

## PERFILES GENERACIONALES EN LAS PREFERENCIAS POLÍTICAS DE LOS URUGUAYOS

*Generational profiles in Uruguayans' political preferences*

Manuel Flores y Lucía Selios\*

**Resumen.** La evolución de las opiniones y actitudes de los individuos encierra una tensión entre la continuidad y el cambio. Cada persona tiende a modificar su visión en el correr de la vida, tanto por su envejecimiento como porque el acontecer social experimentado produce cambios en las preferencias de toda la población. Sin embargo, cada generación puede tener rasgos distintivos en esa evolución. Con datos de opinión pública (1995-2008) y mediante el enfoque APC, se analizan los perfiles por edad, período y cohorte para la autoidentificación ideológica y la intención de voto de los uruguayos. Se concluye que existen variaciones significativas en las preferencias políticas en cada componente y se identifican cuatro generaciones políticas, definidas por sus preferencias electorales, y marcadas por eventos históricos recientes.

**Palabras clave:** Edad-Período-Cohorte; generaciones; opinión pública; autoidentificación ideológica; voto.

**Abstract.** The evolution of opinions and attitudes of individuals comprises a tension between continuity and change. Each person tends to modify his/her points of view over the course of life. This occurs as result of aging and of the social events that influence the preferences of the entire population. However, each generation can show its distinctive features in regard to this evolution. Using public opinion polls (1995-2008) and the APC approach, this paper analyzes Uruguayan profiles for ideological self-identification and voting intention according to age, period and cohort. It is concluded that significant variations among political preferences exist in each of the components. In addition, four political generations are identified. They are defined by their electoral preferences and marked by recent historical events.

**Key words:** Age-Period-Cohort; generations; public opinion; ideological self-identification; vote.

---

\* Manuel Flores es Docente e Investigador en el Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. E-mail: manuel@decon.edu.uy. Lucía Selios es Docente e Investigadora en el Instituto de Ciencia Política, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. E-mail: lselios@gmail.com

## Introducción

La evolución de las opiniones y actitudes de los individuos encierra una tensión entre la continuidad y el cambio que ha sido analizada desde muy distintos ángulos en las ciencias sociales. Cada persona tiende a modificar su visión en el correr de la vida, tanto por su envejecimiento a lo largo del tiempo, como porque el acontecer social que le toca vivir produce cambios en opiniones y actitudes de los distintos miembros de la sociedad. Sin embargo, cada generación puede presentar características distintivas en la forma de atravesar las etapas de la vida y del acontecer social.

Cuando se observa la evolución temporal de opiniones y actitudes en un determinado país, se pueden diferenciar: (i) los cambios que alcanzan al conjunto de la población (alterando en cada *período* la distribución poblacional de opiniones para todas las edades); (ii) aquellos que resultan del proceso de envejecimiento de cada individuo (asociados a la *edad* de la persona) y (iii) los que surgen de la combinación de los anteriores: la edad en la que cada individuo ha atravesado los distintos períodos del acontecer social, coincidente para todos aquellos individuos que han nacido en un mismo período o –lo que es lo mismo– pertenecen a una misma *cohorte*. Así, la cohorte se define como el conjunto de individuos que ingresan al sistema en una misma edad, y que se supone que tendrán similitudes debido a experiencias compartidas que los diferencian de otras cohortes (Mason y Wolfinger 2001).

Es frecuente encontrar confusiones entre los conceptos de edad y cohorte, ya que para cada persona ambos coinciden cuando la observación se realiza para un único período en el tiempo. Sin embargo, al observar un número mayor de períodos se pueden apreciar las características específicas de cada cohorte al atravesar las diferentes edades. Por ejemplo, en 2010 se pueden observar las opiniones de los nacidos en 1990 a sus veinte años, y si en 2015 se reitera la observación se tendrá la opinión de esa misma cohorte a los veinticinco años de edad, y del mismo modo la opinión a los veinte años de aquellos nacidos en 1995.

De este modo, cuando se cuenta con un número importante de períodos de observación es posible discriminar la variación de las opiniones que se explican por envejecimiento, de aquellas que en cada período afectan al conjunto de la población, y de aquellas que caracterizan a cada cohorte en particular. Para realizar esa distinción en trabajos empíricos, se han desarrollado los modelos llamados de Edad/Período/Cohorte (APC, por su sigla en inglés), utilizados principalmente en áreas como sociología, demografía, economía, bioestadística o epidemiología.

Desde la perspectiva politológica el análisis de las actitudes políticas con el modelo APC contribuye a la comprensión del cambio en las posiciones de los ciudadanos, y al hacerlo puede aportar claridad en la interpretación de los comportamientos electorales. Sin embargo, su aplicación en la disciplina tiene muy escasos antecedentes, no existiendo trabajos que discriminen estos tres efectos en ningún estudio para Uruguay. En este artículo se estiman efectos de edad, período y cohorte en las preferencias políticas de los uruguayos, específicamente en el voto por partido y la autoidentificación ideológica.

La lectura habitual de los resultados de encuestas repetidas de opinión pública

sobre voto y autoidentificación ideológica interpreta directamente las variaciones coyunturales, que son explicadas a partir de las características del sistema político, la evolución de la oferta partidaria y los cambios en la realidad política, social y económica. También es frecuente el análisis de los mencionados resultados en su asociación con la edad de las personas, contemplando las diferencias existentes en las etapas del ciclo de vida<sup>1</sup>. Sin embargo, no es posible obtener conclusiones sobre el impacto de la renovación demográfica a partir de frecuencias por tramo de edad. Ello se debe a que en el transcurso del tiempo no son los jóvenes quienes ingresan a la población y los viejos los que salen de la misma, sino determinadas cohortes específicas que comienzan a atravesar la juventud o terminan de recorrer su vejez. Toda la literatura sobre el fenómeno generacional parte de la constatación de que en algunos fenómenos existen diferencias significativas en la forma en que cada cohorte atraviesa cada una de las etapas del ciclo vital.

Ello sucede, entre otras cosas, porque a nivel individual las actitudes políticas se construyen a lo largo de la vida (Rose y McAllister 1990) y, siguiendo a Oskamp (1991), se puede asumir que las opiniones políticas de cada ciudadano se sustentan en un conjunto de valores y creencias adquiridos en las primeras etapas de la vida y primeros años de la vida adulta<sup>2</sup>. En esta última etapa, también llamada socialización tardía, se materializa una especie de matriz afectivo-cognitiva muy persistente, que sustenta los componentes evaluativos de cada individuo respecto al sistema político en cada coyuntura. Las características de dicha matriz pueden dar cuenta de marcas generacionales, donde dejan su rastro los eventos históricos de la etapa en que se conforma la identidad política (Mannheim 1990; Alwin y McCammon 2007).

Aquí se adopta un concepto de generación que refiere a un grupo de personas que han transcurrido y participado de las mismas experiencias y momentos históricos, y que, por consiguiente, pertenecen a un grupo de cohortes similares (Mannheim 1990; Alwin y McCammon 2007)<sup>3</sup>. Esas experiencias comunes llevan a que los individuos compartan gustos particulares en el plano cultural, en las formas de vestir, en involucramiento social o en sus posicionamientos ideológicos respecto al sistema político, los partidos o la democracia.

En la sección siguiente se presentan sintéticamente los principales enfoques que explican la formación de preferencias políticas de los ciudadanos. La sección tres resume la literatura sobre la evolución de las opiniones políticas en Uruguay y en particular aquellos elementos que involucran la dimensión generacional. En la sección cuatro se presenta la metodología utilizada y los resultados obtenidos se

---

1 La expresión "ciclo de vida" se utiliza como referencia a etapas determinadas por las que cada individuo va atravesando con su envejecimiento, y es recogido a nivel individual por la variable *edad*.

2 Algunos autores establecen entre los 17 y 25 años las edades más determinantes (Krosnick y Alwin 1989), mientras otros extienden ese período hasta los 30 años de edad (Mannheim 1990).

3 La categoría "generación" posee una persistente utilidad práctica para el análisis de los fenómenos sociales, pero su consideración y conceptualización ha sido siempre problemática para las ciencias sociales. Si bien el análisis de la cuestión generacional ha concentrado fuertemente la atención de algunos autores (como los frecuentemente citados aportes de Ortega y Gasset, o de Real de Azúa en Uruguay), su estudio no se ha desarrollado como un área sistemática de trabajo académico actual. Sin embargo, un abordaje detenido de estos aspectos trasciende el alcance de este trabajo.

reportan en la sección cinco, que muestra que existen variaciones significativas en las preferencias políticas de los uruguayos según las generaciones a las que pertenecen. Además de describir las características más salientes de cada grupo de cohortes, resulta natural ensayar algunas hipótesis que podrían explicarlas y discutir sus implicaciones para el sistema político uruguayo. Algunas pistas en esa dirección se proponen en la sección seis de conclusiones.

## 1. Opiniones y formación de preferencias políticas

En los marcos interpretativos de las variaciones en las preferencias políticas se pueden distinguir varios enfoques. Una vertiente recurre a los elementos variables de la coyuntura, como la oferta partidaria, la evolución de la economía o el impacto de las campañas. Esta es básicamente la interpretación racionalista del comportamiento electoral (Downs 1957; Fiorina 1981). Otras corrientes recurren a elementos explicativos de carácter más estable o de largo plazo, vinculados a las características estructurales de los individuos como el nivel educativo, el nivel socio-económico, el lugar de residencia, la pertenencia a un partido político, o la edad en determinado momento. En esta línea destacan los enfoques estructuralistas y funcionalistas de las escuelas de Michigan y Columbia (Lazarsfeld *et al.* 1948; Campbell *et al.* 1960).

El desarrollo del estudio generacional en ciencia política vino de la mano, principalmente, del análisis de la identificación partidaria, que en la explicación de la decisión electoral de los individuos era considerada un elemento importante y que se fortalecía durante el ciclo de vida (Campbell *et al.* 1960; Converse 1976). Los trabajos pioneros utilizaron estudios de encuestas repetidas (panel), pero los elevados costos, junto al desarrollo de técnicas estadísticas modernas y nuevas fuentes de información, han provocado innovaciones en el análisis generacional (Glenn 1976; Miller 1992). El análisis de cohorte es el más extendido y algunos desarrollos recientes como el enfoque APC están comenzando a ser utilizados (Tilley 2002; Linek 2010).

Resulta relevante comprender por qué mecanismos los grupos de edad, el lugar de residencia, o determinada coyuntura producen variaciones en las actitudes políticas, haciendo necesario profundizar en la teoría de formación de actitudes. Según Oskamp (1991), las actitudes se basan en valores y creencias de los individuos, que se forman a lo largo de la vida y se refuerzan ante coyunturas políticas, económicas o sociales específicas. La pertenencia a determinados grupos, las tradiciones familiares, la asunción de roles sociales, la reciente pérdida/ganancia de poder adquisitivo, sustentan los aspectos cognitivos y evaluativos de los individuos hacia las instituciones y actores políticos. En otras palabras, las distintas vivencias a lo largo de la vida forman, refuerzan, erosionan esas creencias y valores que sustentan sus opiniones y actitudes hacia la política, haciéndolas más o menos estables en el tiempo. Vistas de esta manera, las vivencias que el individuo procesa a lo largo de la vida tendrán efectos permanentes en sus actitudes políticas (Rose y McAllister 1990).

Aquellas creencias y valores que se adquieren tempranamente son más difíciles de revertir, por lo que las etapas de socialización resultan cruciales en

el análisis. La *socialización primaria*, implica la etapa de la niñez y parte de la adolescencia, donde intervienen la familia y el sistema educativo como actores destacados en la formación de los valores y creencias individuales. En la *socialización tardía* intervienen mayormente los grupos de pares y la propia experiencia como ciudadano, que se procesa durante los primeros años de la vida adulta. Más allá de la importancia de la primera socialización, sus efectos pueden ser revertidos con rapidez si en la socialización tardía el individuo no encuentra herramientas para desenvolverse en el mundo real (Hojman 1999).

Por otra parte, a medida que los individuos se vuelven mayores, asumen nuevos roles en la sociedad, y cambian tanto física como psicológicamente, tienden a adoptar valores y creencias más conservadoras (Alwin y McCammon 2007). Finalmente, también es cierto que existen coyunturas críticas en la vida de las personas que derriban o erosionan sus creencias y valores previos, provocando lo que se ha denominado *disonancia cognoscitiva*.

Los elementos mencionados fundamentan la necesidad de indagar tres aspectos por separado: (i) descubrir si alguna cohorte presenta características que puedan interpretarse por su etapa de socialización política, (ii) si interviene el efecto de envejecimiento –ageing– en las actitudes políticas, y (iii) cuál es el impacto de las coyunturas –económicas, sociales y políticas– en la autoidentificación ideológica y la intención de voto de los ciudadanos.

Durante los 1980 y 1990 algunos investigadores identificaron el eje izquierda-derecha como un concepto multidimensional que tiene, como referencia orientadora, las posiciones más igualitaristas a la izquierda y más liberales a la derecha (Bobbio 1995). Las investigaciones actuales muestran que la dicotomía distingue actitudes y comportamientos políticos en las preferencias políticas, los discursos y las estrategias de los ciudadanos, la ciudadanía y los partidos. Obtienen asimismo que la dimensión ideológica no ha desaparecido como interpretación de las arenas de conflicto, aunque sus contenidos cambian y se adaptan a cada realidad (Williams 1994; Lijphart 2000; Warwick 2002; Alcántara y Luna 2004). Sin embargo, las propias críticas muestran una gran virtud de la distinción ideológica: ha sido capaz de adaptarse y reinterpretar las dicotomías políticas en cada época y cada país. Resulta así una herramienta relevante a la hora de observar a los partidos y a los votantes en un espacio de competencia política (Sani y Sartori 1983).

## 2. Generaciones y preferencias políticas en Uruguay

Las actitudes políticas de los uruguayos se han estudiado desde el nacimiento de las encuestas en el país (Buquet 2004). Existen numerosos trabajos sobre comportamiento electoral que describen las características individuales asociadas a la intención de voto<sup>4</sup>. Sin embargo, no abundan trabajos que centren su preocupación en la dimensión generacional, limitación que por cierto excede a la literatura local (Torcal, Montero y Gunter 2007).

4 Ente ellos se destacan Aguiar (2000), Buquet y De Armas (2004), Canzani (2000, 2005 y 2010), González y Queirolo (2000), Luna (2004 y 2007), Mieres (1990, 1994 y 2010) y Moreira (2000 y 2005).

En términos de cambio electoral, desde la reapertura democrática y la elección de 1984, el Frente Amplio (FA)<sup>5</sup> ha ganado un caudal electoral creciente, desplazando a los partidos tradicionales del país, el Partido Nacional (PN) y el Partido Colorado (PC)<sup>6</sup>. Este proceso ha transformado el sistema de partidos uruguayo pasando de un pluralismo moderado a un bipartidismo conformado por dos bloques o familias políticas: desafiante y tradicional (De Armas 2009). Esa transformación fue acompañada por un cambio en las reglas electorales plebiscitado en 1996, que entre otras cosas incluyó el mecanismo de balotaje. Todos estos cambios desembocaron en el triunfo del FA en 2004 y en su permanencia en el gobierno en la elección de 2009. Este fenómeno se ha explicado al menos mediante tres grandes postulados: los posicionamientos ideológicos de los partidos y el electorado, los aspectos coyunturales y de liderazgos, y el factor demográfico (Queirolo 2006).

Las explicaciones ideológicas parten del hecho que en el país la autoidentificación está estrechamente vinculada al voto. Los votantes de centro e izquierda votan al FA, los de centro y derecha a los partidos tradicionales. En este marco, el FA ha recorrido un movimiento hacia el centro del espectro ideológico, mientras los partidos tradicionales han estrechado su oferta ideológica produciendo cambios programáticos, discursivos y organizativos de los partidos (Buquet y De Armas 2004; Yaffé 2005). Además se señala que en 2004 los ciudadanos se movieron a la izquierda, lo que consolidó el triunfo frenteamplista (Canzani 2005; Buquet y Selios 2004; Moreira 2005)<sup>7</sup>.

Respecto a las variantes coyunturales, la literatura señala que en ciertas situaciones económicas los desempeños gubernamentales y aspectos asociados a liderazgos tuvieron un peso importante en la evolución de las opiniones de los uruguayos (Luna 2007; Canzani 2005; Chasqueti y Garcé 2005).

Por último, la hipótesis del efecto demográfico propone que el FA crece electoralmente por una suerte de *inercia*: los nuevos votantes son mayoritariamente frenteamplistas y sustituyen a los votantes mayores que muestran una mayor propensión al voto a los partidos tradicionales (Aguar 2000; Canzani 2005; González y Queirolo 2000). Ello sucede porque el FA, como organización partidaria, fue capaz de producir una identificación joven, que se acompaña además de una mayor transmisión familiar de la pertenencia partidaria (Mieres 1997; Monestier 2001; Queirolo 1999 y 2006; Zuasnabar 2004). Vinculada a estos procesos familiares y de

5 Fundado en 1971, el FA reúne desde entonces a casi la totalidad de los sectores de izquierda y centroizquierda. En términos de estadísticas electorales, hasta 1999 se considera un espacio político cuyos integrantes eran el FA y el Nuevo Espacio, en lo que se denominó el “Encuentro Progresista”. En 2005 este partido accede por primera vez al poder, bajo el lema “Encuentro Progresista – Frente Amplio – Nueva Mayoría”.

6 El PC y el PN (inicialmente Partido Blanco) surgen en los años 30s del siglo XIX, y son la base del sistema bipartidista uruguayo que llegará hasta finales del siglo XX, siendo tradicionalmente el PC el partido de gobierno, y el PN el de oposición, salvo en los períodos de gobierno nacionalista (que en el siglo XX han sido dos: de 1958 a 1966 y de 1990 a 1995). Actualmente estos partidos reúnen sectores de derecha, centroderecha y socialdemócratas.

7 Para la elección de 2009 el movimiento de los ciudadanos se revierte, crece el centro y la derecha en desmedro de las posiciones de izquierda (Canzani 2010; Selios 2009).

socialización política aparece una lectura que asume la existencia de un reemplazo generacional en el crecimiento electoral del FA: “ese carácter generacional le confiere una vigorosa inercia al proceso del cambio del sistema de partidos, porque estos ‘aprendizajes generacionales’ cristalizados en los años formativos pueden luego modificarse, pero normalmente las modificaciones son lentas y difíciles” (González y Queirolo 2000: 303).

Sin embargo, la interpretación demográfica del crecimiento electoral de la izquierda fue relativizada al observarse que este efecto no fue suficiente para explicar todo el crecimiento del FA en los períodos inter-electorales, existiendo un crecimiento de su capital político (Buquet y De Armas 2004; Canzani 2005; De Armas 2009). Este capital político se produce por las acciones y omisiones de los partidos políticos uruguayos, y su omisión es la principal crítica que se le ha formulado al planteo del efecto demográfico, que “deja escaso margen a la coyuntura política, la competencia electoral e incluso, a variables extra-políticas” (De Armas 2009:47).

Recientemente, Mieres (2010) analizó las diferencias en las actitudes políticas y delimita cuatro cohortes previamente definidas, concluyendo que en Uruguay existen diferencias actitudinales entre ellas. Encuentra que las generaciones más jóvenes son más desafectas, identificadas como de izquierda y centro izquierda, y votan mayoritariamente por el FA (Mieres 2010). Su estrategia de análisis es frecuentemente usada en la literatura politológica (Torcal, Montero y Gunter 2007; Miller 1992), pero tiene la desventaja de describir sin controlar por los efectos de envejecimiento y las variaciones coyunturales.

El presente trabajo ahonda en la problemática de las generaciones políticas en Uruguay, las que se han mencionado para interpretar el efecto demográfico pero no se han detectado con rigurosidad. Para ello, se utiliza el modelo APC sobre dos variables que reflejan las preferencias políticas: la autoidentificación ideológica y la intención de voto. De esta forma, también se apunta a superar la oposición entre efectos sociales y políticos en la explicación de la reconfiguración del sistema de partidos, puesto que son justamente las coyunturas políticas y extra políticas las que condicionan la continuidad o el cambio de las actitudes ciudadanas. A su vez, si ese cambio sí es generacional y es activado, puede producir mutaciones en la configuración del sistema de partidos.

### **3. Metodología y datos**

Discriminar los efectos de edad, período y cohorte en la evolución de una variable ha representado un desafío metodológico para diversos campos académicos. Resolverlo implica obtener coeficientes que capturen el impacto sobre la variable de interés producido por cada una de esas tres dimensiones, una vez que se han eliminado los efectos de las dos restantes. Se trata, por ejemplo, de obtener coeficientes que reflejen el efecto de las sucesivas cohortes una vez que se ha controlado por edad y período. Cuando se dispone de información para varios períodos, cada cohorte es observada año tras año, y en tal sentido controlar por período y edad implica

que en la estimación de los efectos de cohorte se aíslan los efectos asociados a las particularidades de cada año (cuyos efectos sobre la variable de interés se recogen en la variable “período”) y los efectos asociados a que los miembros de cada cohorte van incrementando su edad en los sucesivos períodos (recogidos en la variable “edad”). Esto significa que los coeficientes por cohorte pueden ser interpretados “como si” los miembros de esa cohorte tuvieran todos la misma edad y fueran observados todos en una misma coyuntura.

Análogamente, se tendrían coeficientes para cada edad que controlan por los períodos en que se observa y las cohortes que la atraviesan, y coeficientes de período que controlan por las edades y cohortes presentes en cada momento. El análisis de regresión múltiple es un abordaje natural para realizar la inferencia condicional en que consiste el problema. Se trata pues, de utilizar una metodología inferencial para abordar un problema esencialmente descriptivo.

En términos más formales, se buscaría estimar un modelo que explique las variaciones en una determinada variable ( $Y_{jt}$ ) a partir de los efectos de las variables de edad ( $A_{ij}$ , binaria donde  $i$  representa cada edad considerada, con  $i = a_1, \dots, a_M$ ), de período ( $P_{jt}$ , binaria donde  $t$  representa cada período considerado, con  $t = t_1, \dots, t_T$ ) y de cohorte ( $C_{kj}$ , binaria donde  $k$  representa cada cohorte obtenida, y por consiguiente  $k = t - i = t_1 - a_M, \dots, t_T - a_1$ ), en el conjunto de individuos  $\{j, \text{ con } j=1, \dots, N\}$  observado en cada año  $t$ . De este modo, el modelo de regresión lineal vendría dado por la ecuación siguiente<sup>8</sup>:

$$Y_{jt} = \sum_{i=a_1}^{a_M} \alpha_i A_{ijt} + \sum_{t=t_1}^{t_T} \beta_t P_{jt} + \sum_{k=t_1-a_M}^{t_T-a_1} \gamma_k C_{kjt} + \varepsilon_{jt}$$

Los coeficientes  $\alpha_i$  de cada edad  $i$  aportan una medida del efecto sobre la variable  $Y$  específico las observaciones que poseen esa edad  $i$ , controlando por período y cohorte. Análogamente, los coeficientes  $\beta_t$  de cada período  $t$  y  $\gamma_k$  de cada cohorte  $k$  recogen los efectos de las respectivas variables, controlando en cada caso por las otras que conforman la tríada APC.

Sin embargo, en este modelo no es posible la estimación de los coeficientes  $\alpha_i$ ,  $\beta_t$  y  $\gamma_k$  debido a que existen relaciones de *multicolinealidad exacta* tanto dentro de cada uno de los tres grupos de regresores como entre dichos grupos. Ambos problemas se abordan en el Anexo Metodológico al final de este trabajo, donde se muestra que si bien la multicolinealidad entre los regresores de cada grupo es un problema de solución simple, la multicolinealidad entre los grupos de regresores está en el centro de las dificultades para la discriminación de efectos de edad, período y cohorte.

La relación lineal existente entre las variables APC implica que en los datos para cada individuo en cada momento se verifica la siguiente igualdad:

$$cohorte_{jt} = periodo_{jt} - edad_{jt}$$

8 Donde  $\varepsilon_{jt}$  es un término de error con  $E(\varepsilon_{jt}) = 0$  y matriz de covarianzas diagonal escalar.

Por consiguiente, el método de estimación no podrá distinguir si las variaciones en la variable dependiente son explicadas por las variaciones entre las cohortes de los individuos, las variaciones en sus edades o las variaciones en el período de observación. Esta dificultad, que se conoce como “problema de identificación”, es el punto de partida de toda la discusión moderna sobre las técnicas para el análisis de cohortes (Mason y Wolfinger 2001).

En el Anexo Metodológico se presentan las distintas estrategias que han sido utilizadas para enfrentar el problema de identificación, y se describe con mayor detalle la metodología empleada en este trabajo. Esta es un enfoque novedoso denominado *Estimador Intrínseco* (IE, por su sigla en inglés), presentado por Fu (2000). El IE introduce una restricción para hacer viable la estimación, pero se trata de una restricción no impuesta por el investigador sino derivada de las dimensiones de la matriz de datos.

Debe observarse que desde los trabajos iniciales de Mason *et al.* (1973) y hasta los desarrollos más recientes del IE, los ejercicios de separación de los efectos APC se realizan sobre una matriz datos en forma de tablas de porcentajes de ocurrencia por edad y período (modelo “accounting tables” o “multiple classification”). Es decir, el trabajo aplicado se realiza generalmente para datos agregados por edades en cada período, en cuyo caso la variable dependiente refleja porcentajes de ocurrencia para cada edad en cada período<sup>9</sup>.

Así, el modelo anterior se convierte en:

$$\tilde{Y}_{it} = \tilde{\mu} + \sum_{i=a_t}^{a_M} \tilde{\alpha}_i \tilde{A}_{it} + \sum_{t=t_t}^{t_T} \tilde{\beta}_t \tilde{P}_{ti} + \sum_{k=t_t-a_M}^{t_T-a_1} \tilde{\gamma}_k \tilde{C}_{kt} + \tilde{\varepsilon}_{jt}$$

$$\sum_{i=a_t}^{a_M} \tilde{\alpha}_i = 0; \quad \sum_{t=t_t}^{t_T} \tilde{\beta}_t = 0; \quad \sum_{k=t_t-a_M}^{t_T-a_1} \tilde{\gamma}_k = 0$$

donde la virgulilla indica que se las variables tienen como espacio muestral a los datos agregados por edad,  $\tilde{\mu}$  es un término constante, y se han agregado restricciones para hacer posible la estimación de todos los coeficientes en cada grupo de variables.

Dado que las variables son binarias el modelo estimado en este trabajo puede expresarse en forma más simple como:

$$\tilde{Y}_{it} = \tilde{\mu} + \tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_t + \tilde{\gamma}_{t-i} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

Si bien la disponibilidad más reciente de datos a nivel individual permite una aproximación estadística que presenta ciertas virtudes, como la posibilidad de incorporar variables adicionales de control (Harding 2009), también acarrea mayores

<sup>9</sup> El problema de identificación en el caso de datos agregados surge en particular cuando la duración de los subperíodos es igual a la de los tramos de edades, aspecto que de no verificarse impediría realizar el seguimiento período a período de una misma cohorte, generando solapamientos entre ellas en los sucesivos períodos.

complejidades para la estimación ya que hace necesario considerar la posibilidad de estimar con efectos individuales eventualmente correlacionados con la perturbación (efectos aleatorios), en lugar de los efectos fijos aquí utilizados<sup>10</sup>. Por tal motivo en este trabajo se realiza una aproximación inicial en base a datos agregados por edad.

Para el trabajo empírico se han utilizado las bases de encuestas anuales de Latinobarómetro para el período 1995-2008 (exceptuando 1999, año en que no se realizó la encuesta). En el caso de Uruguay la encuesta ha sido implementada por la consultora Equipos MORI, con un tamaño de muestra de 1200 casos<sup>11</sup>. Se trata de una muestra probabilística de hogares, en 2 etapas y por cuotas de edad y sexo en la etapa final, posee un error muestral constante en todos los períodos de 2.8% para un nivel de confianza del 95%. La representatividad de la muestra fue incrementándose en el tiempo, y siendo del 70% del total del país en 1995, ascendió a 80% en los períodos 1996 a 2002, hasta alcanzar el 100% desde el año 2003. De este modo, la información utilizada proviene de encuestas de sección cruzada repetidas, conformando lo que se denomina comúnmente como “pseudo-panel” y donde a diferencia del caso de datos tradicionales de panel se observan individuos diferentes en cada período.

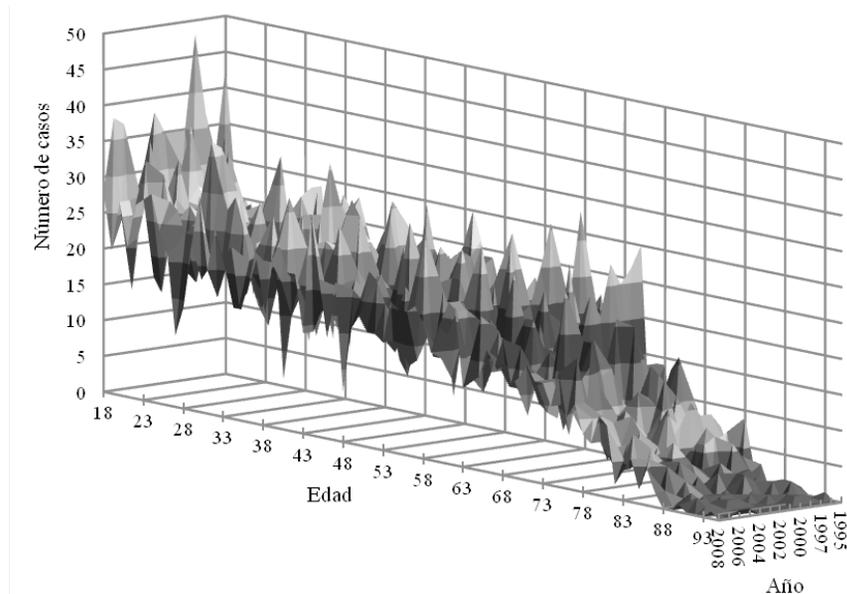
Como se puede observar en el Gráfico 1 el número de casos en cada edad desciende marcadamente a partir de los 75 años respondiendo a la distribución etaria de la población. En el caso de contar con muy pocos individuos el análisis se ve afectado, ya sea por una mayor variabilidad de los resultados o directamente impidiendo la estimación, por lo que se ha optado por descartar todos los casos con 75 años o más.

---

10 Esto implica considerar períodos y cohortes como contextos compartidos por los individuos, en lugar de considerarlos atributos individuales junto con la edad, y conduce a la utilización de modelos de varios niveles (Raudenbush y Bryk 2002). Frecuentemente se realizan estimaciones bayesianas de los efectos aleatorios, y dado que no existe una anidación jerárquica de las personas/año en cohortes y períodos requiere la utilización de los modelos llamados “cross-classified random effects models” (CCREM). Ejemplos en esta dirección pueden encontrarse en Yang y Land (2006, 2008), y en Yang (2006, 2008).

11 A excepción del año 1995 en que el tamaño de muestra fue de 1212 casos, y del año 1997 en que ascendió a 1189.

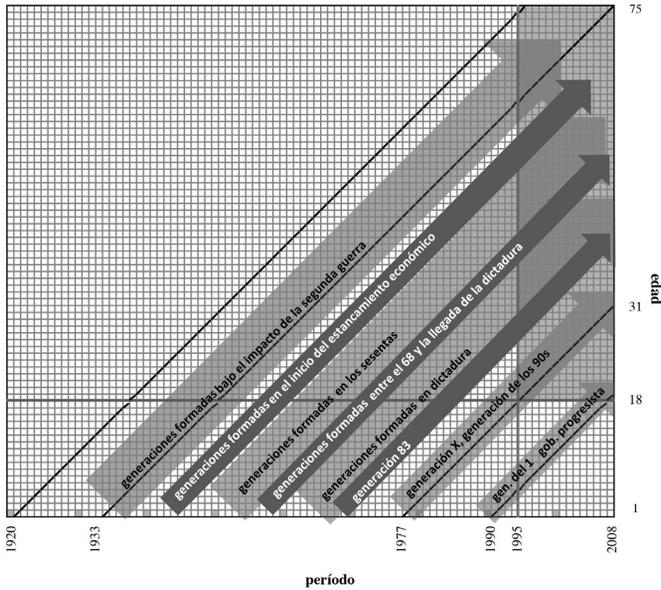
**Gráfico 1**  
**Número de observaciones por edad y período**  
**Uruguay, 1995-2008**



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Latinobarómetro (1995-2008).

Con la información disponible es posible obtener estimaciones para todas las edades entre 18 y 74 años, para todos los períodos entre 1995 y 2008 (exceptuando 1999), y para las cohortes que van desde los nacidos en 1921 hasta 1990. En la Figura 1 se presenta una modificación de lo que se conoce como Diagrama de Lexis, y allí se señala con un área sombreada la información disponible, así como las cohortes presentes en el conjunto de información utilizado. Adicionalmente, se representan sobre el diagrama algunas generaciones que *a priori* puede pensarse que poseen rasgos distintivos (Mieres 2010). La mayoría de las cohortes es observada en 14 períodos, pero ello no sucede con las cohortes de ambos extremos de la muestra. Tanto las cohortes de los nacidos antes de 1933 y después de 1977 se observan en menos oportunidades, y en los casos extremos de las cohortes 1921 y 1999 se cuenta con una sola observación (a los 75 y a los 18 años de edad respectivamente). Esto hace que en los casos de las cohortes extremas la posibilidad de discriminar entre efectos de edad y de cohorte sea muy limitada y que, por ende, las estimaciones obtenidas para los efectos de cohorte sean menos confiables al acercarse a los extremos del rango considerado. Asimismo, en los casos en que sí se cuenta con 14 observaciones, debe señalarse que también se presenta alguna limitación, puesto que se está muy lejos de observar a algunas cohortes atravesar todo el rango de edades, lo que haría mucho más precisas las estimaciones.

**Figura 1**  
**Tabla de Edad por Período**  
**Algunas generaciones en el diagrama de Lexis**



La Figura 1 también muestra que un aspecto interesante de la metodología radica en que permite una aproximación al impacto de fenómenos sucedidos en un pasado remoto a partir de datos de un período corto hacia atrás. Así, hace posible apreciar los rastros de episodios del pasado en las opiniones actuales de los individuos (1995-2008). Al interpretar los resultados conviene tener presente que no se recoge aquí la opinión en el pasado lejano ni tampoco una opinión retrospectiva (recogida en el presente pero referida a lo que se opinaba en el pasado).

Se debe advertir que los resultados del análisis podrían estar afectados por cambios en la población que alteran la composición de los cohortes y que no se originan en nacimientos y decesos, sino por ejemplo en movimientos migratorios. En el caso de Uruguay este hecho puede ser especialmente importante en el período considerado.

Las variables analizadas serán detalladas en la sección siguiente. Debe señalarse que si bien la formulación de las preguntas utilizadas y las opciones propuestas se mantienen año a año en la encuesta, el formulario en su conjunto cambia, así como la posición en él de cada pregunta.

#### **4. Resultados: perfiles generacionales de autoidentificación y voto**

En Uruguay la autoidentificación ideológica es la mayor variable diferenciadora del comportamiento electoral en los últimos 20 años, relevante más allá

de sus significados variables y particulares, pues explica y predice comportamientos y resultados políticos (Canzani 2005; Buquet y De Armas 2004; Buquet y Selios 2004). Además, en las encuestas de opinión pública Uruguay se distingue en la región por la alta proporción de ciudadanos que reconoce el eje izquierda-derecha y es capaz de posicionarse en él, ubicándose muy por encima del promedio latinoamericano<sup>12</sup>.

La encuesta Latinobarómetro recoge la variable de autoidentificación ideológica a través de la siguiente pregunta: “En política se habla normalmente de ‘izquierda’ y ‘derecha’. En una escala dónde ‘0’ es la ‘izquierda’ y ‘10’ la ‘derecha’, ¿dónde se ubicaría Ud.?” A los efectos de construir datos de ocurrencias en forma de tabla edad/período, la variable fue dicotomizada asignando el valor uno a la variable “izquierda” en aquellos casos con respuestas de 0 a 3 en la escala original.

La información sobre intención de voto se releva a partir de la pregunta: “Si este domingo hubiera elecciones, ¿Por qué partido votaría Ud.?”. Para su análisis desde el enfoque APC se han definido las tablas de edad/período con porcentajes de ocurrencia para dos variables: “voto al FA” y “voto al PC o al PN”.

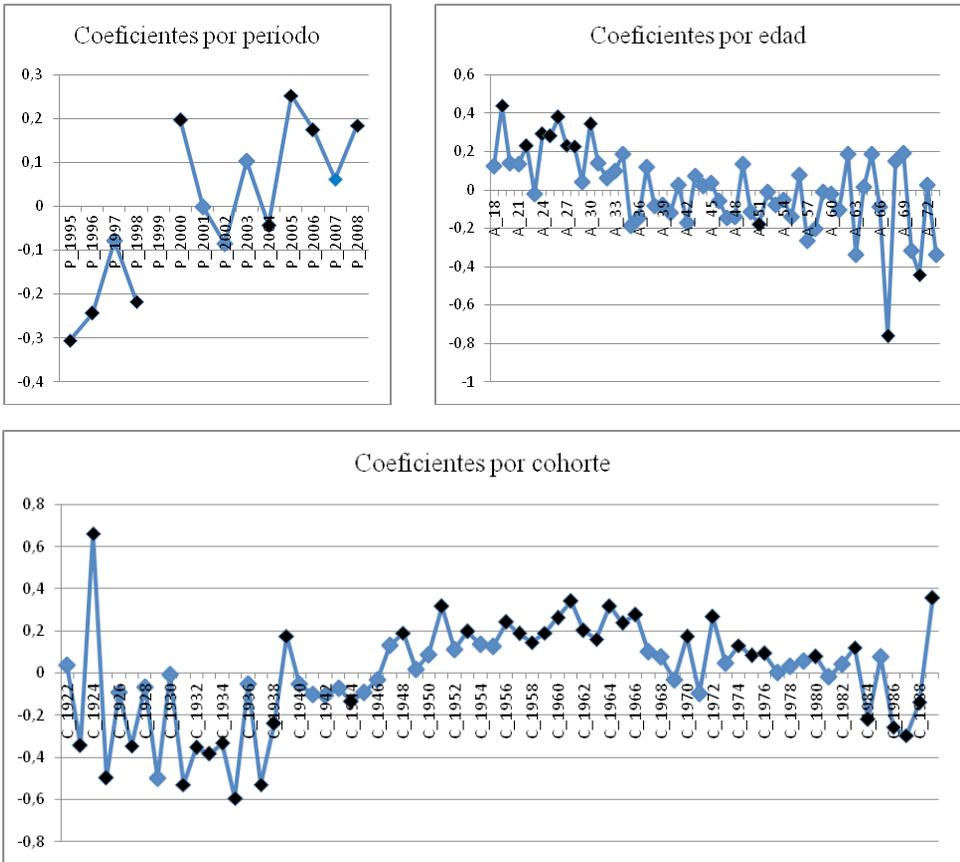
El Gráfico 2 presenta los resultados del análisis APC para la variable “izquierda”. Coeficientes significativos positivos en cada componente indican que el período, edad o cohorte respectivos presentan una mayor propensión a la identificación con la izquierda que el promedio de los períodos, edades o cohortes respectivamente, una vez que se ha controlado en cada caso por las variaciones explicadas por los restantes dos componentes (las estimaciones estadísticamente significativas se señalan en tono oscuro). Asimismo, coeficientes más altos son indicativos de que ese efecto particular es más fuerte.<sup>13</sup>

---

12 La Encuesta Latinobarómetro muestra que Uruguay presenta niveles de no respuesta en el entorno del 10% cuando en los demás países latinoamericanos se ubica aproximadamente en el 20% (promedios 1995-2005).

13 Debe señalarse que la magnitud de los coeficientes no tiene una interpretación conceptual directa, ya que las restricciones impuestas hacen que éstos aporten información en términos relativos a las otras categorías de cada variable.

**Gráfico 2**  
**Autoidentificación ideológica de izquierda**



*Fuente: Elaboración propia en base a datos de Latinobarómetro (1995-2008)*

Los coeficientes por período describen una tendencia creciente, con picos favorables a la izquierda en 2000 y 2005 que coinciden con el ciclo electoral, y una caída notoria en 2002 posiblemente vinculada a la profunda crisis económica de ese año. Los coeficientes por edad muestran una evidencia clara en cuanto a la mayor propensión a la izquierda en la juventud, y alguna evidencia de que a edades mayores a 35 años existe una propensión a la izquierda crecientemente baja. Este resultado es coincidente con la frase atribuida a Winston Churchill: “Si no eres liberal a los 25 años, no tienes corazón. Si no eres conservador cuando llegas a los 35, no tienes cerebro” (tomado de Tilley 2002) y reafirma el fenómeno conocido en Uruguay de que los jóvenes tienden a identificarse con la izquierda.

Los coeficientes por cohorte muestran con claridad la existencia de un primer conjunto, conformado por aquellos nacidos en los años veinte y hasta 1945, que están muy poco identificados con la izquierda en el período de análisis (1995-2008).

Sí se encuentra un efecto nítido hacia la izquierda en los nacidos entre 1948 y 1966. En las cohortes siguientes (1967-1983) se observa un cambio de patrón, con efectos aún positivos, pero una tendencia aparentemente decreciente, una mayor volatilidad y menor cantidad de coeficientes significativos. Finalmente, las últimas cohortes, a partir de los nacidos en 1984, tienen coeficientes significativos y negativos, aunque de magnitud menor a los de las cohortes de los años veinte y treinta<sup>14</sup>.

Cuando se realiza el análisis APC sobre la variable de voto al FA se encuentran variaciones en cada uno de los componentes llamativamente similares a las de la identificación con la izquierda. Los resultados obtenidos se presentan en el Gráfico 3, donde se aprecia que en términos de período se obtiene la misma tendencia creciente que en la autoidentificación de izquierda, aunque el voto muestra mayores variaciones vinculadas al ciclo electoral. El hecho de que en ambas variables todos los coeficientes posteriores al año 2000 sean mayores que los anteriores podría ser una indicación de un cambio discreto en la tendencia, pero la ventana de períodos observada es demasiado corta para poder verificar esa hipótesis. La reforma electoral, la posterior crisis económica, o la consolidación de las familias ideológicas, podrían ser elementos explicativos de ese salto.

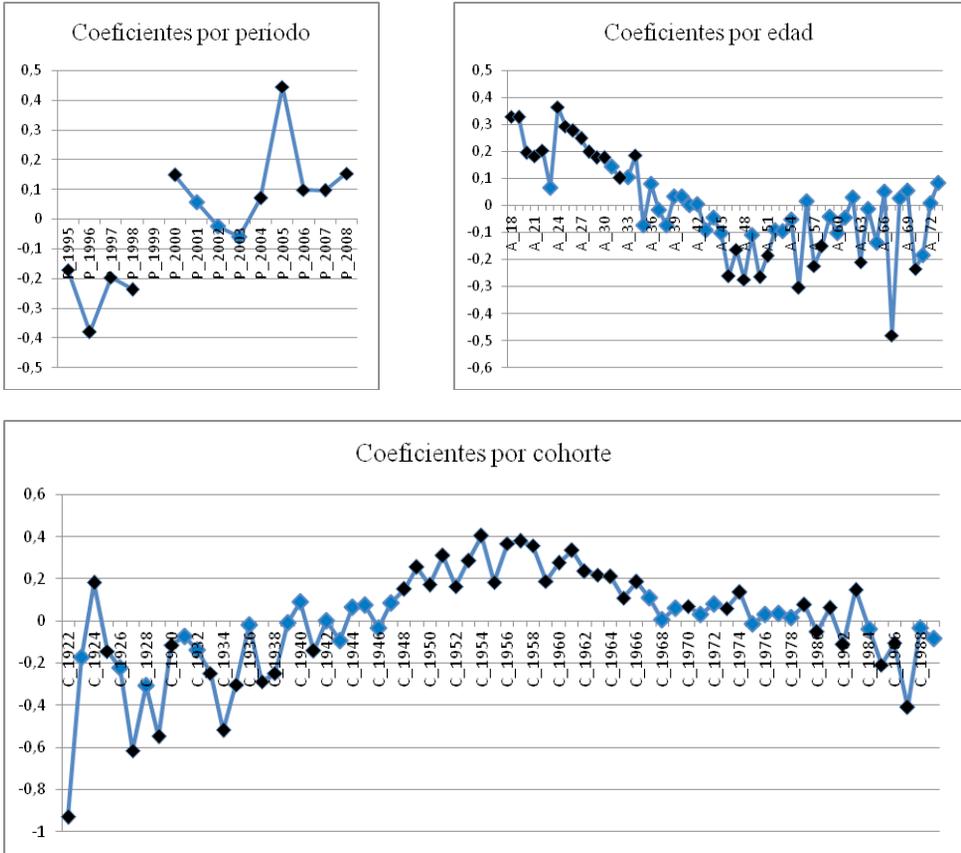
El Gráfico 3 reafirma el perfil encontrado en los coeficientes edad de la autoidentificación con la izquierda, aunque en este caso el efecto favorable en la juventud es más marcado y aparece un efecto importante de baja propensión al voto frenteamplista en las edades avanzadas.

La intención de voto al FA es coincidente en su perfil por cohortes con lo encontrado en la identificación con la izquierda, y permite robustecer la descripción de generaciones en materia de preferencias políticas. En la primera generación encontrada, los individuos cuya socialización se da con anterioridad al estancamiento económico tienen una muy baja propensión a la identificación con la izquierda y al voto al FA.

---

14 Como se señaló previamente, los coeficientes deben ser tomados con cautela en los casos de las primeras y últimas cohortes analizadas (por tratarse de las esquinas de la tabla de edad/período).

**Gráfico 3**  
Intención de voto al partido FA



*Fuente: Elaboración propia en base a datos de Latinobarómetro (1995-2008)*

La segunda generación aparece claramente identificada con la izquierda y el FA, e incluye desde aquellos que vivieron su primera juventud finalizando los años sesenta hasta los que lo hicieron en los últimos años de dictadura. Una aparente tendencia creciente en la autoidentificación de izquierda podría inducir a pensar que a mayor proporción de años de educación bajo dictadura, mayor es el coeficiente hacia la izquierda, aunque en el voto al FA podría haber un inicio de descenso a partir de los nacidos en 1960. Otra característica compartida por este grupo es que la mayoría de ellos votó por primera vez en el plebiscito de 1980 y en las elecciones nacionales de 1984.

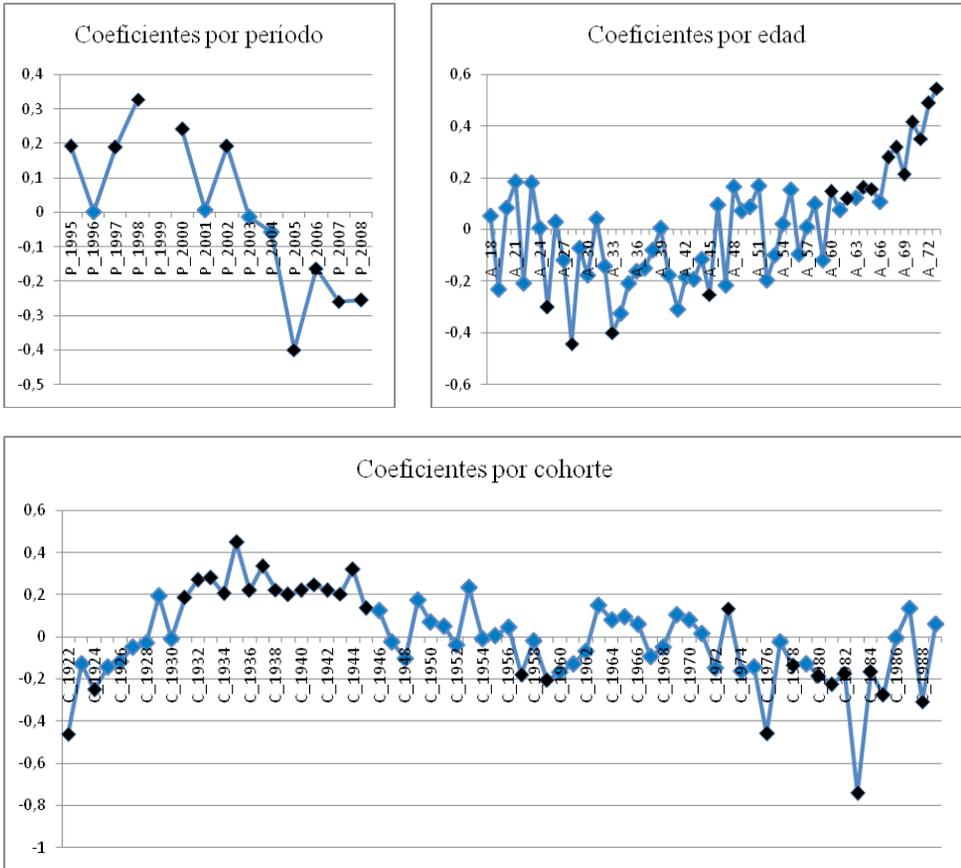
El quiebre observado en la cohorte de los nacidos en 1967 marca el inicio de la tercera generación, que se socializa en un país en democracia y que ejerce la ciudadanía a partir de la década de los noventa, y cuyo rasgo distintivo sería una menor propensión a la izquierda y al voto al FA. Por último, las cohortes que

comienzan su juventud en los años 2000 parecen tener un coeficiente negativo que indica una no identificación con la izquierda.

La variable “derecha”, por su parte, agrupa las respuestas con valores 7 a 10 en la codificación original. Realizando una estimación análoga a la anterior para los efectos APC, en el Gráfico 4 se presentan los resultados para la autoidentificación con la derecha y en el Gráfico 5 los del voto a los partidos tradicionales, que son analizados conjuntamente porque se distinguen resultados más claros sobre los patrones generacionales (excepto en el caso del período, donde las evoluciones de cada partido son muy diferentes).

Se pueden apreciar algunos efectos que son la contracara de lo observado para las variables “izquierda” y “voto al FA”. En cuanto a período, se observa que el alto valor registrado para izquierda y FA en el 2000 también se encuentra en la derecha y en el PC. Luego de este momento, en la identificación de derecha y con el PC se produce una pronunciada caída. Por otro lado, el pico de izquierda en 2005 se produce simultáneamente a una caída muy marcada de la derecha, que se mantiene en niveles bajos desde 2003. Es interesante observar que el efecto período no es igual para colorados y nacionalistas, los primeros coinciden con la tendencia de autoidentificación, mientras que los segundos no. Esto demuestra que los efectos de coyunturas impactaron de manera muy diferente a los miembros de la familia tradicional. En cuanto a los coeficientes de edad, éstos muestran con especial elocuencia una tendencia muy fuerte hacia la derecha para edades mayores a los 60 años, y ésta se acentúa con el envejecimiento. Entre los votantes de los partidos tradicionales este efecto se presenta pero menos marcado que para la autoidentificación.

Gráfico 4  
Autoidentificación ideológica de derecha

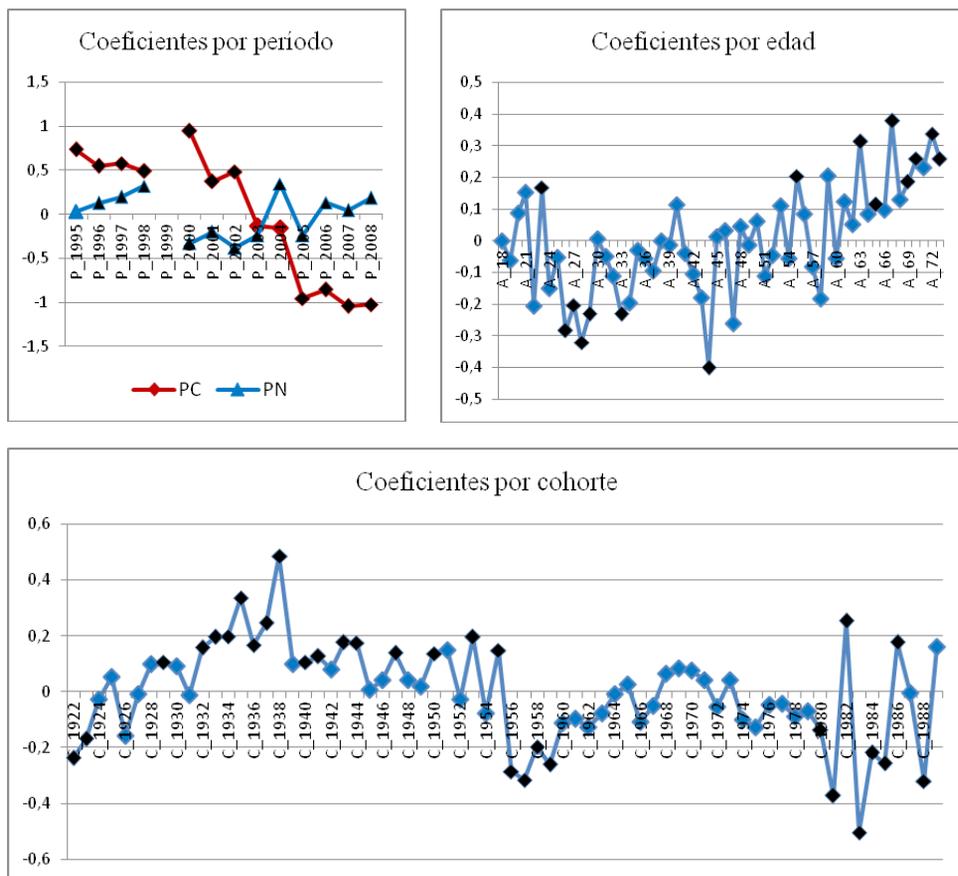


Fuente: Elaboración propia en base a datos de Latinobarómetro (1995-2008)

Los resultados por cohorte no espejan los obtenidos para la variable “izquierda” y para “voto al FA” en todos los grupos. Sí lo hacen con nitidez en el grupo de los nacidos entre 1930 y 1945, que son cohortes donde la derecha y los partidos tradicionales tienen un peso significativo. La significación de los coeficientes asociados a estas cohortes proviene principalmente de una fuerte intención de voto al PC, ya que en el PN no se presentan perfiles generacionales que sobresalgan<sup>15</sup>.

15 Estos resultados no se presentan en este trabajo pero, al igual que otros que se mencionan, se encuentran disponibles por solicitud a los autores.

Gráfico 5  
Intención de voto a los partidos tradicionales  
(PC y PN)



*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de Latinobarómetro (1995-2008)

La variable “derecha” no muestra coeficientes negativos en la segunda generación, que destaca por su sesgo a la izquierda, lo que es consistente con la mayor identificación de centro que se ha encontrado para esta generación<sup>16</sup>. Sin embargo, las preferencias electorales sí muestran coeficientes negativos para el voto a los partidos tradicionales en una parte de esta generación, y esto proviene principalmente de una baja propensión al voto al PC.

La tercera generación, que tiene un coeficiente débil hacia la izquierda, tampoco muestra efectos favorables a la derecha ni a los partidos tradicionales. Por su parte, en la última generación identificada el coeficiente negativo reseñado para la

<sup>16</sup> La variable centro toma las respuestas con valores 4 a 6, y si bien en ella no se evidencian efectos de cohorte muy marcados, sí aparecen coeficientes positivos en la primera mitad de la segunda y en la cuarta generación.

variable izquierda se complementa con coeficientes también negativos en la variable derecha, acompañado por un incremento de la identificación con el centro. En cuanto al voto, se trata de una generación caracterizada por coeficientes negativos en el voto al FA y a los partidos tradicionales, y alto peso de otras opciones y de no respuesta<sup>17</sup>.

## 5. Conclusiones

Como aspecto central, destaca el grado de similitud entre las variables autoidentificación de izquierda y voto al FA, y entre autoidentificación de derecha y voto a los partidos tradicionales. Es más: estas similitudes alcanzan a cada uno de los tres componentes del modelo APC. Este trabajo constata que la edad, el período y la cohorte tienen efectos importantes en la explicación de las preferencias políticas de los uruguayos.

En primer lugar, se detecta un claro efecto de ciclo vital: los jóvenes tienen posiciones y preferencias de izquierda que se moderan en la adultez y se vuelven conservadoras en los últimos años de la vida. Es importante notar que la evidencia presentada se diferencia de los efectos frecuentemente encontrados en la literatura nacional, porque en este caso se controla por las características de cada período y por las distintas cohortes que atraviesan cada edad.

En segundo término, los efectos de período distinguen variaciones en las preferencias y muestran una tendencia hacia la izquierda y el voto al FA, y un componente cíclico asociado a la dinámica electoral, además de las especificidades que se recogen en cada año en particular. En definitiva, estas variaciones depuradas de los componentes explicados por el envejecimiento y por las cohortes presentes en cada momento, recogen lo que en la literatura se denomina *crecimiento político neto*, por lo cual los resultados aquí presentados verificarían la existencia de ese fenómeno (De Armas 2009).

En tercer lugar, la metodología utilizada, permite detectar cuatro generaciones según preferencias políticas en Uruguay, porque surgen diferencias consistentes en las cohortes, y porque éstas se vinculan razonablemente con las características particulares de cada una de las etapas de socialización. La primera generación (1920-1945) refleja el Uruguay bipartidista, fuertemente marcado por identidades partidarias prevalecientes sobre las identidades de izquierda o derecha. Esta generación presenta un alto peso de la derecha, muy bajo peso del centro y la izquierda, y altos niveles de no respuesta. Además, votan en mayor proporción a los

---

<sup>17</sup> En lo que refiere a la no respuesta en la variable de autoidentificación, aunque no se reportan los resultados puede mencionarse que los efectos de cohorte aproximan una forma de U, siendo altos para la primera y la cuarta generación, y no significativos o negativos para las generaciones intermedias. Sería razonable pensar que esto es consistente con una inadecuación de la dimensión izquierda-derecha en el caso de la primera generación, mayormente alineada en torno a identidades partidarias que cubrían un amplio espectro en la escala ideológica, y un menor involucramiento en el caso de la cuarta generación, probablemente asociado a las tendencias generacionales globales.

partidos tradicionales, y tienen coeficientes negativos en la intención de voto al FA. Cabe enfatizar que este efecto es independiente del que proviene del envejecimiento, que también se ha mostrado que influye favorablemente en el voto a los partidos tradicionales y negativamente en el voto al FA.

La segunda generación (1948-1966), socializada en los años sesenta y setenta, se ubica naturalmente en la distinción ideológica (con niveles muy bajos de no respuesta) y se orienta fuertemente a la izquierda y en menor medida al centro. Esta es la generación más claramente frenteamplista, y si bien las primeras cohortes que la componen tienen aún una alta propensión a votar a los partidos tradicionales, desde los nacidos en 1956 en adelante se observan coeficientes significativos de signo negativo.

La tercera generación (1967-1983) atraviesa la juventud en los primeros años de democracia y se ve marcada por efectos significativos pero moderados hacia la izquierda, y en ella no aparecen como relevantes ni el centro ni la derecha y los porcentajes de no respuesta también son bajos. Su intención de voto a los partidos refleja ese mismo patrón.

Finalmente, la cuarta generación (1984-1989) refleja el Uruguay de la consolidación de las familias ideológicas, de la competencia por el centro del espectro político, y del nuevo milenio. Se caracterizan por no ser ni de izquierda ni de derecha, existe un importante peso del centro y elevados niveles de no respuesta. En cuanto al voto partidario, se diferencian de la generación anterior por una disminución aún mayor en los coeficientes de intención de voto a todos los partidos y el consiguiente aumento de otras opciones o no respuestas.

De acuerdo a esto, por algunos años cabe esperar que, vía recambio demográfico, salgan del electorado las generaciones más propensas a votar a los partidos tradicionales. Pero, también, que en las elecciones de 2014 y 2019 comiencen a salir de los padrones las primeras cohortes de izquierda que componen la segunda generación. Mientras tanto, las nuevas cohortes ya no presentan el perfil de izquierda de las generaciones que ingresaron hasta la elección de 2004. Esto no implica que los jóvenes que ingresan a los padrones actualmente no sigan siendo de izquierda, lo son por ser jóvenes, pero su marca generacional presenta un componente de centro y menor vinculación con los partidos tradicionales y con el FA.

No obstante, siguiendo a Ryder (1965), simplemente “afirmar que la causa del cambio social es el reemplazo demográfico sería equivalente a explicar una variable por una constante, sin embargo, cada nueva cohorte es una intermediaria posible en el proceso de transformación, un vehículo para la introducción de nuevas posturas. Las nuevas cohortes ofrecen la oportunidad para que el cambio social se produzca”. Así, las futuras modificaciones en las preferencias políticas podrán variar por la forma que adquiera en el futuro la tendencia a la izquierda identificada, por el impacto que tengan los próximos ciclos electorales, por las características de cada coyuntura y lo que en ella hagan los actores e instituciones políticas, y nada de ello puede adelantarse. Sin embargo, lo que es posible afirmar es que los resultados de todo lo anterior dejarán una marca significativa en las generaciones que hoy atraviesan el período más intenso de su socialización política.

## Bibliografía

- Aguiar, César (2000). “La historia y la Historia: Opinión Pública y opinión pública en el Uruguay”. *Prisma* 15:7- 45
- Alcántara Sáez, Manuel y Juan Pablo Luna (2004). “Ideología y competencia partidaria en dos post-transiciones: Chile y Uruguay en perspectiva comparada”. *Revista de Ciencia Política* XXIV (1): 128-168.
- Alwin, Duane y Ryan McCammon (2007). “Rethinking Generations”. *Research in Human Development* 4 (3-4): 219-237.
- Blossfeld, Hans Peter (1986). “Career opportunities in the Federal Republic of Germany: a dynamic approach to the study of life-course, cohort, and period effects”. *European Sociological Review* 2: 208-25.
- Bobbio, Norberto (1995). *Derecha e izquierda. Razones y significados de una distinción política*. Madrid: Taurus.
- Buquet, Daniel (2004). “Uruguay”. En Jhon Geer. (ed.) *Public Opinion and Polling Around the World. A Historical Encyclopedia*. Santa Barbara: ABC-CLIO .
- Buquet, Daniel y Gustavo De Armas (2004). “La evolución electoral de la izquierda: crecimiento demográfico y moderación ideológica”. En Jorge Lanzaro (coord.) *La izquierda uruguaya entre la oposición y el gobierno*. Montevideo: Fin de Siglo.
- Buquet, Daniel y Lucía Selios (2004). “El escenario preelectoral y la Opinión Pública”. En Instituto de Ciencia Política, *Informe de coyuntura No 5*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental.
- Campbell, Angus, Philip Converse, Warren Miller y Donald Stokes (1960). *The American Voter*. New York: Wiley & Sons inc.
- Canzani, Agustín (2000). “Mensajes en una botella. Analizando las elecciones de 1999/2000”. En Gerardo Caetano (ed.) *Elecciones 1999/2000*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental e Instituto de Ciencia Política.
- Canzani, Agustín (2005). “Cómo llegar a buen puerto: un análisis desde la opinión pública de la trayectoria electoral del EPFA”. En Daniel Buquet (coord.) *Las claves del cambio. Ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental.
- Canzani, Agustín (2010). “¿Tipos raros? La lógica de la opinión pública detrás de los resultados electorales 2009”. En Daniel Buquet y Niki Johnson (eds.) *Del cambio a la continuidad. Ciclo Electoral 2009-2010*. Montevideo: Editorial Fin de Siglo.
- Chasquetti, Daniel y Adolfo Garcé (2005). “Unidos por la historia: Desempeño electoral y perspectivas de colorados y blancos como bloque político”. En Daniel Buquet (coord.) *Las claves del cambio. Ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental.
- Clayton, D. y E. Schifflers (1987). “Models for Temporal Variation in Cancer Rates. II: Age-Period-Cohort Models”. *Statistics in Medicine* 6: 469-81.
- Converse, Philip (1976). *The Dynamics of Party Support: Cohort-analysing Party Identification*. Beverly Hills: Sage Publications.

- De Armas, Gustavo. (2009). "Debilitamiento del efecto demográfico y consolidación de un nuevo sistema partidario: Evidencia de las elecciones 2009 en Uruguay". *Revista Uruguaya de Ciencia Política* 18(1): 65-84.
- Downs, Anthony (1957). *An Economic Theory of Democracy*. Nueva Cork: Harper and Row.
- Fienberg, Stephen y William Mason (1978). "Identification and Estimation of Age-Period- Cohort Models in the Analysis of Discrete Archival Data". En Karl Schuessler (ed.) *Sociological Methodology* (1979). San Francisco: Jossey-Bass, pp.1-67.
- Fienberg, Stephen y William Mason (1985). "Specification and Implementation of Age, Period, and Cohort Models". En Stephen Fienberg y William Mason (eds.) *Cohort Analysis in Social Research*. New York: Springer-Verlag.
- Fiorina, Morris (1981). *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven: Yale University Press.
- Fu, Wenjiang (2000). "Ridge Estimator in Singular Design With Application to Age-Period-Cohort Analysis of Disease Rates". *Communications in Statistics—Theory and Method* 29: 263-78.
- Fu, Wenjiang (2008). "A Smoothing Cohort Model in Age-Period-Cohort Analysis with Applications to Homicide Arrest Rates and Lung Cancer Mortality Rates". *Sociological Methods and Research* 36:327-61.
- Fu, Wenjiang y Peter Hall (2006). "Asymptotic Properties of Estimators in Age-Period-Cohort Analysis". *Statistics and Probability Letters* 76: 1925-29.
- Fu, Wenjiang, Peter Hall y Thomas Rohan (2004). "Age-Period-Cohort Analysis: Structure of Estimators, Estimability, Sensitivity and Asymptotics". Technical report, Department of Epidemiology, Michigan State University, East Lansing.
- Glenn, Norval (1976). "Cohort Analysts' Futile Quest: Statistical Attempts to Separate Age, Period and Cohort Effects". *American Sociological Review* 41: 900-904.
- Glenn, Norval (1989). "A caution about mechanical solutions to the identification problem in cohort analysis: comment on Sasaki and Suzuki". *American Journal of Sociology* 95: 754-61
- González, Luis Eduardo y Rosario Queirolo (2000). "Las elecciones nacionales del 2004: Posibles escenarios". En Gerardo Caetano (ed.) *Elecciones 1999/2000*. Montevideo: Instituto de Ciencia, Ediciones Banda Oriental.
- Harding, David (2009). "Recent advances in age-period-cohort analysis. A commentary on Dregan and Amstrong, and on Reither, Hauser and Yang". *Social Science & Medicine* 69: 1449-1451.
- Hatzopoulos, Adrian P. y Steven Haberman (2011). "A dynamic parameterization modeling for the age-period-cohort mortality". *Insurance: Mathematics and Economics* 49: 155-174.
- Heckman, James J. y Richard Robb (1985). "Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations". En William M. Mason y Stephen E. Fienberg (eds.) *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the*

- Identification Problem*. New York: Springer-Verlag.
- Heuer, Carsten (1997). "Modeling of Time Trends and Interactions in Vital Rates Using Restricted Regression Splines". *Biometrics* 53: 161-77.
- Hoerl, Arthur E. (1962). "Application of ridge analysis to regression problems". *Chemical Engineering Progress* 58: 54-59.
- Hojman, David (1999). "Economic Policy and Latin America Culture: Is a virtuous circle possible?" *Journal of Latin American Studies* 31(1): 167:190.
- Holford, Theodore. R. (1985). "An Alternative Approach to Statistical Age-Period-Cohort Analysis". *Journal of Chronic Disease* 38: 831-36.
- Holford, Theodore, Zhongxin Zhang y Lisa McKay (1994). "Estimating age, period and cohort effects using the multistage model for cancer". *Statistics in Medicine* 13: 23-41.
- Keys, Katherine M. y Li Guohua (2010). "A multiphase method for estimating cohort effects in Age-Period contingency table data". *Annals of Epidemiology* 20: 779-785.
- Knight, Keith y Wenjiang Fu (2000). "Asymptotics for Lasso-Type Estimators". *The Annals of Statistics* 28:1356-78.
- Krosnick, Jon y Duane Alwin (1987). "An evaluation of a cognitive theory of response order effects in survey measurement". *Public Opinion Quarterly* 51: 201-219.
- Kupper, Lawrence L., Joseph M. Janis, Azza Karmous y Bernard G. Greenberg (1985). "Statistical Age-Period-Cohort Analysis: A Review and Critique". *Journal of Chronic Disease* 38: 811-30.
- Kupper, Lawrence L., Joseph M. Janis, Ibrahim A. Salama, Carl N. Yoshizawa y Bernard G. Greenberg (1983). "Age-period-cohort analysis: an illustration of the problems in assessing interaction in one observation per cell data". *Communication in Statistics – Theory and Methods* 12: 2779-2807.
- Lazarsfeld, Paul, Bernard Berelson y Hazel Gaudet (1948). *The people's choice*. New York: Columbia University Press.
- Lee, Wen C. y Ruey S. Lin (1996). "Autoregressive age period cohort models". *Statistics in Medicine*, 15:273-81, New York: John Wiley & Sons Ltd.
- Lijphart, Arend (2000). *Modelos de democracia. Formas de gobierno y resultados en treinta y seis países*. Ed Ariel, Barcelona.
- Linek, Lukáš L. (2010). "The Impact of Past Events on Current Electoral Behaviour. Age-Period-Cohort Analysis of Czech Communist Party Voters". Draft.
- Luna, Juan Pablo (2004). "De familias y parentescos políticos: ideología y competencia electoral en el Uruguay contemporáneo". En Jorge Lanzaro (coord.) *La izquierda uruguaya entre la oposición y el gobierno*. Montevideo: Fin de Siglo.
- Luna, Juan Pablo (2007). "FA and the Crafting of a Social Democratic Alternative in Uruguay". *Latin American Politics & Society* 49(4): 1-30.
- Mannheim, Karl (1990). "El problema de las generaciones". (Traducción de original 1928) *Revista Reis* 62(93): 193-242.
- Mason, Karen Oppenheim, William M. Mason, H. H. Winsborough y W. Kenneth

- Poole (1973). "Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data". *American Sociological Review* 38: 242-58.
- Mason, William y Herbert Smith (1985). "Age-Period-Cohort Analysis and the Study of Deaths from Pulmonary Tuberculosis". En William Mason y Stephen E. Fienberg (eds.) *Cohort Analysis in Social Research*. New York: Springer-Verlag.
- Mason, William y Nicholas Wolfinger (2001). "Cohort Analysis". California Center for Population Research, On-Line Working Paper Series.
- McCullagh, Peter y John A. Nelder (1989). *Generalized Linear Models*. Segunda Edición, New York: Chapman and Hall.
- Mieres, Pablo (1990). "Elecciones de 1989: el cambio del sistema de partidos y las adhesiones políticas de los uruguayos". *Partidos y electores. Centralidad y cambio*. Montevideo, Colección Argumentos, Número 17, Montevideo: ClaeH-Ediciones Banda Oriental.
- Mieres, Pablo. (1994). *El voto en el Uruguay de fin de siglo*. Montevideo: Fin de Siglo.
- Mieres, Pablo (1997). "Intermediación política y cambio electoral: algunas líneas de interpretación". *Cuadernos del ClaeH* 78-79.
- Mieres, Pablo (2010). "La edad y el cambio electoral en Uruguay, 2010". En Luis E. González, Federico Irazábal, Pablo Mieres e Ignacio Zuasanaber, *El voto en el Uruguay 2009-2010*. Montevideo: Universidad Católica del Uruguay y Fundación Konrad Adenauer.
- Miller, Warren (1992). "Generational Changes and Party Identification". *Political Behavior* 14(3): 333-352.
- Monestier, Felipe (2001). "Familia e identidad partidaria; razones para el éxito de una nueva tradición política en Uruguay". *Prisma* 16: 133-145.
- Moreira, Constanza (2000). "Las paradojales elecciones del fin de siglo uruguayo: comportamiento electoral y cultura política". En *Elecciones 1999/2000*. Montevideo: Instituto de Ciencia Política – Ediciones Banda Oriental.
- Moreira, Constanza (2005). "El voto moderno y el voto clasista revisado: explicando el desempeño electoral de la izquierda en las elecciones de 2004 en Uruguay". En Daniel Buquet (coord.) *Las claves del cambio: ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental e Instituto de Ciencia Política.
- Nakamura, Takashi (1986). "Bayesian cohort models for general cohort table analyses". *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 38: 353-70.
- Nelder, John y Robert Wedderburn (1972). "Generalized Linear Models". *Journal of the Royal Statistical Society, Serie A (General)* 135(3): 370–384.
- O'Brien, Robert M. (2000). "Age Period Cohort Characteristic Models". *Social Science Research* 29: 123-39.
- Oskamp, Stuart (1991). *Attitudes and opinions*. New Jersey: Prentice Hall.
- Queirolo, Rosario (1999). "La 'tradicionalización' del FA: La conflictividad del proceso de cambio". En Luis E. González (ed.) *Los partidos políticos uruguayos en tiempos de cambio*. Montevideo: Universidad Católica y Fundación de Cultura Universitaria.

- Queirolo, Rosario (2006). "Las elecciones uruguayas de 2004: la izquierda como única oposición creíble". *Colombia internacional* 64: 34-49.
- Raudenbusch, Stephen W. y Anthony S. Bryk (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Riley, Matilda White (1987). "On the significance of age in sociology. American Sociological Association, 1986 Presidential Address". *American Sociological Review* 52: 1-14.
- Robertson, Chris, Sara Gandini y Peter Boyle (1999). "Age-period-cohort models: a comparative study of available methodologies". *Journal of Clinical Epidemiology* 52: 569-83.
- Rodgers, Willard L. (1982). "Estimable Functions of Age, Period, and Cohort Effects". *American Sociological Review* 47: 774-87.
- Rose, Richard y Ian McAllister (1990). *The loyalties of voters*. London: Sage Publications.
- Ryder, Norman B. (1965). "The cohort as a concept in the study of social change". *American Sociological Review* 30: 843-861.
- Sani, Giacomo y Giovanni Sartori (1983). "Polarization, Fragmentation and Competition in Western Democracies". En Hans Daalder y Peter Mair *Western European Party Systems*. London: Sage Publications.
- Sasaki, Masamichi y Tatsuzō Suzuki (1989). "A Caution about the data to be used for cohort analysis: reply to Glenn". *American Journal of Sociology* 95: 761-765.
- Schulhofer-Wohl, Sam y Yang Yang (2006). "APC: Stata module for estimating age-period-cohort effects", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456754.html>, Statistical Software Components, Boston College Department of Economics.
- Selios, Lucía (2009). "Opinión Pública". En *Encrucijada 2010. La política uruguaya a prueba*, Informe de Coyuntura N° 9. Montevideo: Editorial Fin de Siglo – Instituto de Ciencia Política.
- Smith, Herbert L. (2004). "Response: Cohort analysis redux". *Sociological Methodology* 34: 111-119.
- Tilley, James (2002). "Political Generations and Partisanship in the UK, 1964-1997". *Journal of the Royal Statistical Society, Serie A (Statistics in Society)*, 165(1): 121-135.
- Torcal, Mariano, Ramón Montero y Richard Gunter (2007). "Los sentimientos antipartidistas en el sur de Europa". En José Ramón Montero, Richard Gunter y Juan J. Linz (eds.) *Partidos políticos. Viejos conceptos y nuevos retos*. Madrid: Editorial Trotta.
- Tu, Yu-Kang, George Davey Smith y Mark S. Gilthorpe (2011). "A New Approach to Age-Period-Cohort Analysis Using Partial Least Squares Regression: The Trend in Blood Pressure in the Glasgow Alumni Cohort". *PLoS ONE*, 6(4): 1-9.
- Warwick, Paul (2002). "Toward a common dimensionality in west European policy spaces". *Party Politics* 8(1): 101-122.
- Williams, Kenneth C. (1994). "Spatial elections with endorsements and uninformed voters: Some laboratory experiments". *Public Choice* 80(2): 1-8.

- Wilmoth, John R. (1990). "Variation in vital rates by age, period, and cohort". *Sociological Methodology* 20: 295-335.
- Yaffé, Jaime (2005). "Réquiem para el Réquiem para la izquierda. El triunfo del FA: de la competencia intrapartidaria al desempeño electoral". En Daniel Buquet (coord.) *Las claves del cambio. Ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental.
- Yang, Yang (2006). "Bayesian Inference for Hierarchical Age-Period-Cohort Models of Repeated Cross-section Data". *Sociological Methodology* 36: 39-74.
- Yang, Yang (2008). "Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972-2004: An Age-Period-Cohort Analysis". *American Sociological Review* 73: 204-226.
- Yang, Yang, Wenjiang Fu y Kenneth C. Land (2004). "A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models". *Sociological Methodology* 34: 75-110.
- Yang, Yang y Kenneth C. Land (2006). "A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores". *Sociological Methodology* 36: 75-97.
- Yang, Yang y Kenneth C. Land. (2008). "Age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: Fixed or random effects?" *Sociological Methods Research* 36: 297-326.
- Yang, Yang, Sam Schulhofer-Wohl, Wenjiang J. Fu y Kenneth C. Land (2008). "The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How To Use It". *American Journal of Sociology* 113(6): 1697-1736.
- Zuasnabar, Ignacio (2004). "Identificación partidaria en Uruguay". Presentado en *20 años de Opinión Pública*, Equipos Mori.

### Anexo metodológico: El problema de identificación y el Estimador Intrínseco

En la sección 4 se planteó el siguiente modelo:

$$Y_{jt} = \sum_{i=a_s}^{a_M} \alpha_i A_{ijt} + \sum_{t=\tau_s}^{\tau_T} \beta_t P_{tj} + \sum_{k=\tau_s-a_1}^{\tau_T-a_1} \gamma_k C_{kjt} + \varepsilon_{jt}$$

En primer lugar existe un problema de multicolinealidad exacta entre los elementos de cada conjunto de variables binarias, pero su resolución es simple. La alternativa más utilizada es omitir arbitrariamente uno de los términos en cada sumatoria y agregar un término constante en el modelo, lo que conduce a que los resultados que se obtengan reflejen los efectos en términos comparativos con los de la categoría omitida o "de referencia". Una estrategia más utilizada en el marco de los enfoques APC consiste en la inclusión de todos los regresores y en la incorporación de tres restricciones que hacen nulas las sumas de todos los efectos de edad, las de todos los efectos de período, y las de todos los de cohorte. Estas restricciones implican una reparametrización que centra los coeficientes  $\alpha_i$ ,  $\beta_t$  y  $\gamma_k$ . Se muestra

que ambas estrategias son análogas y conducen a una traslación de los parámetros por una constante.

Un segundo y más grave problema de multicolinealidad exacta surge de la relación lineal existente entre las variables APC, ya que para cada individuo en cada momento se verifica la siguiente igualdad:

$$\text{cohorte}_{jt} = \text{período}_{jt} - \text{edad}_{jt}$$

Siendo  $X$  la matriz de diseño que reúne todos los regresores  $A_i$ ,  $P_i$  y  $C_i$ , la igualdad anterior se traduce en una matriz  $(X'X)$  singular y por consiguiente no invertible, asociada a un sistema indeterminado que podría admitir múltiples soluciones, evidenciando la imposibilidad de distinguir los efectos ocasionados por cada una de las tres variables.

Las soluciones al problema de identificación han sido diversas. Una primera respuesta consiste en rigor en eludirlo, y pasa por la utilización de modelos de dos factores (edad y período, edad y cohorte, o período y cohorte). Si bien puede tratarse de un ejercicio útil para iniciar cualquier análisis APC, sólo podría ser satisfactorio si la teoría y los datos indicaran que uno de los factores es superfluo (Mason y Wolfinger 2001).

La incorporación de restricciones al sistema ha sido una forma tradicional de enfrentar el problema de identificación, propuesta por Mason *et al.* (1973). En la tradición de Fienberg y Mason (1978, 1985) y de Mason y Smith (1985), la estrategia convencional en demografía ha sido la estimación de modelos lineales generalizados restringidos (CGLIM, por su sigla en inglés) incorporando una restricción adicional arbitraria. Para ello se requiere información externa que frecuentemente no se encuentra disponible, o se utiliza alguna restricción que se espera produzca efectos menores, como la igualación de los dos primeros coeficientes de edad o exigir coeficientes idénticos para cada par de categorías adyacentes (Blossfeld 1986). Sin embargo, la incorporación de restricciones falsas produce sesgo en los estimadores. Los resultados obtenidos por esta vía son poco robustos, variando significativamente al cambiar las restricciones (Glenn 1976, 1989; Rodgers 1982; Fienberg y Mason 1985; Kupper *et al.* 1983; Heckman y Robb 1985; Mason y Smith 1985; Wilmoth 1990)<sup>18</sup>.

---

18 Otras respuestas han pasado por sustituir alguna de las variables APC por una variable proxy "medida", por ejemplo el tamaño de la cohorte en lugar de su año de nacimiento, en lo que generalmente se denomina *Age Period Cohort Characteristic Model* (APCC, Fienberg y Mason 1985, Heckman y Robb 1985, O'Brien 2000). También se ha propuesto incluir una de las variables APC en forma no lineal, por ejemplo la edad en forma logarítmica, eliminando el problema de identificación por medio de una elección de la forma funcional (Holford *et al.* 1994). Mason *et al.* (1973) ya sugería esta última posibilidad, que también fuera recogida por Fienberg y Mason (1985). Desde un enfoque bayesiano, algunos trabajos se inscriben en la tradición de Nakamura (1986), que propone una estimación por máxima verosimilitud conjuntamente con un mecanismo de minimización de las diferencias entre parámetros para coeficientes sucesivos, lo que implica una suavización (*smoothing*) de la secuencia de parámetros que podría ser particularmente razonable en el marco del enfoque APC. Siempre y cuando se asuma que los coeficientes tienen distribuciones separables y que son intercambiables, el método permite estimar sin imponer

Un enfoque novedoso para resolver el problema de identificación es el método del Estimador Intrínseco (IE, por su sigla en inglés), presentado por Fu (2000)<sup>19</sup> como aplicación al enfoque APC del límite de la *regresión cresta* cuando el factor de penalización tiende a cero. Fu (2008) sostiene que ante la dificultad de justificar cualquier restricción de identificación, una cuestión crítica es ver si existe una *super* restricción que resuelva el problema de identificación, por lo que se trata de encontrar una función estimable que sea independiente de las restricciones y determine a los parámetros en forma única. Sin embargo, por largo tiempo se creyó que tal solución no existía (Rodgers 1982; Holford 1985; Clayton y Schifflers 1987), hasta que en Kupper *et al.* (1985) se obtiene una condición para la existencia de una función estimable con las características señaladas. Fu, Hall y Rohan (2004) muestran que el IE verifica la condición de Kupper y es la única función estimable para los modelos de clasificación múltiple<sup>20</sup>.

En rigor, el IE introduce una restricción para hacer viable la estimación, pero se trata de una restricción no impuesta por el investigador sino derivada de las dimensiones de la matriz  $X$ . Smith (2004) señala que el IE puede ser pensado como un promedio sobre múltiples estimaciones realizadas con diferentes restricciones en el enfoque convencional. El método consiste en la descomposición del espacio de parámetros a partir de los valores propios de la matriz  $(X'X)$ . Cada uno de los estimadores del modelo puede ser descompuesto como  $\hat{b} = B + tB_0$ , donde  $B$  es el complemento ortogonal al espacio nulo (núcleo) de la matriz  $(X'X)$ , y  $B_0$  es un vector del espacio nulo, el vector propio normalizado correspondiente al único valor propio cero. En este caso  $B$  será el estimador intrínseco, y se obtiene a través de una regresión sobre los componentes principales (vectores propios asociados a los valores propios no nulos) (Yang, Schulhofer-Wohl, Fu y Land 2008).

Diferentes trabajos han mostrado que el IE posee propiedades deseables en comparación con los estimadores CGLIM, puesto que es asintóticamente eficiente y consistente, e insesgado en muestras finitas, presentando un mejor ajuste a los valores predichos (Yang, Fu y Land 2004).

Completando la definición del modelo estadístico, lo habitual en el marco

restricciones arbitrarias (Sasaki y Suzuki 1987). Más recientemente, algunos trabajos se han concentrado en la utilización de métodos de mínimos cuadrados parciales (Tu, Smith y Gilthorpe 2011) o, en una línea bastante diferente, la utilización de un “método multi-fase” para la estimación de efectos de cohorte como efectos multiplicativos de edad y período a través de un proceso no paramétrico de “*median polish*” (Keys y Guohua 2010). También se han explotado métodos vinculados al trabajo en series temporales, proponiendo estructuras autorregresivas en los coeficientes de cada una de las variables APC bajo el supuesto de estacionariedad de los efectos de cohorte (Lee y Lin 1996), estimando regresiones *splines* (Heuer 1997) o a través de reparametrizaciones dinámicas (Hatzopoulos y Haberman 2011). Robertson, Gandini y Boyle (1999) presentan una revisión de varias de las metodologías mencionadas.

19 Complementado en Knight y Fu (2000) y Fu y Hall (2006).

20 La regresión *cresta* o *contraída* es un método alternativo al de mínimos cuadrados ordinarios utilizado para enfrentar el problema de multicolinealidad, presentado por Hoerl (1962). En lugar de buscar el estimador de mínima varianza entre los estimadores insesgados, se admite sesgo con menor error cuadrático medio. Con este método es posible estimar incluso bajo colinealidad perfecta, y se minimiza una versión penalizada de la función de pérdida de mínimos cuadrados.

de enfoques APC es la utilización de los modelos lineales generalizados (GLIM, por su sigla en inglés), presentados por Nelder y Wedderburn (1972) y McCullagh y Nelder (1989). Estos permiten una gran flexibilidad para su aplicación a distintos tipos de variable dependiente, puesto que anidan la posibilidad de aplicación como modelos lineales, gaussianos, o de poisson, entre otras formas exponenciales. En particular, estos modelos asumen que cada observación de la variable dependiente resulta de una distribución de probabilidad, que debe especificarse en el modelo y que en este trabajo se ha supuesto Poisson. Luego, un predictor lineal de la forma  $\tilde{X}\tilde{\theta}$  se asocia a los resultados de la variable dependiente  $Y$  a través de una función de vinculación definida en forma consistente, y que en este trabajo es una función logarítmica (vínculo canónico para distribuciones de Poisson). De este modo, se tiene:

$$(4) \quad \log(E(\tilde{Y})) = \tilde{X}\tilde{\theta}$$

donde  $\tilde{Y}$  es el vector de porcentajes de ocurrencia en cada una de las celdas de la tabla edad/período,  $\tilde{X}$  es la matriz de variables binarias de edad, período y cohorte para datos agregados y  $\tilde{\theta} = (\tilde{\mu} \tilde{\alpha}_{a_1} \dots \tilde{\alpha}_{a_M} \tilde{\beta}_{t_1} \dots \tilde{\beta}_{t_T} \tilde{\gamma}_{k_1} \dots \tilde{\gamma}_{k_K})'$  es el vector de coeficientes asociados a ese conjunto de variables<sup>21</sup>.

Si el porcentaje de ocurrencias se expresa como el número de ocurrencias sobre el total de observaciones en la celda, el modelo (4) puede ser reescrito como:

$$(5) \quad \log(O_{it}) = \log(P_{it}) + \tilde{\mu} + \tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_t + \tilde{\gamma}_k$$

donde se ha retomado la ecuación (3). Esta formulación permite apreciar la pertinencia de utilizar una distribución de Poisson para el número de ocurrencias  $O_{it}$ .

En cuanto a los métodos de estimación, ésta se realiza por máxima verosimilitud<sup>22</sup>. El procesamiento estadístico se ha efectuado utilizando Stata 9.2, y en particular el comando *apc\_ie* presentado por Schulhofer-Wohl y Yang (2006).

\* Artículo recibido el 07 de junio de 2011 y aceptado para su publicación el 25 de setiembre.

21 Recordando que  $M$  es el número de edades consideradas,  $T$  el número de períodos disponibles y  $M+T-1$  el número de cohortes analizados, la tabla de ocurrencias por edad/período tendrá  $M \times T$  celdas, y esa será la dimensión del vector  $\tilde{Y}$  y el número de filas de la matriz  $\tilde{X}$ . El número de variables (columnas) en  $\tilde{X}$ , y por consiguiente el número de parámetros estimados será:  $M+T+M+T-1=2M+2T-1$ .

22 Si bien es frecuente trabajar con el método de Newton-Raphson, aquí se han obtenido mejores resultados por medio del algoritmo iterativo de mínimos cuadrados reponderados (IRLS, por su sigla en inglés).