliente y perteneciente a su mismo partido. Por el otro lado, se forma una importante alianza opositora, conocida popularmente como “la Alianza”, entre el principal partido tradicional de la oposición al peronismo (la Unión Cívica Radical) y una creciente fuerza surgida del peronismo y alejada del mismo por discrepancias con la orientación “oficial” (Frente para un País Solidario). Una elección interna dentro de esta Alianza es ganada por el candidato radical, Fernando de la Rúa, quien, entre otras cosas frente a las desavenencias del oficialismo, resulta electo presidente en 1999. Un conjunto de circunstancias adversas, políticas y económicas, más acusaciones de soborno a senadores, llevaron primero a la renuncia del vice-presidente, y luego, después de hechos algo dudosos de protestas populares, saqueos y graves hechos callejeros con heridos y muertos tanto en municipios del Gran Buenos Aires como en la Capital Federal, termina renunciando en 2001 el presidente Fernando de la Rúa. Vienen luego diversos vaivenes dentro del peronismo, con varios ocupantes de la presidencia por corto plazo, hasta que se hace cargo Eduardo Duhalde. Su evaluación de la situación lo lleva a no postularse a la presidencia y a buscar candidatos que pudiesen enfrentar exitosamente la anunciada candidatura de Carlos Menem. Para evitar internas en el Partido Justicialista, que supuestamente las hubiera ganado Menem, el peronismo se presenta con tres candidatos a la presidencia, sin que ninguno detentara el rótulo oficial del partido. Prácticamente terminan empatados Menem (24,4%) y Néstor Kirchner (22,2%), candidato de Duhalde. Como las encuestas mostraban en una segunda vuelta una abrumadora mayoría a favor de Kirchner —*en contra de Menem en realidad*—, Menem no se presenta al “ballotage” y es ungido presidente Kirchner en 2003, candidato un tanto desconocido pero que hubiese acumulado el voto anti-Menem en esa eventual segunda vuelta.

Luego de la muy breve presentación del cuadro político de las elecciones en consideración, pasamos a una primera descripción de los perfiles de votantes y no votantes en el Cuadro 1. Esta descripción se limita a las elecciones presidenciales de 2003, por ser la

más reciente respecto de la fecha de la encuesta, lo que implicaba eliminar menos casos de la muestra.

CUADRO I: MEDIA Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE VARIABLES SELECCIONADAS PARA VOTANTES Y NO VOTANTES EN LAS ELECCIONES PRESIDENCIALES DE 2003. PORCENTAJES DE VOTANTES Y NO VOTANTES POR SEXO, IDENTIDAD DE CLASE Y CLASE SOCIAL OBJETIVA. PERSONAS DE 22 AÑOS Y MÁS EN 2007.

| Variables seleccionadas:                      | Media            | Desv. est.      | N     |
|---|------------------|-----------------|-------|
| <i>Escala Social (I bajo – 10 alto)</i>       | 5,34             | 1,81            | 2714  |
| Votantes                                      | 5,40             | 1,78            | 2342  |
| No votantes                                   | 4,97             | 1,94            | 372   |
| <i>Clases EGP (II) [I alto; II bajo]</i>      | 5,87             | 3,24            | 2508  |
| Votantes                                      | 5,82             | 3,27            | 2189  |
| No votantes                                   | 6,18             | 3,01            | 319   |
| <i>Status Ocupacional (ISEI) Escala 0-100</i> | 37,39            | 15,75           | 2508  |
| Votantes                                      | 37,63            | 15,85           | 2189  |
| No votantes                                   | 35,79            | 14,97           | 319   |
| <i>Prestigio Ocupacional – Escala 0-100</i>   | 37,19            | 12,83           | 2508  |
| Votantes                                      | 37,40            | 12,88           | 2189  |
| No votantes                                   | 35,71            | 12,42           | 319   |
| <i>Años de Educación completados</i>          | 10,53            | 4,31            | 2726  |
| Votantes                                      | 10,66            | 4,29            | 2352  |
| No votantes                                   | 9,71             | 4,36            | 374   |
| <i>Ingreso Encuestado</i>                     | 1362,52          | 1539,43         | 2066  |
| Votantes                                      | 1410,77          | 1608,25         | 1782  |
| No votantes                                   | 1059,84          | 953,28          | 284   |
| <i>Escala Izquierda-Derecha (1-7)</i>         | 3,98             | 1,13            | 2046  |
| Votantes                                      | 4,00             | 1,13            | 1836  |
| No votantes                                   | 3,89             | 1,14            | 210   |
| <i>Sexo</i>                                   | Varones          | Mujeres         | Total |
| Votantes                                      | 83,6%            | 88,4%           | 86,3% |
| No votantes                                   | 16,4%            | 11,6%           | 13,7% |
| <i>Identidad de Clase</i>                     | Baja / MediaBaja | Media-MediaAlta | Total |
| Votantes                                      | 82,3%            | 89,1%           | 86,3% |
| No votantes                                   | 17,7%            | 10,9%           | 13,7% |
| <i>Clase (dicotómica)</i>                     | Manual           | No Manual       | Total |
| Votantes                                      | 87,8%            | 87,0%           | 87,3% |
| No votantes                                   | 12,2%            | 13,0%           | 12,7% |

Típico de elecciones con voto obligatorio, aunque sin sanciones especificadas para los infractores, el porcentaje de no votantes es bajo —aunque creciente en los últimos tiempos—, lo que de alguna manera limita su exploración.<sup>5</sup> Tanto para 2003 como para las otras dos elecciones, tomamos el porcentaje de no votantes *específicamente puntualizado como tal en la encuesta* por quienes respondieron, inferior al real si se toma en cuenta, entre otras cosas, que el porcentaje de no recuerdo del comportamiento electoral es atendible. Téngase presente que la concurrencia a elecciones presidenciales es más alta que cuando se trata de elecciones intermedias de representantes.

Los *no votantes* parecen ser de niveles relativamente más bajos que los votantes: *a*) su promedio de auto-ubicación en una escala social<sup>6</sup> es menor que el de los votantes; *b*) su promedio en el esquema de 11 clases EGP (después de Erikson, Goldthorpe y Portocarero)<sup>7</sup> es mayor, teniendo en cuenta que el número asignado a las categorías aumenta a medida que disminuye el nivel de clase social; su status ocupacional es ligeramente inferior;<sup>8</sup> su puntaje de prestigio ocupacional es igualmente algo inferior;<sup>9</sup> tienen un promedio inferior de años de educación completados; su promedio de ingresos es menor; se identifican más con la clase baja o la media baja, aunque no hay diferencias entre manuales y no manuales cuando se considera dicotómicamente la clasificación ocupacional o de clases. Casi no hay diferencias entre votantes y no votantes en cuan-

<sup>5</sup> En las tres elecciones consideradas tomamos el porcentaje que sin dudas se puede señalar en la encuesta como “no votantes”, porcentaje inferior a los no votantes reales. El porcentaje oficial de votantes fue 82,1% en 1995, en 1999 82,3% y 78,2% en 2003. En la encuesta, con las dudas de los que no recuerdan o no especifican, el porcentaje de votantes en 1995 da 88,6% de los que recuerdan su comportamiento, en 1999 da 90,1% y en 2003 el porcentaje de votantes es 86,3% de los que recuerdan cómo votaron. En 1995 un 23% de los de 30 años y más dicen no recordar su comportamiento electoral. En 1999, hay un 17% de los de 26 años y más que no especifica su comportamiento electoral. En 2003, los de 22 años y más que no recuerdan su comportamiento electoral son también un 17%. En los resultados oficiales baja de forma importante el porcentaje de votantes, lo que puede ligarse a la grave crisis de 2001 y al grito en ese momento, referido a la clase política, pidiendo “que se vayan todos”. Algunos denominaron al no voto de 2003 como “voto bronca”. Por supuesto, también podría reflejar una tendencia general. En 2007 votó un 72,8%, menos que en 2003. Torcal y Medina (2007) ofrecen interesantes hipótesis sobre los vaivenes del abstencionismo, sus anclajes sociales y los crecimientos y disminuciones del caudal electoral del PSOE y el PP según varíe la abstención (“cuando aumenta [el voto del PSOE], la abstención disminuye” (p. 8). La dificultad de explorar estas hipótesis a nivel local es la no definición de un sistema casi bi-partidista como en España.

<sup>6</sup> La pregunta de encuesta era la siguiente: “En nuestra sociedad hay grupos que tienden a estar en la parte más alta y grupos que tienden a estar en la parte más baja. ¿Dónde se ubicaría usted en esta escala?” (Se muestra escala con peldaños de 1 a 10, de más bajo a más alto).

<sup>7</sup> Las clases del esquema son: I. Profesionales, administradores y funcionarios superiores; II. Profesionales, administradores y funcionarios de nivel inferior; IIIa. No manuales rutinarios de nivel superior; IIIb. No manuales rutinarios de nivel inferior; IVa. Autónomos con empleados; IVb. Autónomos sin empleados; IVc. Autónomos rurales; V. Supervisores manuales; VI. Obreros calificados; VIIa. Obreros semi y no calificados y VIIb. Trabajadores rurales. Los números romanos corresponden a la presentación del esquema EGP y en la encuesta fueron codificadas de 1 a 11.

<sup>8</sup> Se usa la escala ISEI (International Socio-Economic Index of Occupational Status), construida según algoritmo de Harry Ganzeboom para ocupaciones codificadas a cuatro dígitos de la Clasificación Internacional Estándar-1988 de la Oficina Internacional del Trabajo.

<sup>9</sup> Se usa una escala de prestigio elaborada por Acosta y Jorrot (2004), cuya correlación simple con la escala internacional estándar de Treiman es muy alta, al igual que su correlación con la escala ISEI.

to a su auto-ubicación en una escala espacial izquierda-derecha. Finalmente, hay una proporción mayor de no votantes entre los varones que entre las mujeres. Nótese que en este cuadro *hemos prestado atención a tendencias sistemáticas en las diferencias*, más que fijarnos en la significación estadística de tales diferencias.

Una vez presentada esta descripción general, nos preocupamos por explorar las bases sociales, además de otras variables de interés, de los que no concurrieron a las urnas. Recurrimos a ecuaciones de regresión logística, donde la variable dependiente es igual a 1 si no votaron (las chances o el logaritmo de las chances de no votar) ya sea en 1995, 0 en 1999, o en 2003, igual a 0 en otro caso para cada elección.

En la primera ecuación que consideramos, recurrimos a variables sociodemográficas como variables independientes exclusivas. Los resultados se presentan en el Cuadro 2. Prestaremos básicamente atención, en todas las ecuaciones consideradas, al signo y significación de los coeficientes de regresión.<sup>10</sup>

CUADRO 2. ECUACIONES DE REGRESIÓN LOGÍSTICA. VARIABLES DEPENDIENTES: ABSTENCIÓN ELECTORAL EN 1995, EN 1999 Y EN 2003. VARIABLES INDEPENDIENTES: VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS SELECCIONADAS. ENCUESTA DE 2007.

| Variables sociodemográficas         | Elecciones 1995 |        | Elecciones 1999 |        | Elecciones 2003 |        |
|-------------------------------------|-----------------|--------|-----------------|--------|-----------------|--------|
|                                     | Coefficientes   | Exp(B) | Coefficientes   | Exp(B) | Coefficientes   | Exp(B) |
| Sexo (Varón = 1)                    | 0,271           | 1,312  | 0,425*          | 1,530  | 0,462**         | 1,588  |
| Edad (en años)                      | -0,012          | 0,988  | -0,019**        | 0,982  | -0,010°         | 0,990  |
| Años de educación                   | -0,030          | 0,971  | -0,036          | 0,964  | -0,058*         | 0,943  |
| Status ocupacional                  | -0,007          | 0,993  | -0,004          | 0,996  | 0,008           | 1,008  |
| LN ingresos                         | -0,036          | 0,965  | -0,264*         | 0,768  | -0,198*         | 0,820  |
| Constante                           | -0,859          | 0,424  | 0,586           | 1,797  | -0,041          | 0,960  |
| -2 log de la verosimilitud          | 1015,219        |        | 1097,449        |        | 1478,187        |        |
| Pseudo R <sup>2</sup> de Nagelkerke | 0,014           |        | 0,031           |        | 0,027           |        |
| Porcentaje global                   | 89,0%           |        | 90,9%           |        | 84,8%           |        |

°  $p < 0,10$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

<sup>10</sup>Recuérdese que si edad tiene un coeficiente negativo significativo (-0,019 en 1999), ello implica que el incremento de 1 año en edad disminuye el logaritmo de las chances [logged odds] de abstenerse de votar por 0,019. En el caso de sexo (varón = 1), en 1999 y 2003 el logaritmo de las chances de no votar sería más de 0,4 más alto para los varones que para las mujeres (ver Pompel 2000). Es decir, tenderían a abstenerse menos las mujeres y las personas de mayor edad. Indica Pompel (p. 36), que para el caso de variables independientes continuas, es de interés también “traducir los coeficientes en efectos sobre las chances” de no votar [en nuestro caso]. Agrega Pompel que si se sustrae uno de Exp(B) y se multiplica por 100, “muestra el porcentaje de cambio en las chances” de no votar [en nuestro caso] por el cambio de una unidad en X”. En el caso de años de educación en 2003, un incremento de 1 año de educación reduciría las chances de no votar por un múltiplo de 0,943, o por un 5,7% (0,943 - 1 x 100 = -5,7, (manteniendo la terminología de Pompel). Por razones de espacio, sólo en algunas ecuaciones presentaremos los valores de Exp(B). Un interesado puede calcularlo directamente desde los coeficientes de regresión.

Como una digresión, señalemos que usaremos, como una simplificadora “licencia del lenguaje”, expresiones tales como “vinculación”, “presencia”, “impacto”, etc., en nuestra lectura de los resultados de las regresiones. Para las elecciones presidenciales de 1995 (encuestados de 30 años y más en 2007), no hay variables sociodemográficas significativas. En 1999 (encuestados de 22 años y más en 2007), la abstención electoral se vincula a los varones, a la menor edad y a los menores ingresos (el coeficiente es negativo significativo para edad y logaritmo de los ingresos del encuestado). En 2003 se vincula también a los varones, de alguna manera a la menor edad, vinculándose igualmente a la menor educación y a los menores ingresos. Para un conjunto de seis países europeos considerados en Aarts y Wessels (p. 71), estudio basado tanto en datos agregados como datos de encuestas, la edad tiene un impacto positivo significativo sobre el voto (respecto del no voto) en los seis países, mientras la educación lo alcanza en cuatro países (no es significativa en Gran Bretaña y Dinamarca). En nuestro caso, sólo en 2003 tanto la edad como la educación se aproximan a un nivel de significación ( $p < 0,10$  para edad,  $p < 0,05$  para educación) negativo con la abstención (respecto de la concurrencia a votar).

En resumen, según parte de los resultados precedentes --y en consonancia con los valores descriptivos del Cuadro 1 para 2003-- los no votantes argentinos estarían en línea con perfiles internacionales sobre este grupo: los no votantes tenderían a ser de mayor edad, de menor educación y de menores ingresos. Aunque estos resultados no serían claramente consistentes para las tres elecciones consideradas.

En una segunda ecuación, exploramos el peso de clase social, controlando por sexo, edad y educación, según Cuadro 3, intentando analizar el rol de una variable históricamente estratégica para el voto como la clase social.<sup>11</sup>

CUADRO 3. ECUACIONES DE REGRESIÓN LOGÍSTICA. VARIABLES DEPENDIENTES: ABSTENCIÓN ELECTORAL EN 1995, EN 1999 Y EN 2003. VARIABLES INDEPENDIENTES: ALGUNAS VARIABLES SOCIODEMOCRÁFICAS Y CLASE SOCIAL. ENCUESTA DE 2007.

| Variables socio-demográficas<br>y clase social: | Elecciones 1995     |        | Elecciones 1999 |        | Elecciones 2003     |        |
|---|---------------------|--------|-----------------|--------|---------------------|--------|
|   | Coeficientes        | Exp(B) | Coeficientes    | Exp(B) | Coeficientes        | Exp(B) |
| Sexo (Varón = 1)                                | 0,027               | 1,028  | 0,309*          | 1,362  | 0,321*              | 1,378  |
| Edad (en años)                                  | -0,010              | 0,990  | -0,010          | 0,990  | -0,010 <sup>o</sup> | 0,990  |
| Años de educación                               | -0,047 <sup>o</sup> | 0,954  | -0,076**        | 0,927  | -0,040*             | 0,961  |
| I-II Clase de Servicios (Refer.)                | ---                 | ---    | ---             | ---    | ---                 | ---    |
| III No manual rutinario                         | -0,071              | 0,932  | 0,300           | 1,350  | 0,066               | 1,068  |
| IVab Peq. Burguesía (no rural)                  | 0,685*              | 1,984  | 0,096           | 1,100  | 0,628**             | 1,873  |
| V-VI Obreros calificados                        | -0,071              | 0,931  | 0,017           | 1,017  | -0,085              | 0,919  |
| VIIa Obreros no calificados                     | -0,162              | 0,851  | -0,092          | 0,912  | 0,140               | 1,151  |
| IVc-VIIb Rurales                                | -0,686              | 0,504  | 0,385           | 1,470  | 0,006               | 1,006  |

<sup>11</sup> En línea con nuestros hallazgos empíricos con Darío Canton sobre este tema, puede verse un trabajo reciente de Lupu y Stokes (2009: 58-87).

|                                     |          |       |          |       |          |       |
|-------------------------------------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| Constante                           | -1,256*  | 0,285 | -1,315*  | 0,268 | -1,413** | 0,243 |
| -2 log de la verosimilitud          | 1240,121 |       | 1376,901 |       | 1869,975 |       |
| Pseudo R <sup>2</sup> de Nagelkerke | 0,030    |       | 0,021    |       | 0,030    |       |
| Porcentaje global                   | 85,7%    |       | 91,1%    |       | 83,3%    |       |

<sup>o</sup>  $p < 0,10$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

En las elecciones de 1995, salvo la insinuación de un efecto de la menor educación sobre la abstención ( $p < 0,10$ ), es la presencia de la pequeño burguesía no rural, respecto de la clase en la cúspide de la jerarquía que se toma como referencia --la clase de servicios-- la que tiene un peso positivo sobre la abstención electoral. En 1999 la abstención se vincula a la presencia de varones y de personas con menos años de educación completados, sin que la clase social muestre efectos. La abstención electoral en 2003 también se asocia a la presencia de varones y de personas con menos años de educación, pero ahora la pequeño burguesía no rural vuelve a tener efectos positivos sobre la abstención electoral, siempre respecto de la presencia de la clase de servicios. O sea, tanto en 1995 como en 2003 clase social, dada por la presencia positiva de la pequeño burguesía no rural frente a la clase de servicios, tiene efectos sobre las mayores chances de no voto. Y puede agregarse, de paso, que en todas estas elecciones la mayor educación se vincula a una menor abstención, apoyando *en parte* la hipótesis de que el crecimiento de la educación formal disminuye el ausentismo en las urnas (Aarts y Wessels, 2002: 65).

En una ecuación adicional (Cuadro 4), se introducen variables de otra naturaleza, manteniendo el control por sexo y edad. Esas variables son identidad de clase (=1 si se identifican con la clase baja exclusivamente, =0 en otro caso), ideología o auto-ubicación en una escala izquierda-derecha (es una escala de 7 puntos, reducida a 5 por los muy escasos valores en 1 y en 7, comenzando por 1 en la izquierda y terminando con 5 en la derecha), valores materialistas (1 = materialismo, 0 en otro caso)<sup>12</sup>, y tradición electoral sólo para la ecuación de 2003, correspondiendo el valor 1 si votaron por el peronismo tanto en 1995 como en 1999, el valor 0 en otro caso.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> La pregunta de cuestionario era: “Entre los objetivos que la Argentina debería proponerse para los próximos diez años, hay algunos que la gente considera más importantes que otros. Del siguiente listado, ¿cuál le parece a usted el más importante? ¿Y cuál le seguiría en importancia?” Las alternativas eran: 1) “Mantener el orden en la Nación”, 2) “Aumentar la participación de los ciudadanos en las decisiones importantes del gobierno”, 3) “Mantener la estabilidad de los precios” y 4) “Proteger la libertad de expresión”. La 1 y 3 eran indicadoras de “materialismo”. La variable toma el valor 1 si las elegidas en 1º y 2º lugar son las alternativas 1 y 3, el valor 0 en otro caso.

<sup>13</sup> No contamos con preguntas sobre interés en la política. Si se usa un sustituto, como la pregunta sobre si siguen habitualmente noticias sobre política en los medios, no alcanza significación alguna.

CUADRO 4. ECUACIONES DE REGRESIÓN LOGÍSTICA. VARIABLES DEPENDIENTES: ABSTENCIÓN ELECTORAL EN 1995, 1999 Y 2003. VARIABLES INDEPENDIENTES: VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS, IDEOLÓGICAS, ELECTORALES Y DE VALORES. ENCUESTA DE 2007.

| Variables seleccionadas:                  | Elecciones consideradas |               |               |               |
|---|-------------------------|---------------|---------------|---------------|
|   | 1995                    | 1999          | 2003 (a)      | 2003 (b)      |
|   | Coefficientes           | Coefficientes | Coefficientes | Coefficientes |
| Sexo (Varón = 1)                          | 0,227                   | 0,249         | 0,435**       | 0,238         |
| Edad en años                              | -0,018 <sup>o</sup>     | -0,018*       | -0,013*       | 0,006         |
| Identidad de Clase (1=Baja)               | 0,870***                | 1,031***      | 0,609**       | 0,602*        |
| Ideología (Escala Izquierda-Derecha 1-5)  | 0,021                   | 0,023         | -0,053        | -0,123        |
| Materialismo                              | 0,257                   | 0,163         | 0,141         | -1,543***     |
| Tradición electoral (1=PJ 1995 y PJ 1999) | ---                     | ---           | ---           | 0,099***      |
| Constante                                 | -2,062***               | -2,069***     | -1,820***     | -2,238***     |
| -2 log de la verosimilitud                | 788,872                 | 1052,877      | 1313,613      | 957,090       |
| Pseudo R <sup>2</sup> de Nagelkerke       | 0,030                   | 0,040         | 0,025         | 0,052         |
| Porcentaje global                         | 92,3%                   | 91,2%         | 89,06%        | 90,2%         |

(a) Encuestados de 22 años y más; b) Encuestados de 31 años y más.

<sup>o</sup>  $p < 0,10$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

El efecto positivo de los varones sobre la abstención electoral sólo se refleja en la ecuación de 2003 (encuestados de 22 años y más), mientras el efecto negativo de la edad se da en las tres elecciones (más tenue en 1995), desapareciendo cuando para 2003 se consideran personas de 30 años y más. No es un efecto marcado el de la edad, pero tiende a ser consistente, en el sentido que la mayor edad disminuye las chances de no concurrir a votar.

La identidad con la clase baja es la que exhibe un efecto positivo bien marcado sobre la abstención, disminuyendo cuando para 2003 se consideran las personas de 30 años y más en 2007. La ideología, según ubicación en una escala izquierda-derecha, no tiene relevancia en la abstención. La preferencia por indicadores de valores materialistas se vincula más a la concurrencia electoral en un único caso, para las elecciones de 2003. Finalmente, la tradición electoral peronista, que sólo puede considerarse para las elecciones de 2003 (y personas de 30 años y más en 2007), tiene un fuerte efecto positivo sobre la abstención electoral de ese momento.<sup>14</sup>

<sup>14</sup> Sólo se considera para las elecciones de 2003 porque para hablar de “tradición” hacía falta al menos el comportamiento electoral en dos elecciones previas. Y ello implicaba considerar las personas de 30 años y más en la encuesta de 2007, que eran los que tuvieron la posibilidad de votar o no en esas tres elecciones.

CUADRO 5. ECUACIONES DE REGRESIÓN LOGÍSTICA. VARIABLES DEPENDIENTES: ABSTENCIÓN ELECTORAL EN 1995, 1999 Y 2003. VARIABLES INDEPENDIENTES: TODAS LAS VARIABLES CONSIDERADAS PREVIAMENTE. ENCUESTA DE 2007.

| Todas las variables de las ecuaciones anteriores: | Elecciones consideradas: |                      |                      |
|---|--------------------------|----------------------|----------------------|
|   | 1995<br>Coeficientes     | 1999<br>Coeficientes | 2003<br>Coeficientes |
| Sexo (Varón = 1)                                  | -0,159                   | 0,487*               | 0,022                |
| Edad en años                                      | -0,031**                 | -0,029**             | -0,012               |
| Años de educación                                 | 0,027                    | 0,010                | 0,007                |
| Status ocupacional                                | 0,007                    | 0,005                | 0,011                |
| Ln ingresos encuestado                            | 0,051                    | -0,538***            | -0,109               |
| I-II Clase de servicios (Referencia)              | ---                      | ---                  | ---                  |
| III No manual rutinario                           | -0,491                   | 0,512                | -0,600               |
| IVab Pequeña burguesía (no rural)                 | 1,001*                   | 0,558                | 0,855*               |
| V-VI Obreros calificados                          | 0,236                    | 1,467°               | 0,397                |
| VIIa Obreros no calificados                       | 0,367                    | 0,195                | 0,418                |
| IVc-VIIb Cuenta propia y Obreros Rurales          | 0,086                    | -0,001               | 0,284                |
| Identidad de Clase (1=Baja)                       | 0,772*                   | 0,076                | -0,104               |
| Ideología (Escala Izquierda-Derecha 1-5)          | -0,162                   | -0,033               | -0,195°              |
| Materialismo                                      | 0,023                    | -0,141               | -0,339               |
| Constante   | -1,929                   | 1,583                | -1,188               |
| -2 log de la verosimilitud                        | 566,833                  | 685,652              | 708,322              |
| R <sup>2</sup> de Nagelkerke                      | 0,057                    | 0,062                | 0,045                |
| Porcentaje global                                 | 92,8%                    | 92,9%                | 91,5%                |

° p<0,10; \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001

Considerando, para cerrar este punto, el conjunto de las variables que integraron las ecuaciones anteriores (Cuadro 5), se señalan resultados para cada elección. Debe tenerse en cuenta, para estas ecuaciones con una cantidad importante de variables independientes, el problema de “ruidos” que podrían introducir en estos casos las altas vinculaciones entre tales variables independientes. En 1995, la edad afecta negativamente la abstención (respecto de los que concurren a las urnas), mientras que la presencia de la pequeño burguesía no rural (frente a la clase de servicios) y la identidad de clase baja afectan positivamente el no voto. En 1999 los varones (frente a las mujeres) tienen un peso positivo en el ausentismo, mientras que la edad y los ingresos lo afectan negativamente. En este caso, los obreros calificados (respecto de la clase de servicios) insinúan ( $p < 0,10$ ) un efecto positivo. En 2003, sólo la pequeño burguesía no rural (respecto de la clase de servicios) afecta positivamente las chances (o logaritmo de las chances) de no votar,

aunque la ubicación izquierda-derecha insinúa ( $p < 0,10$ ) un efecto negativo, en el sentido que estar más a la derecha disminuiría las chances de no votar.

Prestando atención a los resultados de estas últimas ecuaciones, si algo puede señalarse —cuando se considera el conjunto de variables— es la falta de pautas claras y sistemáticas tanto en las bases sociales como en otras diferenciaciones político-sociales del caudal de quienes se abstienen de concurrir a los comicios.

#### UN AGREGADO: LA ABSTENCIÓN EN LA CIUDAD DE BUENOS AIRES EN 2009

Una mirada complementaria a las bases sociales de la abstención electoral en el país —que no pretende ser particularmente comparativa con lo anterior (encuesta nacional, ambos sexos, datos retrospectivos de elecciones presidenciales)— se puede obtener de un estudio circunscripto a un distrito emblemático del país, como es la ciudad de Buenos Aires, en base a datos agregados a partir de los padrones electorales masculinos. El interés de las elecciones de diputados a considerar, las de 2009, es que hubo un importante aumento de la no concurrencia a las urnas (26% no votó). Si bien observadores de ese momento sugerían que el aumento de la abstención se vinculaba a que las elecciones se adelantaron al invierno y coincidieron con una epidemia de gripe A que tuvo atemorizada a la población porteña en ese momento, en las elecciones posteriores de 2011 la abstención sólo baja un poco (22,6%), esperable además porque es una elección en que se votó tanto para presidente como para legisladores, siendo común que en las elecciones presidenciales crezca el porcentaje de votantes. Cuando al principio de este punto mencionamos la no comparabilidad con la primera parte, ello debe llevar a pensar a este acápite como “una larga digresión adicional” sobre el tema del ausentismo electoral en el país, tomando en cuenta elecciones más recientes de un distrito crucial en Argentina.

Además de tratarse de datos circunscriptos a la ciudad de Buenos Aires, son por otra parte datos de naturaleza diferente, pero que la repetida experiencia del autor, ya sea propia o en colaboración con colegas, así como la de otros estudios, mostraron que eran datos —además de únicos— en los cuales en general se podía descansar. Y distintas evidencias “externas” agregaban una razonable confianza al respecto. Por otro lado, estimaciones a nivel individual a partir de datos agregados realizadas según metodologías más recientes (por ejemplo, propuesta de Gary King, 1997), mostraba resultados usualmente concordantes con lo mostrado por las correlaciones y regresiones ecológicas (entre otros, Canton y Jorrot, 2007). La posibilidad de trabajar con un número importante de unidades más pequeñas que las secciones electorales, 167 circuitos, ayuda en la medida de su posible menor variabilidad interna de las mismas.<sup>15</sup> De todas formas, no hay que perder de vista al fantasma de la “falacia ecológica”.

<sup>15</sup> La media de % de no votantes es 24,9, el mínimo es 16,2 y el máximo 38,1; la desviación estándar es 4,5 y el coeficiente de variabilidad llega a 18%.

A partir de correlaciones lineales simples, se observa (Cuadro 6) que la asociación del no voto con las categorías ocupacionales de los padrones masculinos muestra pautas variadas.<sup>16</sup>

CUADRO 6. CORRELACIONES LINEALES SIMPLES ENTRE CATEGORÍAS OCUPACIONALES Y ABSTENCIÓN ELECTORAL. PARA 167 CIRCUITOS DE LA CIUDAD DE BUENOS AIRES, ELECCIONES DE DIPUTADOS 2009. PADRÓN MASCULINO.

| Categorías ocupacionales y grupos de edad: | No Votantes |
|--|-------------|
| Obreros no calificados                     | 0,497***    |
| Obreros calificados                        | 0,067       |
| Oficios cuenta Propia                      | -0,088      |
| Empleados                                  | 0,043       |
| Comerciantes                               | 0,183*      |
| Técnicos                                   | 0,186*      |
| Estudiantes, profesionales y empresarios   | -0,344***   |

\*\*\* La correlación es significativa al nivel 0,001 (bilateral)

\*\* La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

\* La correlación es significativa al nivel 0,05 (bilateral).

Los sectores bajos manuales no calificados son los que exhiben una vinculación más fuerte con la no concurrencia a votar de los varones en la Capital Federal. Pero también sectores medios típicos independientes como comerciantes y técnicos, muestran correlación positiva significativa con el no voto, aunque en menor medida. Las categorías que expresan los sectores medio-altos, los estudiantes, profesionales y empresarios tienen una asociación negativa con la abstención electoral. Según estas correlaciones, las ocupaciones de nivel más bajo y las de nivel medio se asocian a la ausencia de las urnas, los sectores medio-altos a la presencia en las urnas.

Consideramos luego una regresión, con porcentajes de no votantes en los 167 circuitos de la ciudad de Buenos Aires como variable dependiente, y el mismo grupo anterior de categorías ocupacionales o de clases como variables independientes (Cuadro 7).

16 La construcción de categorías ocupacionales se basa en información ocupacional de los padrones. Con sus limitaciones, hemos mostrado en el pasado, en trabajos con Darío Canton, que tal elaboración es aceptable y útil. Si bien la conceptualización de tales categorías difiere de las usadas en las encuestas, las distinciones de clase aquí no son discordantes del sistema de estratificación que surge de los datos de encuestas. Por supuesto, este tema de las distintas categorizaciones deberá explorarse en el futuro.

CUADRO 7. REGRESIÓN DE ABSTENCIÓN ELECTORAL EN CATEGORÍAS OCUPACIONALES O DE CLASES. PARA 167 CIRCUITOS DE LA CIUDAD DE BUENOS AIRES, ELECCIONES DE DIPUTADOS 2009. PADRÓN MASCULINO.

| Categorías ocupacionales:                 | Coefficientes |
|---|---------------|
| (Constante)                               | 2,890         |
| Obreros no calificados                    | 2,308***      |
| Obreros calificados                       | -0,813        |
| Oficios cuenta propia                     | -1,608***     |
| Empleados                                 | 0,010         |
| Comerciantes                              | 3,417***      |
| Técnicos                                  | 4,743***      |
| Estudiantes , profesionales y empresarios | 0,101         |
| R <sup>2</sup> corregido                  | 0,740         |

\*\*\*  $p < 0,001$

Ahora la regresión múltiple muestra una presencia negativa de obreros calificados y oficios manuales (sólo la última significativa) sobre el no voto, a la vez que el sector medio más de tipo independiente (técnicos y comerciantes) muestra efectos positivos, no así el sector medio dependiente (empleados).<sup>17</sup>

Entonces, a partir de la ecuación precedente podemos destacar la variabilidad de las bases sociales de los no votantes masculinos, caracterizados tanto por la presencia del sector más bajo como de los sectores medios. Serían los obreros manuales calificados y oficios manuales cuenta propia los que estarían básicamente alejados del ausentismo electoral, particularmente los últimos. Es decir, de los sectores manuales que habíamos visto en el pasado ligados a la no concurrencia a las urnas en este caso serían sólo los menos calificados los que muestran tal tesitura.<sup>18</sup> Los calificados y cuentapropistas parecen ser los particularmente vinculados a la *asistencia a los comicios* en la ciudad de Buenos Aires.<sup>19</sup>

<sup>17</sup> No se consideran en las ecuaciones los sin ocupación, los casos confusos, los militares, sacerdotes, rentistas, jubilados y pensionados, además de los que figuran como agricultores por su muy limitada presencia en la ciudad. El porcentaje de las ocupaciones consideradas en la ecuación se calculó sobre el total de inscritos en cada circuito.

<sup>18</sup> Cuando se corre una ecuación de regresión por pasos (porcentaje de no votantes como variable dependiente) con las distintas categorías ocupacionales, en el primer paso entran de forma positiva los manuales no calificados y en el segundo paso se agregan con signo negativo los manuales calificados. Tendríamos un “comportamiento” con signos contrarios de los trabajadores manuales al dividirlos según su calificación

<sup>19</sup> En general, los resultados son coincidentes con análisis previos de abstención para elecciones entre 1983 y 1999 según datos de muestras de mesas de la ciudad de Buenos Aires y de la provincia de Buenos Aires (Canton y Jorrat, 2003: 187-201).

Como puede notarse, para los datos agregados de las elecciones de diputados de 2009 en la ciudad de Buenos Aires, la no concurrencia a las urnas está claramente vinculada a clase social según las correlaciones simples, de forma positiva con los sectores más bajos (obreros no calificados y rurales) y sectores medios (empleados y comerciantes), de forma negativa con los segmentos medio-altos y altos (profesionales y empresarios), mientras que los trabajadores manuales calificados exhiben un coeficiente negativo no significativo. Cuando se pasa a las regresiones tomando las ocupaciones, son los obreros no calificados y las categorías vinculadas a la pequeño burguesía (técnicos y comerciantes) las que tienen un efecto positivo significativo. Lo que *sugeriría* una aproximación a los resultados de las regresiones logísticas de las encuestas nacionales, donde era la pequeño burguesía la clase que mostraba un efecto positivo significativo sobre el no voto. Con las excepciones marcadas, tanto los datos nacionales como los posteriores de la ciudad de Buenos Aires no indicarían una dependencia clara del ausentismo con clases sociales particulares. Por supuesto, esta “comparación” es especulativa.

#### OBSERVACIONES FINALES

En la primera parte, al analizar datos de una encuesta nacional los efectos de clase social sobre la abstención electoral sólo correspondían a la pequeño burguesía no rural, en referencia a la clase superior en la jerarquía, la clase de servicios (y esto sólo para dos de las tres elecciones consideradas). Y en el acápite para las recientes elecciones de diputados en la ciudad de Buenos Aires y a partir de datos agregados, son los técnicos y comerciantes (parte de lo que podría denominarse pequeño burguesía) los que se vinculan al ausentismo electoral.<sup>20</sup>

Se puede señalar que la ausencia de las urnas, a pesar de ser creciente en un sistema de voto obligatorio como el de Argentina, no exhibe en estos últimos tiempos –salvo algunas excepciones- pautas definidas de clivajes sociales, en particular clase social.<sup>21</sup> Esto no implica coincidir con Anduiza Perea (2002: 643-673), quien parece indicar que esto constituiría “una cuestión crucial ...si tanto los votantes como los no votantes tienen un perfil sociodemográfico similar (es decir, las variables sociodemográficas no ayudan a distinguir entre votantes y no votantes). En este caso no habría un reforzamiento de la desigualdad social” (p. 647). Ni tanto, ni tan poco. Lo que sí podría llegar a *sugerirse* es que estos resultados estarían más dentro de la perspectiva o hipótesis que enfatiza “la naturaleza contextual de la concurrencia electoral”, es decir, que el voto de los ciudadanos dependería de “las alternativas que les ofrecen los partidos políticos”, lo que subrayaría “el lado de la oferta del proceso electoral” (Aarts y Wessels, 2005: 64).

<sup>20</sup> Como una especie de “acotación al margen”, podría decirse que una posible asociación de “clientelismo político” con estrategias que favorezcan una mayor presencia diferencial de los sectores bajos en las urnas no se cumplirían en el caso argentino, para las elecciones consideradas, en particular las presidenciales.

<sup>21</sup> Creemos que las observaciones sobre que los votantes obligados a concurrir a las urnas sin estar interesados se comportarían aleatoriamente al emitir su voto por un partido --lo que no se consideraría sano para el sistema político-electoral--, no cuentan con un sustento empírico atendible.

De todas formas, se puede apoyar la idea de que la obligatoriedad del voto parece ayudar a una cierta nivelación social del electorado. Cerramos con una opinión más fuerte en este sentido, emitida para el caso australiano, que es la afirmación con que Louth y Hill concluyen su trabajo: “Sin el voto obligatorio, la democracia australiana luciría muy diferente. La concurrencia a los comicios sería considerablemente más baja y la participación en el voto sería mucho menos representativa socialmente que lo que lo es hoy” (p. 34).

#### BIBLIOGRAFÍA

- Aarts, Kees y Bernhard Wessels. 2005. “Electoral Turnout”, en Jacques Thomassen (ed.) *The European voter. A comparative study of modern democracies*. New York: Oxford University Press, pp. 63-83.
- Acosta, Luis R. y Jorge Raúl Jorrat. 2004. *Escalas de prestigio y de status socioeconómico de las ocupaciones*. Buenos Aires: Dunken.
- Anduiza Perea, Eva. 2002. “Individual characteristics, institucional incentives, and electoral abstention in Western Europe”. *European Journal of Political Research* Vol. 41, pp. 643-673.
- Chong, Alberto y Mauricio Olivera. 2005. “On Compulsory Voting and Income Inequality in a Cross-Section of Countries”. *Documento de Trabajo N° 533*. Banco Interamericano de Desarrollo, Departamento de Investigación. Washington DC.
- Canton, Dario. 1986. *El pueblo legislador*. CICSO-CEDAL: Buenos Aires.
- Canton, Dario y Jorge Raúl Jorrat. 2003. “Abstention in Argentine Presidential Elections, 1983-1999”. *Latin American Research Review*, Vol. 38, N° 1; pp. 187-201.
- Canton, Darío y Jorge Raúl Jorrat. 2007. *Elecciones en la ciudad. 1864-2007. Tomo III (1983-2007)*. Instituto Histórico de la Ciudad de Buenos Aires. Buenos Aires.
- Jackman, Robert W. y Roos A. Miller. 1995. “Voter Turnout in the Industrial Democracies During the 1980’s”. *Comparative Political Studies* Vol. 27, N° 4, pp. 467-492.
- Lijphart, Arend. 1997. “Unequal Participation: Democracy’s Unresolved Dilemma.” *American Political Science Review* Vol. 91, N° 1, pp. 1-14.
- Louth, Jonathon y Lisa Hill. 2005. “Compulsory voting in Australia: Turnout with and without it”. *Australian Review of Public Affairs* Vol. 6, N° 1, pp. 25-37.
- Lupu, Noam y Susan C. Stokes. 2009. “The Social Bases of Political Parties in Argentina, 1912-2003”. *Latin American Research Review* Vol. 44, N°1, pp. 58-87.
- King, Gary. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem*. Princeton: Princeton University Press.

- Martínez, Michael D. 2008. "Voters and Nonvoters in Canadian Federal Elections". Trabajo presentado al Annual Meeting of the Canadian Political Science Association. Vancouver, junio 4-6.
- McAllister, Ian. 1986. "Compulsory Voting, Turnout, and Party Advantage in Australia." *Politics* Vol. 21, pp. 89-93.
- Mackerras, Malcolm y Ian McAllister. 1999. "Compulsory voting, party stability and electoral advantage in Australia". *Electoral Studies* Vol. 18, N° 2, pp. 217-233.
- Pompel, Fred C. 2000. *Logistic Regression. A Primer*. Thousand Oaks, California: Sage.
- Seligson, Mitchell A., Annabelle Conroy, Ricardo Córdova Macías, Orlando Pérez, and Andrew Stein. 1995. "Who Votes in Central America? A Comparative Analysis." en: M.A. Seligson y J.A. Booth (eds.). *Elections and Democracy in Latin America, Revisited*. Chapel Hill: University of North Carolina Press, pp. 151-182.
- Torcal, Mariano y Lucía Medina. 2007. "La competencia electoral entre PSOE y PP: el peso de los anclajes de ideología, religión y clase". Ponencia. *VIII Congreso Español de Ciencia Política y de la Administración Política para un mundo en cambio*. Valencia.

JORGE RAÚL JORRAT

Doctor en Sociología, Universidad Estatal de Michigan. Investigador Principal del CONICET, Instituto de Investigaciones "Gino Germani", Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires. Sus trabajos se centran en estudios de estratificación y movilidad social, además de sociología electoral. Entre sus libros pueden mencionarse *Estratificación social y movilidad: un estudio del área Metropolitana de Buenos Aires* y tres tomos, con Darío Canton, sobre *Elecciones en la ciudad: 1864-2007*. Correo electrónico: rjorrat@gmail.com