

Título:

Perfiles generacionales en las preferencias políticas de los uruguayos

Autores:

Manuel Flores: Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. manuel@decon.edu.uy

Lucía Selios: Instituto de Ciencia Política, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. lselios@gmail.com

Resumen

La evolución de las opiniones y actitudes de los individuos encierra una tensión entre la continuidad y el cambio, ya que 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 experimentado produce cambios en las preferencias de toda la población. 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 los tres componentes. Además identifica cuatro generaciones políticas definidas por sus preferencias electorales y marcadas por eventos históricos recientes.

Palabras clave: generaciones, actitudes, modelosAPC.

1. 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.

Así, cuando se observa la evolución temporal de opiniones y actitudes en un determinado país, pueden diferenciarse los cambios que alcanzan al conjunto de la población (alterando en cada *período* la distribución poblacional de opiniones para todas las edades); de aquellos que resultan del proceso de envejecimiento de cada individuo (asociados a la *edad* de la persona); y de un tercer componente que surge 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, pero 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.

Por su parte, 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 aporta claridad en la interpretación de los comportamientos electorales. Así, en este trabajo 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.

En la lectura de los resultados de encuestas repetidas de opinión pública se aprecia directamente la variación coyuntural de estas dimensiones, que suelen ser explicadas a partir de las características del sistema político y la evolución de la oferta partidaria y de la coyuntura 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. 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 ella, 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 (Krosnick y Alwin 1989, Mannheim 1990, Alwin y McCammon 2007)*. 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). 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 el sistema político, los partidos o la democracia.

En este trabajo se 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.

2. Opiniones y formación de las preferencias políticas

En los marcos interpretativos de las variaciones en las preferencias políticas se pueden distinguir varios enfoques. Una vertiente que recurre a los elementos variables de la coyuntura (oferta partidaria, evolución de la economía, impacto de las campañas, por ejemplo). Esta es básicamente la interpretación racionalista del comportamiento electoral

* 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).

(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).

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 el mundo real (Hojman 1999).

Por otra parte, a medida que los individuos se vuelven mayores asumen nuevos roles en la sociedad, cambian física y psicológicamente, lo que provoca la tendencia 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: descubrir si algún cohorte comparte variaciones que puedan interpretarse por su etapa de socialización política, si interviene el efecto de envejecimiento -ageing- en las actitudes políticas, y 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 para la izquierda y más liberales para 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 re-interpretar 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).

3. 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[†]. Sin embargo, no abundan trabajos que centren su preocupación en la dimensión generacional, problema que por cierto excede a la literatura local (Torcal, Montero y Gunter 2007).

En términos de cambio electoral, desde la reapertura democrática y la elección de 1984 el Frente Amplio (FA)[‡] ha ganado un caudal electoral creciente, desplazando a los partidos

[†] 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).

[‡] Fundado en 1971, el FA reúne desde entonces a casi la totalidad de los sectores progresistas en Uruguay (izquierda y centro-izquierda). 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

tradicionales del país: el Partido Nacional (PN) y el Partido Colorado (PC)[§]. 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 plebiscitada 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: el factor demográfico, los posicionamientos ideológicos de los partidos y el electorado, y los aspectos coyunturales y liderazgos (Queirolo 2006).

Por un lado, 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)**.

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).

Progresista”. En 2005 este partido accede por primera vez al poder, bajo el lema “Encuentro Progresista – FA – Nueva Mayoría”.

[§] El PC y el PN (inicialmente Partido Blanco) surgen 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, centro derecha y socialdemócratas.

** 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).

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). Vinculado a estos procesos familiares y de socialización política aparece una lectura que asume la existencia de un reemplazo generacional del 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).

Ahora bien, la interpretación demográfica del crecimiento electoral de la izquierda fue relativizada, mostrando 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). En definitiva, este capital político se produce por las acciones y omisiones de los partidos políticos uruguayos, y la no consideración del mismo 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) analiza las diferencias en las actitudes políticas de 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 no permitir controlar por los efectos de envejecimiento y las variaciones coyunturales en su descripción.

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.

4. Metodología y datos

La separación de los efectos de edad, período y cohorte en la evolución de una variable ha representado un desafío metodológico para diversos campos académicos. Hacerlo implicaría obtener coeficientes específicos que recojan adecuadamente, para cada una de las tres dimensiones, el impacto sobre la variable de interés una vez que se han eliminado los efectos de las otras dos dimensiones en juego. Es decir, por ejemplo, que se obtendrían coeficientes que reflejan el efecto de las sucesivas cohortes una vez que se ha controlado por el hecho de que cada cohorte ha sido observada en diferentes períodos (cada uno con sus particularidades) y que al observar una cohorte en el tiempo se va incrementando la edad de sus miembros (y cada etapa del ciclo vital también presenta sus particularidades). Análogamente, se tendrían coeficientes para cada edad que controlan por los períodos en que se observan 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_i , binaria

donde i representa cada edad considerada, con $i = a_1, \dots, a_M$), de período (P_t , binaria donde t representa cada período considerado, con $t = t_1, \dots, t_T$) y de cohorte (C_k , 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 $\{j, \text{ con } j=1, \dots, N\}$. De este modo, el modelo de regresión lineal vendría dado por la ecuación siguiente:

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

donde μ es un término constante, ε_{jt} es un término de error con $E(\varepsilon_{jt}) = 0$ y matriz de covarianzas diagonal igual a $\sigma^2 I$. Los coeficientes α_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 β_t de cada período t y γ_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 α_i , β_t y γ_k debido a que existe perfecta colinealidad en todo el conjunto de regresores. La relación lineal existente entre las variables APC implica que para cada individuo en cada momento se verifica la siguiente igualdad:

$$C_{jt} = P_t - A_{jt}$$

Siendo X la matriz que reúne todos los regresores A_i , P_j y C_k , la igualdad anterior se traduce en una matriz $(X'X)$ singular y por consiguiente no invertible, asociada a un

^{††} Nótese que esto implica que se tendrá información sobre un número de cohortes igual $M+T-1$.

^{‡‡} Existe un problema de colinealidad perfecta entre los elementos de cada conjunto de variables binarias que hace imposible la estimación, pero su resolución es simple. La alternativa más utilizada es omitir arbitrariamente uno de los términos en cada sumatoria, lo que conduce a que los resultados que se obtengan reflejen los efectos en términos comparativos con los de la variable omitida o “de referencia”. Una estrategia más utilizada en el marco de 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 α_i , β_t y γ_k . Yang, Fu y Land (2004) muestran que ambas estrategias son análogas y conducen a una traslación de los parámetros por una constante.

sistema indeterminado que podría admitir múltiples soluciones, evidenciando así la imposibilidad de distinguir los efectos ocasionados por cada una de las tres variables. 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).

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, 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 igualdad de los dos primeros coeficientes de edad o exigir coeficientes idénticos para cada par de categorías adyacentes (Blossfeld 1986). Sin embargo, los resultados varían 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)^{§§}.

^{§§} 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 la clasificación del mismo, 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 de 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

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)^{***} 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 Schiffers 1987), hasta que Kupper *et al.* (1985) obtuvo 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^{†††}.

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 de diseño ($X'X$). Cada uno de los estimadores del modelo puede ser descompuesto del siguiente modo:

tienen distribuciones separables y que son intercambiables el método permite estimar sin imponer 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*” (Keyes 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.

^{***} Complementado en Knight y Fu (2000) y Fu y Hall (2006).

^{†††} 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.

$$\hat{b} = B + tB_0$$

donde B es el complemento ortogonal al espacio nulo (núcleo) de la matriz de diseño, 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, Schulhover-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, insesgado en muestras finitas, y presenta mejor ajuste a los valores predichos (Yang, Fu y Land 2004).

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^{***}. Así, el modelo (1) se convierte en:

$$Y_{it} = \mu + \alpha_i + \beta_t + \gamma_k + \varepsilon_{it}$$

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 complejidades para la estimación, ya que hace necesario considerar la posibilidad de estimar con efectos individuales eventualmente correlacionados con la perturbación (efectos aleatorios), en

^{***} 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.

lugar de los efectos fijos aquí utilizados^{§§§}. Por tal motivo en este trabajo se realiza una aproximación inicial en base a datos agregados por edad/período y empleando el modelo planteado en (4).

Completando la definición del modelo estadístico, lo habitual en el marco 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 $X\beta$ 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:

$$\log(E(Y)) = X\beta$$

donde Y es el vector de porcentajes de ocurrencia en cada una de las celdas de la tabla edad/período, X es la matriz de variables binarias de edad, período y cohorte ya presentada y β es el vector de coeficientes asociados a ese conjunto de variables^{****}. Si el porcentaje de ocurrencias se expresara como el número de ocurrencias sobre el total de observaciones en la celda, el modelo (5) podría ser reescrito como:

^{§§§} 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), Yang (2006, 2008)

^{****} 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 Y y el número de filas de la matriz X . El número de variables (columnas) en X , y por consiguiente el número de parámetros estimados será: $M+T+M+T-1=2M+2T-1$.

$$\log(O_{it}) = \log(P_{it}) + \mu + \alpha_i + \beta_t + \gamma_k$$

donde se ha retomado la ecuación (4) y se puede 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^{††††}. El procesamiento estadístico se ha realizado utilizando Stata 9.2, y en particular el comando `apc_ie` presentado por Schulhofer-Wohl y Yang (2006).

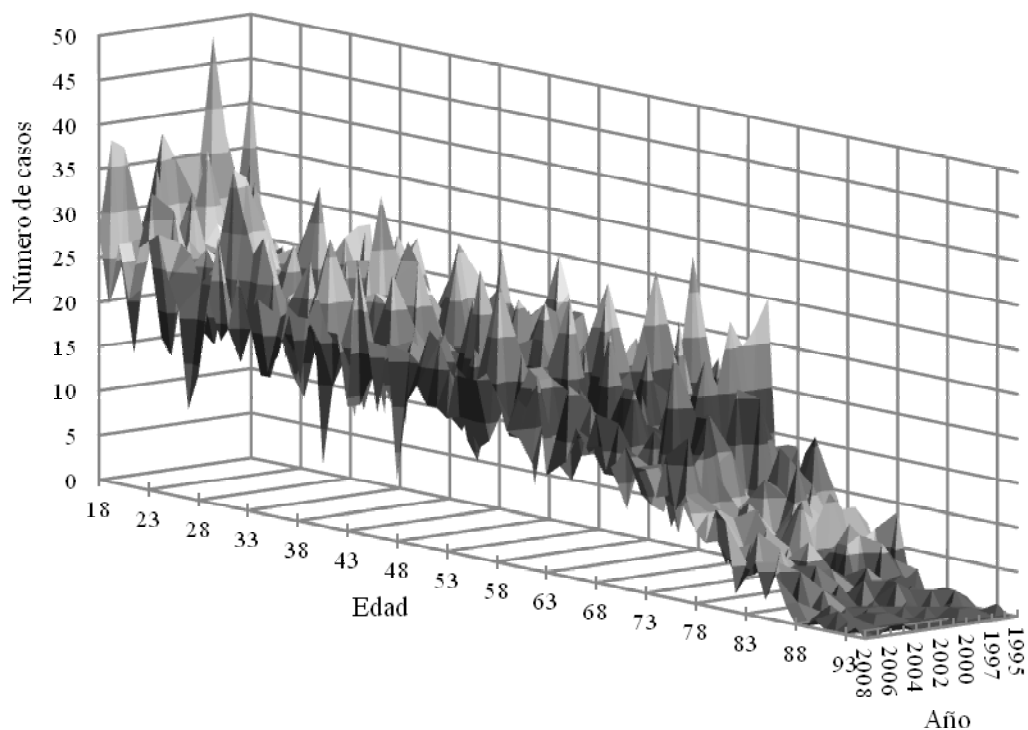
Para el trabajo empírico se han utilizado las bases de encuestas anuales de Latinobarómetro para el período 1995-2008 (exceptuando 1999, año en que no se realizó la encuesta). En el caso de Uruguay la encuesta ha sido implementada por la consultora Equipos MORI, con un tamaño de muestra de 1200 casos^{‡‡‡‡}. 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 y alcanzó el 100% desde el año 2003. De este modo, la información utilizada proviene de encuestas de sección cruzada repetidas, conformando lo que a veces se denomina “pseudo-panel” y donde a diferencia del caso de datos tradicionales de panel se observan individuos diferentes en cada período.

Como puede observarse en el Gráfico 1, respondiendo a la distribución etaria de la población el número de casos en cada edad desciende marcadamente a partir de los 75 años. 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.

^{††††} 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).

^{‡‡‡‡} 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



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 2 se presenta algo similar a lo que se conoce como Diagrama de Lexis, y allí se ha marcado la información disponible en el área sombreada, así como las cohortes presentes en el conjunto de información utilizado. Adicionalmente, se han representado sobre el gráfico algunas generaciones que en la literatura suelen mencionarse o que a priori podría pensarse que posean rasgos distintivos (Mieres 2010). Como puede apreciarse, 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 lleva a señalar un aspecto interesante de esta metodología, y es que permite una aproximación al impacto de fenómenos sucedidos en un pasado bastante remoto, a partir de datos de un período corto hacia atrás. Así, lo que se puede apreciar son los rastros de esos episodios del pasado en las opiniones actuales de los individuos (1995-2008). Es decir, no se recoge 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).

En cuanto a las variables analizadas, éstas 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 de cada pregunta dentro del mismo.

En la sección siguiente se presentan los resultados obtenidos. Debe advertirse que éstos podrían verse afectados por cambios en la población que alteran la composición de los cohortes pero 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.

5. 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^{§§§§}.

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 proporciones en forma de tabla edad/período, la variable fue dicotomizada tomando como izquierda 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 recodificada. 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

^{§§§§} La Encuesta Latinobarómetro muestra que Uruguay presenta niveles de no respuesta en el entorno del 10% cuando en los demás países latinoamericanos ronda el 20% (promedios 1995-2005).

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 los 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.

Gráfico 2

Autoidentificación ideológica de izquierda

Los coeficientes por cohorte muestran con claridad la existencia de un primer conjunto, conformado por aquellos nacidos en los años 20s 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 20s y 30s^{*****}.

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. El balotaje, 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.

***** Como se señaló en la sección anterior, 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). Asimismo, debe tenerse en cuenta que estos coeficientes no son interpretables en su magnitud absoluta, ya que las restricciones impuestas hacen que éstos aporten información en términos relativos a las otras categorías de cada variable.

Gráfico 3

Intención de voto al partido FA

En 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 Frente Amplia.

La segunda generación aparece claramente identificada con la izquierda y el FA, e incluye desde aquellos que vivieron su primera juventud finalizando los años 60s 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 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 90s, 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 así se distinguen resultados más claros, excepto en el caso del

período, dónde las evoluciones son muy diferentes. Por lo demás, la evolución en los componentes del modelo APC es muy similar.

Gráfico 4

Autoidentificación ideológica de derecha

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 éste 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 esta se acentúa con el

envejecimiento. Entre los votantes de los partidos tradicionales este efecto se presenta pero menos marcado que para la autoidentificación.

Gráfico 5

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

Los resultados por cohorte no espejan los obtenidos para la variable izquierda y para el 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 estas cohortes proviene principalmente de una fuerte intención de voto al PC, ya que en el PN no se presentan perfiles generacionales que sobresalgan.

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^{††††}. 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 tenía 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 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

^{††††} Estos resultados no se presentan en este trabajo pero, al igual que otros que se mencionan en secciones próximas, se encuentran disponibles por solicitud a los autores. La variable centro toma las respuestas con valores 4 a 6, y si bien en ella no se evidencian efectos de cohorte muy marcados, aunque sí aparecen coeficientes positivos en la primera mitad de la segunda y en la cuarta generación.

generación caracterizada por coeficientes negativos en el voto al FA y a los partidos tradicionales, alto peso de otras opciones y de no respuesta^{****}.

6. 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. Aún 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 –ageing- 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 distintas cohortes que atraviesa cada edad.

En segundo término, los efectos de período distinguen variaciones en las preferencias y muestran una tendencia hacia la izquierda y 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).

**** Finalmente, en lo que refiere a no respuesta a 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.

En tercer lugar, la metodología utilizada, permite detectar cuatro generaciones según preferencias políticas en Uruguay porque surgen diferencias consistentes en los cohortes, y porque se vinculan razonablemente con sus etapas de socialización marcada por importantes coyunturas políticas. La primera (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 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 60s y 70s, 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. No 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 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 que 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 en las generaciones que hoy atraviesan el período más intenso de su socialización política.

Bibliografía

Aguar, C. (2000). “La historia y la Historia: Opinión Pública y opinión pública en el Uruguay”. *Prisma* 15, Universidad Católica, Montevideo.

Alcántara Sáez, M. y Luna, J. P. (2004). “Ideología y competencia partidaria en dos post-transiciones: Chile y Uruguay en perspectiva comparada”, *Revista de Ciencia Política*, XXIV (1). Santiago, pp. 128-168, 2004.

Alwin, D. y McCammon, R. (2007). "Rethinking Generations". En *Research in Human Development*, 4 (3-4), 219-237.

Blossfeld, H. P. (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, N. (1995). *Derecha e izquierda. Razones y significados de una distinción política*. Madrid: Taurus, Trad. de la segunda edición italiana, Roma, 1995

Buquet, D. (2004). Capítulo Uruguay. En Geer, J. (ed.): *Public Opinion and Polling Around the World. A Historical Encyclopedia*, Santa Barbara, California.

Buquet, D. y De Armas, G. (2004). La evolución electoral de la izquierda: crecimiento demográfico y moderación ideológica. En Lanzaro, J. (coord.): *La izquierda uruguaya entre la oposición y el gobierno*. Montevideo, Editorial Fin de Siglo.

Buquet, D. y Selios, L. (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, A., Converse, P., Miller, W. y Stokes, D. (1960). *The American Voter*, University of Michigan Press.

Canzani, A. (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, A. (2005). "Cómo llegar a buen puerto: un análisis desde la opinión pública de la trayectoria electoral del EPFA". En Buquet, D. (coord.): *Las claves del cambio. Ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo, Ediciones de la Banda Oriental.

Canzani, A. (2010). "¿Tipos raros? La lógica de la opinión pública detrás de los resultados electorales 2009" En Buquet, D. Johanson, N. (eds.): *Del cambio a la continuidad. Ciclo Electoral 2009-2010*. Editorial Fin de Siglo, pp. 135-164.

Chasquetti, D. y Garcé, A. (2005). “Unidos por la historia: Desempeño electoral y perspectivas de colorados y blancos como bloque político”. En Buquet, D. (coord.): *Las claves del cambio. Ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo, Ediciones de la Banda Oriental.

Clayton, D. y Schiffers, E. (1987). “Models for Temporal Variation in Cancer Rates. II: Age-Period-Cohort Models”. *Statistics in Medicine*, 6:469-81.

De Armas, G. (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, A. (1957). *An Economic Theory of Democracy*. Nueva Cork, Harper and Row.

Fienberg, S. E. y Mason, W. M. (1978). “Identification and Estimation of Age-Period-Cohort Models in the Analysis of Discrete Archival Data”. En Schuessler, K. F. (ed.): *Sociological Methodology*, 1979, pp. 1-67. San Francisco: Jossey-Bass.

Fienberg, S. E. y Mason, W. M. (1985). “Specification and Implementation of Age, Period, and Cohort Models”. En Fienberg, S. E. y Mason, W. M. (eds.): *Cohort Analysis in Social Research*, pp. 45-88. New York: Springer-Verlag.

Fiorina, M P. (1981). *Retrospective Voting in American National Elections*. New Haven: Yale University Press.

Fu, W. J. (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, W. J. (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, W. J. y Hall, P. (2006). “Asymptotic Properties of Estimators in Age-Period-Cohort Analysis”. *Statistics and Probability Letters*, 76:1925-29.

Fu, W. J., Hall, P. y Rohan, T. (2004). "Age-Period-Cohort Analysis: Structure of Estimators, Estimability, Sensitivity and Asymptotics". Technical report, Department of Epidemiology, Michigan State University, East Lansing.

Glenn, N. D. (1976). "Cohort Analysts' Futile Quest: Statistical Attempts to Separate Age, Period and Cohort Effects". *American Sociological Review*, 41:900-904.

Glenn, N. D. (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, L. E. y Queirolo, R. (2000). "Las elecciones nacionales del 2004: Posibles escenarios". En *Elecciones 1999/2000*, Instituto de Ciencia, EBO, Montevideo.

Harding, D. J. (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, P. y Haberman, S. (2011). "A dynamic parametrization modeling for the age-period-cohort mortality". *Insurance: Mathematics and Economics*, 49:155-174.

Heckman, J. y Robb, R. (1985). Using longitudinal data to estimate age, period and cohort effects in earnings equations. En: Mason, W. M. y Fienberg, S. E. (eds.) *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the Identification Problem*. Springer-Verlag, New York, 137-50.

Heuer, C. (1997). "Modeling of Time Trends and Interactions in Vital Rates Using Restricted Regression Splines". *Biometrics*, 53:161-77.

Hoerl, A. E. (1962). "Application of ridge analysis to regression problems". *Chemical Engineering Progress*, 58:54-59.

Hojman, D. (1999). "Economic Policy and Latin America Culture: Is a virtuosus circle possible?". *Journal of Latin America Studies*, Vol 31. Part 1. Cambridge University Press

Holford, T. R. (1985). "An Alternative Approach to Statistical Age-Period-Cohort Analysis". *Journal of Chronic Disease*, 38:831-36.

Holford, T. R., Zhang, Z. y McKay, L. A. (1994) "Estimating age, period and cohort effects using the multistage model for cancer". *Statistics in Medicine*, 13:23-41.

Keyes, K. M. y Guohua, L. (2010). "A multiphase method for estimating cohort effects in Age-Period contingency table data". *Annals of Epidemiology*, 20:779-785.

Knight, K. y Fu, W. J. (2000). "Asymptotics for Lasso-Type Estimators". *The Annals of Statistics*, 28:1356-78.

Krosnick, J. A. y Alwin, D. F. (1987). "An evaluation of a cognitive theory of response order effects in survey measurement". *Public Opinion Quarterly*, 51, 201-219.

Kupper, L. L., Janis, J. M., Karmous, A. y Greenberg, B. G. (1985). "Statistical Age-Period-Cohort Analysis: A Review and Critique". *Journal of Chronic Disease*, 38:811-30.

Kupper, L. L., Janis, J. M., Salama, I. A., Yoshizawa, C. N. y Greenberg, B. G. (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, P., Berelson, B. y Gaudet, H. (1948). *The people's choice*. New York, Columbia University Press.

Lee, W.C. y Lin, R. C. (1996). "Autoregressive age period cohort models". *Statistics in Medicine*, 15:273-81.

Lijphart, A. (2000). *Modelos de democracia. Formas de gobierno y resultados en treinta y seis países*. Ed Ariel, Barcelona.

Luna, J. P. (2004). De familias y parentescos políticos: ideología y competencia electoral en el Uruguay contemporáneo, en Lanzaro, J. (Coord.): *La izquierda uruguaya entre la oposición y el gobierno*. Montevideo, Editorial Fin de Siglo.

Luna, J. P. (2007). "FA and the Crafting of a Social Democratic Alternative in Uruguay". *Latin American Politics & Society*, Vol. 49, No. 4, pp. 1-30.

Mannheim, K. (1990). "El problema de las generaciones". (Traducción de original 1928) *Revista Reis* 62/93, pp 193-242.

Mason, K. O., Mason, W. H., Winsborough, H. H. y Poole, K. (1973). "Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data". *American Sociological Review*, 38: 242-58.

Mason, W. M. y Smith, H. L. (1985). "Age-Period-Cohort Analysis and the Study of Deaths from Pulmonary Tuberculosis". En Mason, W. M. y Fienberg, S. E. (eds.): *Cohort Analysis in Social Research*, pp. 151-228, New York: Springer-Verlag.

Mason, W. M. y Wolfinger, N. H. (2001). "Cohort Analysis". California Center for Population Research, On-Line Working Paper Series.

McCullagh, P. y Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models*, Segunda Edición, New York: Chapman and Hall.

Mieres, P. (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, No 17, ClaeH.

Mieres, P. (1994). *El voto en el Uruguay de fin de siglo*, Ed. Fin de Siglo, Montevideo.

Mieres, P. (1997). "Intermediación política y cambio electoral: algunas líneas de interpretación", *Cuadernos del CLAEH*, N° 78-79, Montevideo.

Mieres, P. (2010). "La edad y el cambio electoral en Uruguay, 2010". En *El voto en el Uruguay 2009-2010*, Universidad Católica del Uruguay y Fundación Konrad Adenauer.

Miller, W. (1992). "Generational Changes and Party Identification". *Political Behavior*, Vol. 14 No. 3, Special Issue on Party Identification, pp.333-352.

Monestier, F. (2001). "Familia e identidad partidaria; razones para el éxito de una nueva tradición política en Uruguay". *Revista Prisma N° 16* Ed. FCU – UCUDAL, Montevideo.

Moreira, C. (2000). "Las paradójales elecciones del fin de siglo uruguayo: comportamiento electoral y cultura política". En *Elecciones 1999/2000*, Instituto de Ciencia Política, EBO, Montevideo.

Moreira, C. (2005). "El voto moderno y el voto clasista revisado: explicando el desempeño electoral de la izquierda en las elecciones de 2004 en Uruguay". En Buquet, D. (coord.) *Las claves del cambio: ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo: Ediciones de la Banda Oriental e Instituto de Ciencia Política.

Nakamura, T. (1986). "Bayesian cohort models for general cohort table analyses". {HYPERLINK "<http://www.ism.ac.jp/editsec/aism-e.html>"} 38: 353-70.

{HYPERLINK "http://en.wikipedia.org/wiki/John_Nelder" } \o "John Nelder"} y {HYPERLINK "http://en.wikipedia.org/wiki/Robert_Wedderburn_%28statistician%29" } \o "Robert Wedderburn (statistician)"} (1972). "Generalized Linear Models". En {HYPERLINK "http://en.wikipedia.org/wiki/Journal_of_the_Royal_Statistical_Society" } \o "Journal of the Royal Statistical Society"}. *Series A (General)*: Blackwell Publishing 135 (3): 370–384.

O'Brien, R. M. (2000). "Age Period Cohort Characteristic Models". *Social Science Research*, 29:123-39.

Oskamp, S. (1991). *Attitudes and opinions*. New Jersey, Prentice Hall.

Queirolo, R. (1999). "La 'tradicionalización' del FA: La conflictividad del proceso de cambio". En Universidad Católica del Uruguay, *Los partidos políticos uruguayos en tiempos de cambio*. Montevideo, Fundación de Cultura Universitaria.

Queirolo, R. (2006). “Las elecciones uruguayas de 2004: la izquierda como única oposición creíble”. *Colombia internacional*, julio-diciembre No. 064. Universidad de los Andes Bogotá, Colombia pp 34-49.

Raudenbusch, S. W. y Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Riley, M. (1987). “On the significance of age in sociology. American Sociological Association, 1986 Presidential Address”. *American Sociological Review*, 1987, Vol. 52

Robertson, C., Gandini, S. y Boyle, P. (1999). “Age-period-cohort models: a comparative study of available methodologies”. {HYPERLINK "http://www.sciencedirect.com/science/journal/08954356"}, 52:569-83.

Rodgers, W. L. (1982). “Estimable Functions of Age, Period, and Cohort Effects”. *American Sociological Review*, 47:774-87.

Rose, R. y McAllister, I. (1990). *The loyalties of voters*. SAGE Publications.

Ryder, N. B. (1965). “The cohort as a concept in the study of social change”. *American Sociological Review*, 30, 843-861.

Sani, G. y Sartori, G. (1983). “Polarization, Fragmentation and Competition in Western Democracies”. En Daalder y Mair, *Western European Party Systems*. Sage, Beverly Hills.

Sasaki, M. y Suzuki, T. (1989). “A Caution about the data to be used for cohort analysis: reply to Glenn”. *American Journal of Sociology*, 95: 761-5.

Schulhofer-Wohl, S. y Yang, Y. (2006). “APC: Stata module for estimating age-period-cohort effects”, {HYPERLINK "http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456754.html"}, Statistical Software Components, Boston College Department of Economics.

Selios, L. (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, H. L. (2004). "Response: Cohort analysis redux". *Sociological Methodology*, 34:111-119.

Tilley, J. (2002). "Political Generations and Partisanship in the UK, 1964-1997", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, Vol. 165, No. 1, pp. 121-135.

Torcal, M., Montero, R. y Gunther, R. (2007). "Los sentimientos antipartidistas en el sur de europa". En Montero, J. R., Gunther, R. y Linz, J. J. (eds.). *Partidos políticos. Viejos conceptos y nuevos retos*. Madrid. Editorial Trotta.

Tu, Y. K., Smith, D. G., Gilthorpe, M. S. (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).

Warwick, P. V. (2002). "Toward a common dimensionality in west European policy spaces". *Party Politics*, Vol. 8, No.1, pp. 101–122. SAGE Publications London Thousand Oaks New Delhi.

Williams, K. (1994). "Spatial elections with endorsements and uninformed voters: Some laboratory experiments". En *Public Choice*, 80. Kluwer Academic Publishers, Netherlands.

Wilmoth, J. R. (1990). "Variation in vital rates by age, period, and cohort". *Sociological Methodology*, 20: 295-335.

Yaffé, J. (2005). "Réquiem para el Réquiem para la izquierda. El triunfo del FA: de la competencia intrapartidaria al desempeño electoral", en Buquet, D. (coord.): *Las claves del cambio. Ciclo electoral y nuevo gobierno 2004/2005*. Montevideo, Ediciones de la Banda Oriental.

Yang, Y. (2006). "Bayesian Inference for Hierarchical Age-Period-Cohort Models of Repeated Cross-section Data". *Sociological Methodology*, 36:39–74.

Yang, Y. (2008). "Social Inequalities in Happiness in the United States, 1972–2004: An Age-Period-Cohort Analysis". *American Sociological Review*, 73:204–226.

Yang, Y., Fu, W. y Land, K. C. (2004). "A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models". *Sociological Methodology* 34, 75-110.

Yang, Y. y Land, K. C. (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, Y. y Land, K. C. (2008). "Age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: Fixed or random effects?". *Sociological Methods Research*, 36, 297-326.

Yang, Y., Schulhofer-Wohl, S., Fu, W. J. y Land, K. C. (2008). "The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How To Use It". *American Journal of Sociology*, 113(mayo).

Zuasnabar, I. (2004). "Identificación partidaria en Uruguay". En *20 años de Opinión Pública*, Equipos Mori.