

## Capítulo 5. Efectos del origen de clase en la salida del sistema educativo.

Quartulli, Diego.

Cita:

Quartulli, Diego (2016). *Capítulo 5. Efectos del origen de clase en la salida del sistema educativo*. Capítulo de Tesis de Doctorado.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/diego.quartulli/46>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/pfdZ/Aet>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.  
Para ver una copia de esta licencia, visite  
<https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.es>.

*Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.*

---

## Capítulo 5

### *Efectos del origen de clase en la salida del sistema educativo*

---

*Las instituciones de preparación y educación, cualesquiera que sean sus formas concretas, han sido siempre canales de circulación vertical. En las sociedades donde las escuelas son accesibles a todo el mundo, el sistema escolar representa un "elevador social", que se mueve desde la misma base de la sociedad hasta su cima.*  
(Sorokin, 1954, p. 488)

*Las decisiones educativas relevantes -permanecer o dejar la educación- son comunes a la mayoría de los sistemas educativos y las condiciones bajo las cuales se realizan estas decisiones, como la desigualdad de recursos culturales y económicos y los problemas de empleo son ampliamente similares en muchos países occidentales*  
(Gambetta, 1987, p. 1)

*En realidad, sólo un sistema institucional muy coercitivo, poco compatible con las exigencias de autonomía consideradas como normales en las sociedades liberales, sería susceptible de atenuar las diferencias escolares de manera drástica*  
(Boudon & Bourricaud, 1993, p. 190)

A lo largo de este capítulo se realizan una serie de *análisis* de datos junto con una *interpretación* de los mismos a la luz del prisma teórico del *análisis de clase*. Específicamente, en este capítulo se comenzará a analizar los datos producidos en la observación efectuada en la salida a campo de 2010.<sup>1</sup>

Con esta tarea en mente, y como se explicitó con mayor extensión en la introducción empírica, el capítulo se organizará del siguiente modo. En una primera parte (§5.1), se recapitulará brevemente las preocupaciones teóricas que nos acercaron a estos análisis empíricos y también se indicará sumariamente el modo en que se podrían *interpretar* los *análisis* de los datos producidos. También se advertirá, frente a la gran variedad de hipótesis del estado del arte, cuáles de ellas serán efectivamente contrastadas y cuales caerán fuera del análisis debido

---

<sup>1</sup> En este sentido, como se aclaró en el capítulo 4 (§4.4) no debería olvidarse que los datos analizados de aquí en adelante son efectivamente un subconjunto del conjunto de los hechos observables y estos, a su turno, son un subconjunto del conjunto más amplio de hechos que incluyen, a) el complemento de hechos observables no observados y b) el conjunto de hechos no observables que predica la teoría.

a las limitaciones de los datos o bien porque intentan ser explicaciones de problemas algo diferentes a los acá investigados.

En una segunda etapa (§5.2), se *analizará* uno de los núcleos empíricos de la tesis que será justamente una serie de datos en donde se podrá comparar la influencia del *origen de clase* en cada período histórico (el otro núcleo empírico es similar, pero con referencia a la relación entre el *origen de clase* y la entrada al mercado de trabajo).

En la tercera sección (§5.3) se intentará establecer el fenómeno encontrado en la sección anterior, en base a distintos análisis de bondad de ajuste interno.

En la cuarta sección (§5.4), denominada, al igual que el capítulo anterior, 'Especificando el análisis', se realizarán algunos de los análisis anteriores, aunque esta vez, los mismos se realizaran sobre dos sub-poblaciones diferentes como pueden considerarse a los hombres y las mujeres.

Por último (§5.5), se resumirán e interpretarán los principales hallazgos empíricos bajo la óptica interpretativa de los análisis de clase.

---

## 5.1 De la teoría a los datos

---

El presente capítulo quiere contribuir a la línea de investigación que, partiendo y reconociendo los logros comentados en los capítulos 1 y 2 sobre la tradición del análisis de clase, se preocupa por examinar los efectos de cambios institucionales más específicos dentro de las *constantes* institucionales capitalistas (Tranby, 2006)(Birkelund, 2006).<sup>2</sup>

En este caso, importan las diferencias en la *gobernanza económica*, detalladas genéricamente en el capítulo 3, especialmente, aquellas ocurridas luego de 1976 (§§3.3.2-3.3.3.2). Desde una posición panorámica, se supone que a lo largo de todos los períodos estudiados funcionaron tres grandes conjuntos mecanismos causales, aunque de diferente jerarquía.

Por un lado, se encontraría el o los mecanismos causales vinculados al funcionamiento del mercado de trabajo, especialmente aquellos que resalta la tradición del análisis de clase (§§2.3-2.3.3). Luego, vendrían aquellos mecanismos más cercanos a la tradición de la estratificación social, que funcionan en el proceso de asignación de personas a determinados bienes posicionales, como, por ejemplo, el nivel educativo (§§2.4-2.5).

En cuanto a los mecanismos causales que se suponen que se desarrollan detrás de cada tipo de gobernanza económica, hipotéticamente se podría esperar que, el cambio de reglas de juego institucionales, y su consecuente efecto en términos de la desigualdad de condiciones, impliquen, a su turno, cambios en algunas dimensiones de los efectos del origen de clase como los aquí estudiados.<sup>3</sup>

Claro que, desde un punto metodológico, la variación de la asociación entre el *origen de clase* y la *educación* (a lo largo de los diferentes períodos) también puede ser producido desde alguna variación intrínseca de la variable *educación*. Esto último, a su turno, depende del punto de vista teórico que se adopte acerca del significado del predicado *educación*. Esto merece una pequeña aclaración.<sup>4</sup>

---

<sup>2</sup> Cabe recordar, como se señaló en el capítulo 2, que algunos cambios institucionales más que complementarse (y por lo tanto tener efectos expansivos o contractivos en los *outputs* de los mecanismos de clase) pueden minar las condiciones institucionales básicas que hacen posible la activación del funcionamiento de esos mecanismos.

Es esta última línea, la que interesa al último Wright (Wright, 2010)(Wright, 2011a)(Wright, 2011b). En efecto, existen importantes investigaciones empíricas, tanto de Hungría como de la ex Unión Soviética, en donde se puede afirmar que debido al tipo y magnitud de los cambios en la *gobernanza económica* hubo un cambio del *modo de producción*. En esos casos, sí se constataron fuertes cambios de los efectos del origen de clase en distintas dimensiones (Simkus & Andorka, 1982)(Hout & Gerber, 2004)(Bukodi & Goldthorpe, 2010).

<sup>3</sup> Como se detalló en distintas secciones del capítulo 3, existe evidencia de cambios, generalmente regresivos, en muchas dimensiones sociales. Un buen resumen de ellos son algunos de los artículos y compilaciones de Susana Torrado (Torrado, 2004)(Torrado, 2010a)(Torrado, 2010b)(Torrado, 2010c).

<sup>4</sup> A fines metodológicos, como se detalló en el capítulo 4 (§4.3), se considera a la salida del sistema educativo como un *evento* único. Esto no necesariamente supone negar que las personas puedan salir en un momento y volver a ingresar en otro (y consecuentemente volver a salir).

Lo que suele representar con el concepto *nivel de educación* frecuentemente se trata de una propiedad que dista de ser simple. En efecto, tanto en su obtención como en su retribución por otro suele implicar una serie de relaciones sociales. Lo anterior, no quita que una vez obtenida y hasta que otro individuo efectúe alguna retribución sobre ella, la misma pueda ser correctamente representada como una propiedad intrínseca más que relacional. Pero esto sólo es un punto importante de la cuestión. El otro punto es como se *interpreta* esa variable posteriormente en los *análisis*.

Muchas veces el mismo proceso de *operacionalización*, por ser guiado por la misma teoría, indica el modo en que se deben *interpretar* posteriormente los *análisis*. Otras veces, el proceso anterior, quizá por ser menos guiado por la teoría o bien porque diferentes teorías aceptan un mismo indicador para distintas propiedades, deja más abierta la decisión posterior de *interpretación* de los *análisis*.

En efecto, con la educación parece suceder más lo segundo que lo primero. Diversas teorías son compatibles con un mismo indicador. En este sentido, un mismo indicador puede servir para indicar diferentes propiedades, lo que, a su turno, se puede representar a través de distintos conceptos.

De este modo, un mismo indicador, como por ejemplo los años de educación, puede *interpretarse* como fuente del capital humano para la capacidad productiva individual (Mincer, 1958)(Mincer, 1974)(Mincer, 1989) o como insumo (entre otros atributos) para el *screening* de los *principales* (Stiglitz, 1975)(Arrow, 1984a) y el *signaling* de los *agentes* (Spence, 1973)(Spence, 2001).

También, el tipo de educación recibida, puede ser *interpretada* como un indicador del tipo de *socialización* de normas y preferencias internalizadas, las cuales son más o menos apropiadas desde el punto de vista del empleador y específicas para diferentes tipos de trabajos (Bowles & Gintis, 2000b)(Bowles & Gintis, 2002)(Bowles, Gintis, & Osborne, 2001). Otras *interpretaciones* posibles lo ven como una instancia que favorece el florecimiento individual desde un punto de vista normativo (Walker & Unterhalter, 2007) o como un bien público en donde su expansión conlleva externalidades positivas (o negativas) para la sociedad en su conjunto (Bardhan & Udry, 1999, Capítulo 12).

A pesar de las riquezas teóricas de cada una de estas opciones aquí se conservará una en donde los años de educación, y especialmente el nivel que se deduce de aquel, es interpretada en términos de un *bien posicional* que otorga ciertas ventajas relativas a la hora de ingresar y hacer carrera en el mercado de

---

Lo que sí supone, es que una respuesta a la pregunta por el máximo nivel educativo alcanzado, refiere a la última salida del sistema educativo. El supuesto que los años de retraso escolar no sea de una magnitud tal que genere apreciables errores de clasificación en el raleo de los individuos a los diferentes períodos históricos parece algo irrealista pero razonable para los fines *comparativos* propuestos.

Las bondades de *interpretar* las respuestas a estas preguntas como insumos de un evento único es que de esta forma se controla de forma razonable el efecto *edad* de la trilogía *edad, periodo* y *cohorta* cuando se sale a campo de forma transversal con preguntas retrospectivas (§§4.2-4.3).

trabajo (Sørensen, 1983). *Mutatis mutandis*, la misma estrategia se adoptará en el capítulo siguiente sobre el ingreso al mercado de trabajo.<sup>5</sup>

De este tipo de *interpretación* no se afirma que sea la más apropiada para analizar el fenómeno educativo. Ni siquiera se prescribe como estrategia dominante para estudiar la asociación entre el origen social, la educación y el destino social. Sólo se supone que es idónea para este trabajo, teniendo en mente tanto los objetivos como el diseño de investigación del mismo.<sup>6</sup>

Desde un punto de vista metodológico, a pesar de las posibilidades legítimas de poder considerar a los *años de educación* como una escala intervalar (y analizarla como tal) se ha preferido realizar una *transformación* de aquella hacia una categorización ordinal que incluya las siguientes categorías “hasta secundaria incompleta”, “secundaria completa hasta terciaria o universitaria incompleta”, y “terciaria o universitaria completa”.<sup>7</sup>

Dentro de las razones que justifican la decisión anterior se encuentra que algunos de los mecanismos previstos en los procesos anteriormente señalados de *signalling* y *screening* (§§2.4-2.5) se activan frente a cambios cualitativos (por ejemplo credenciales) fáciles de percibir por agentes sin plena información y en contextos de incertidumbre (Gintis, 2009a, Capítulo 8).

Por otro lado, esta clasificación parece tener una relativamente clara interpretación sociológica, escasos errores de medición/clasificación debido a cambios legislativos y, no menos importante, permite la realización de análisis con una cantidad de casos accesible para el trabajo con muestras.

---

<sup>5</sup> El sentido del concepto de *bien posicional* se detalla en el capítulo 2. Aquí, a modo de reseña, solo se recordará que es un tipo de bien en donde su esencia no es del todo apreciable bajo el sentido de bien público o bien privado (Hirsch, 2005)(Pagano, 2005)(Vatiero, 2009)(Vatiero, 2011). Para una aplicación del mismo al contexto educativo puede consultarse (Bol & van de Werfhorst, 2011)(van de Werfhorst, 2011). Para una aplicación al análisis de clase puede consultarse (Sørensen, 1983)(Sørensen, 2005a). Para resaltar su utilidad en conexión con el programa del análisis de clase, la estratificación y cuestiones de equidad puede consultarse (Unterhalter & Brighouse, 2003)(Brighouse & Swift, 2006).

<sup>6</sup> Debe destacarse que, si bien a la variable años de educación se la interpretará como un *bien posicional*, esto no necesariamente implica su aceptación como un concepto cardinal. En efecto, sólo se asume su ordinalidad (Sørensen, 1979)(Sørensen, 1983). Por otro lado, existen buenas razones para suponer que a medida que se expanda y diversifique la estructura educativa la variable *años de educación*, en su sentido cardinal, pierde parte de su poder informativo (Rubinson, 1986, p. 524).

De todos modos, esto parece impactar más en los estudios que se interesan por las *causas* de la clase más que por los *efectos* de la misma o en los propios estudios vinculados a la teoría del capital humano en donde se suele usar los *años de educación* como regresor.

<sup>7</sup> Las diferencias ocurridas a través de diferentes legislaciones de los distintos gobiernos no parecen sesgar esta categorización. Especialmente, es de destacar que los fuertes cambios ocurridos luego de la Ley Federal de Educación (1993) parecen tener un impacto menor. En efecto, los primeros egresados del EGB son de 1998 y los de Polimodal caen en el límite de nuestra periodización (2001). De todos modos, esto se contempló en la construcción misma de la variable transformada.

Por último, en este capítulo los individuos fueron categorizados en diferentes períodos en función del año estimado en que salieron del sistema educativo, y no, por ejemplo, según el año en que nacieron.<sup>8</sup>

Así, se cumple la norma metodológica de clasificar a los individuos según un criterio que hipotéticamente tenga eficacia causal en el evento que se quiera estudiar, que en este caso es el evento de salir del sistema educativo (Menard, 2008, pp. 221-23).

---

<sup>8</sup> El año biológico en que abandona el sistema educativo se calculó como una función lineal de los años de educación obtenidos. Previamente se chequeó esta estimación simple sobre la base de una corrección por retraso escolar a la variable años de educación no arrojando diferencias apreciables en los resultados.

Por otro lado, el valor original de la variable *años de educación* (insumo que al relacionarlo con el *año histórico de nacimiento* permite calcular el *año histórico de abandono* del sistema educativo) se calculó de modo diferencial según los sistemas institucionales de cada momento.

Así, “primaria completa” para alguien nacido en 1950 (y por lo tanto con grandes chances de haber cursado la primaria en el período 1956-1962 aprox.) son siete años de educación. En cambio “primaria completa” para alguien nacido en 1990 (y por lo tanto con grandes chances de haber cursado la primaria en el período 1996-2002 aprox.) son nueve años de educación. Los casos limítrofes se consideraron como errores de medición.

---

## 5.2 Análisis de los datos

---

Se comenzará analizando la relación bivariada entre el origen de clase y el nivel alcanzado en la salida del sistema educativo lo largo de los períodos observados.

Al igual que sucede en el capítulo siguiente, desde un punto de vista metodológico, esto es una relación trivariada (Origen – Educación – Período) y, en sentido estricto, esto se tiene en cuenta en el diseño de los modelos log lineales de tres vías a la hora de evaluar su respectiva bondad de ajuste a los datos.

La razón de suponer que se analiza una relación bivariada (Origen-Educación) a la luz de una tercera (Período) es para usar un tipo de lenguaje que, intencionalmente, disponga al lector a realizar determinados tipos de análisis y descartar otros por considerarlos, si bien lógicamente posibles, no prioritarios para para el objetivo en cuestión.

Para hacer más amigable la introducción, en primer término se presentará algunos datos en una forma más descriptiva dejando para más adelante análisis sobre la bondad de ajuste de distintos modelos.<sup>9</sup>

En la tabla 5.1 (más adelante) puede observarse cuatro tablas de contingencia, cada una representando un período histórico determinado. En las filas se han dispuesto a los diferentes orígenes de clase y en las columnas los diferentes destinos educativos. De modo algo arbitrario, pero útil para los fines comunicativos, se ha establecido que cada período tuviera una cantidad de 1200 individuos.<sup>10</sup>

Al mismo tiempo, también se ha dispuesto que cada categoría de las variables tuviera igual cantidad de individuos. Lo anterior, sumado a lo afirmado en el párrafo anterior, permite concentrarse en los *condicionales* de la tabla (las celdas interiores), evitando distracciones con los *marginales* (las celdas exteriores).

De forma complementaria, se han calculado cuales deberían ser los valores de las frecuencias si se desea mantener el núcleo de la asociación de los datos observados en la muestra. Las poblaciones resultantes pueden ser consideradas como poblaciones sintéticas (Kurban, Gallagher, Kurban, & Persky, 2011).<sup>11</sup>

---

<sup>9</sup> Descriptivo, al igual que en toda esta obra, se entiende por análisis inferenciales que no implican proposiciones sobre la bondad de ajuste de un modelo, ni de los valores de sus parámetros, para toda una tabla de contingencia. De todos modos, al tratarse de un análisis de una muestra, todos los análisis pertenecen a la estadística inferencial.

<sup>10</sup> La razón de analizar los datos sobre una base de 1200 casos por período, es que al tratarse de una tabla de 3x4, su mínimo común múltiplo es 12, lo que permite trabajar con una misma cantidad de casos para cada celda. En este caso, se hecho una expansión por 100, llevando el N a 1200 casos por período por considerarlo algo más intuitivo. En este sentido, en presencia de independencia estadística cada celda debería tener 100 casos.

<sup>11</sup> En un artículo clásico Frederick Mosteller (Mosteller, 1968) y luego su discípulo Stephen Fienberg (Fienberg, 1970)(Fienberg, 1971) preocupados por la escasa comprensión de la problemática de comparar diversas fuentes históricas hacen un aporte sustancial a la

El objetivo de esta tabla es mostrar, aunque de modo vicario, los datos que luego serán insumo, posteriormente, de los modelos log-lineales y sensibilizar al lector sobre qué tipo de asociaciones se intentan observar en los análisis anteriormente denominados de flujos relativos.

En la tabla 5.1, hay dos tipos de datos. Uno, entre paréntesis, que hace referencia a cuáles hubieran sido las frecuencias observadas de las celdas interiores en caso de tenerse, efectivamente en la muestra, los marginales de la tabla 5.1. Por otro lado, también se encuentra el residuo obtenido de cada celda para un modelo de independencia condicional. Este último modelo, dados los marginales de la tabla 5.1, espera 100 casos en cada celda.<sup>12</sup>

Este es un modelo que intenta observar, al menos como aquí se lo aplicará, si existe independencia entre el origen de clase y el logro educativo al condicionarse por los períodos. Como en la tabla 5.1 se muestran los residuos por celda de la bondad de ajuste de ese modelo, se puede, legítimamente, interpretar a aquellos como una medida de distancia entre lo esperado (por el modelo) y lo observado (en los datos estandarizados).

De este modo, al eliminarse las variaciones entre los marginales, los datos se convierten en más intuitivos para lecturas de flujos relativos. Dicho lo anterior, cabe reiterar lo expuesto en el capítulo 1 (§§1.3-1.5) y 4 (§§4.5-4.5.3), que, debido a las preguntas que se intentan contestar, estas técnicas se consideran idóneas.

Como en este caso todos los residuos fueron estandarizados, todas las intensidades de los mismos (tanto las positivas como las negativas) pueden compararse entre sí. Esto se debe a que el '0', es el valor del residuo cuando la frecuencia esperada ajusta con los observados. Si una celda posee un valor superior a 100, entonces tendrá un residuo positivo en función de su distancia al valor esperado. En caso de obtener un valor menor a 100, el residuo arrojará un valor negativo en función de su distancia al valor esperado.

---

metodología cuantitativa histórica. Proponen, basados en el algoritmo de Deming-Stephan (Deming & Sthephan, 1940)(Stephan, 1942), una técnica iterativa que permite la construcción de tablas de contingencia comparables al mismo tiempo que se mantiene el *núcleo* de la asociación. Se asume que esta última es idóneamente representado por los *odds ratios* locales. Más detalles en §§4.5-4.5.1.

<sup>12</sup> Para este cuadro, los residuos seleccionados fueron los estandarizados o tipificados. Estos se calculan  $(fo_{ij} - fe_{ij})/\sqrt{fe_{ij}}$  donde  $fo$  son las frecuencias observadas y  $fe$  las frecuencias esperadas de cada celda.

Tabla.5.1. Origen de clase y destino educativo según período. Residuos estandarizados (modelo independencia condicional) y frecuencias observadas (entre paréntesis) sobre poblaciones sintéticas construidas para cada período conservando el núcleo de la asociación de los datos observados.

Origen	Destino educativo			Total
	Superior Completo	Secundaria comp. y terciaria incomp.	Hasta secundaria incomp.	
<b>1955-1965</b>				
Clase de servicio	9,5	-1,7	-7,8	300
	(195,0)	(83,4)	(21,8)	
Clase intermedia	-3,7	2,5	1,2	300
	(63,5)	(124,7)	(111,8)	
Pequeños autónomos	-0,6	0,2	0,3	300
	(94,4)	(102,1)	(103,5)	
Clase trabajadora	-5,3	-1,0	6,3	300
	(47,1)	(89,8)	(163,0)	
<b>Total</b>	400	400	400	1200
<b>1966-1976</b>				
Clase de servicio	7,9	-1,6	-6,3	300
	(178,8)	(84,5)	(36,7)	
Clase intermedia	1,2	1,4	-2,7	300
	(112,4)	(114,5)	(73,1)	
Pequeños autónomos	-4,0	2,7	1,3	300
	(59,8)	(126,9)	(113,3)	
Clase trabajadora	-5,1	-2,6	7,7	300
	(49,0)	(74,2)	(176,8)	
<b>Total</b>	400	400	400	1200
<b>1977-1990</b>				
Clase de servicio	7,5	-2,4	-5,1	300
	(174,6)	(76,1)	(49,3)	
Clase intermedia	0,8	0,7	-1,5	300
	(107,9)	(107,0)	(85,1)	
Pequeños autónomos	-2,4	1,6	0,8	300
	(76,0)	(116,0)	(108,0)	
Clase trabajadora	-5,8	0,1	5,8	300
	(41,5)	(101,0)	(157,5)	
<b>Total</b>	400	400	400	1200
<b>1991-2001</b>				
Clase de servicio	10,9	-2,2	-8,7	300
	(209,0)	(77,8)	(13,2)	
Clase intermedia	-1,3	1,9	-0,6	300
	(87,2)	(119,1)	(93,7)	
Pequeños autónomos	-4,5	1,2	3,3	300
	(55,3)	(111,7)	(133,0)	
Clase trabajadora	-5,1	-0,9	6,0	300
	(48,5)	(91,4)	(160,0)	
<b>Total</b>	400	400	400	1200

De la tabla 5.1 pueden hacerse múltiples lecturas. Entre otras posibles puede destacarse:

- a) La fuerte y continua sobrerrepresentación de los individuos con origen de clase de servicio en el nivel educativo superior como,
  - b) La fuerte sub-representación de esa misma clase de origen en los niveles educativos bajos,
- es compatible con las hipótesis que afirman, que dada la aversión a descender de clase social, los descendientes de la clase de servicio, no sólo maximizan a), sino que también minimizan b) (Goldthorpe & Breen, 2007)
- c) Ninguna mejora, por parte de la clase trabajadora en términos de chances relativas, para mejorar su situación frente a la educación superior.

De todos modos, cabe recordar que, dados los objetivos de esta tesis, parecen más pertinentes analizar las diferencias *entre* los períodos y no, las observadas *dentro* de cada uno de ellos.

Lo anterior, también es una manera, indirecta, de mostrar la utilidad de trabajar con modelos que explícitamente contengan hipótesis acerca del cambio entre los diferentes períodos. Más allá de las muchas y sugerentes lecturas que pueden hacerse acerca del cuadro 5.1, es difícil sopesar, de manera sintética e intuitiva, las diferencias observadas entre los períodos. Esto último, en algún punto es necesario, ya que la teoría predica sobre el *conjunto* de las relaciones de la sociedad y no sobre algunas específicas.

Hecho este preámbulo, ahora se comienza a analizar la bondad de ajuste de diferentes modelos log-lineales de tres vías, siempre que estos tengan una posible, pero relativamente diáfana, interpretación teórica.

En razón de esto, en la tabla 5.2 (más adelante) se analizan una serie de modelos estadísticos, derivados de distintos modelos teóricos, con el objetivo de probar la bondad de ajuste de estos últimos con los datos observados.

En la tabla 5.2 se analizará el ajuste de tres hipótesis comunes en los estudios de movilidad social y la tradición del análisis de clase. Al igual que en el capítulo siguiente, en donde se analiza los efectos de la clase de origen en la entrada al mercado de trabajo, en este caso se contrastarán las hipótesis de independencia (condicional), la de fluidez constante y la de diferencia uniforme para los efectos de los orígenes de clase en la entrada del mercado de trabajo a través de los diferentes períodos (§§4.5.2-4.5.3).

En este sentido, es importante aclarar que el tipo de hipótesis a ajustar en el primer caso no es el de independencia mutua (aunque lo sería si se analizara un solo período histórico) sino aquel que suponga un modelo de independencia (entre el origen de clase y la salida del sistema educativo) para cada período observado. En otras palabras, se utilizará un modelo algo más complejo en donde se considere al origen y a la salida del sistema educativo como independientes aunque *condicionados* por el período a observar.<sup>15</sup>

---

<sup>15</sup> El modelo de independencia simple puede considerarse similar al de independencia condicional cuando, la tercera variable (en este caso el período) no varía. En efecto, esto es lo

Por otro lado, la hipótesis de la *fluidez constante* también es sugestiva teóricamente, ya que, si bien no afirma un patrón específico de asociación entre el origen de clase y la salida del sistema educativo, sí afirma sobre la existencia de (algún) patrón de asociación constante durante todos los períodos analizados.

En cuanto a su vinculación teórica, en este trabajo se le atribuirá una interpretación compatible con lo esperable con el análisis de clases (aunque también puede serlo con otras teorías). Cabe remarcar, que esta es una hipótesis central para el problema de toda esta tesis ya que se intentaría observar su ajuste en un caso relevante como el argentino de la segunda mitad del siglo XX.

Por último, se observará el grado de ajuste de otra hipótesis usual, como es la que predica sobre una *diferencia uniforme* algo escondida detrás del (posible) ajuste de la hipótesis de la *fluidez constante*. En este caso, el modelo espera alguna tendencia reconocible en el *nivel (level)* de intensidad del *patrón (pattern)* encontrado en el modelo de fluidez constante (Xie, 1992)(§4.5.2).

Esta función del modelo se ve acrecentada en el caso de la presente investigación ya que los períodos mediante los cuales se han diseccionado los datos se supone que hipotéticamente representan diferentes configuraciones institucionales. Así, aún en el caso de que no haya una *tendencia* (en el sentido de un cambio “continuo” hacia alguna dirección) las estimaciones de los parámetros para cada período se convierten en interesantes por sí mismas.<sup>14</sup>

**Tabla 5.2. Bondad de ajuste de distintos modelos log-lineales de tres vías. Los  $n$  de cada período fueron llevados a 1000 y luego el  $L^2_s$  se calculó para 3200 casos ( $n$  observado).**

Modelos	$L^2_s$	Df	p valor	BIC	ID	$rL^2$
Indep. cond. x períodos	421,61	24	0,000	114,46	12,90	Base
Fluidez Constante	30,94	18	0,029	-16,30	2,99	93,44
Diferencia uniforme	28,66	15	0,018	-19,36	2,98	93,84

En la tabla 5.2 se observan los resultados de los tres modelos comentados anteriormente. En el caso del modelo de *independencia (condicional)*, si bien sugestivo en lo teórico y parsimonioso en cuanto a la cantidad de parámetros

---

que se realizó en la ficción de la tabla 5.1. Allí, aplicar un modelo de independencia simple o de independencia condicionada por los períodos es indistinto. En cambio, en la tabla 5.2, como se utilizan los marginales y los condicionales observados en la muestra, la diferencia entre ambos modelos puede ser notoria.

<sup>14</sup> Esto se debe a que debido a que a diferencia de obras importantes como *The Constant Flux* (R. Erikson & Goldthorpe, 1992), en donde los períodos fueron categorizadas en función de decenios de años y los individuos raleados según su cohorte de nacimiento, aquí los períodos se seleccionaron en función de lo comentarios efectuados en el capítulo 3 y en la introducción empírica.

La estrategia de Erikson y Goldthorpe es la usual cuando se quiere realizar, en una misma investigación, comparaciones internacionales y, por otro lado, es el tipo de hipótesis que parece implicarse de algunas teorías “liberales” sea en su versión “modernizadora” o “industrializadora”.

utilizados, presenta una bondad de ajuste alejada de los límites convencionalmente aceptados. Esto es, no se puede afirmar que en todos los períodos se haya observado una independencia entre los orígenes de clase y los destinos educativos.

En cierto sentido, la falta de ajuste del modelo de independencia condicional, refuerza de modo sintético y más robusto, las impresiones que se destacaron cuando se analizó la tabla 5.1.

En cuanto al modelo de *fluidez constante*, puede observarse tanto la importante mejora en su bondad de ajuste con respecto al modelo de independencia condicional gracias a (o a expensas de) de los parámetros agregados al modelo.

Lo interesante es que, al igual que el modelo anterior (y como veremos que también sucede en el modelo siguiente), los parámetros que se agregan para mejorar el ajuste del modelo son asociaciones pedidas por la teoría y no simplemente posibles asociaciones que se agregan al modelo para que ajuste a los datos a la espera de una posterior (y algunas veces *ad-hoc*) interpretación teórica. En otras palabras, el modelo estadístico es una traducción de un modelo teórico.

Este comentario merece algunas aclaraciones. Nuevamente, es importante la filosofía subyacente tanto al análisis de datos multivariados como a la construcción de teorías. Parece razonable suponer una menor importancia a la penalización por la agregación de parámetros si estos son pedidos por el modelo teórico antes que agregados por el ordenador a la búsqueda de un mejor ajuste de los modelos estadísticos (Yamaguchi, 1987).<sup>15</sup>

Especialmente, en cualquier versión de los modelos lineales generalizados (GLIM), la penalización por la agregación de mayores parámetros al análisis de la bondad de ajuste se corresponde con escuelas de análisis en donde se supone que el investigador carece de hipótesis complejas para investigar una realidad también compleja.<sup>16</sup>

Teniendo en cuenta lo anteriormente mencionado, puede ponderarse positivamente el ajuste del modelo de fluidez constante. En efecto, el p-valor ajusta razonablemente y no se observa una penalización (relativa) del BIC por su valor negativo. Por otro lado, el índice de disimilitud muestra que habría que reclasificar alrededor de un 3% de los casos y el  $rL^2$  supone una reducción del desajuste en más de un 93% frente al modelo de independencia condicional.<sup>17</sup>

---

<sup>15</sup> Para discusiones acerca de los pro y contras de la *simpleza* en la construcción de modelos teóricos puede consultarse (Bunge, 1961)(Bunge, 1962). Para discusiones acerca de la *parsimonia* en la bondad de ajuste de los modelos estadísticos (Powers & Xie, 1999, pp. 16-18 y 22-24).

<sup>16</sup> Esto es notorio en el caso del BIC en donde principalmente sirve para comparar la bondad de ajuste de diferentes modelos estadísticos. En efecto, el BIC pierde mucho de su utilidad si se intenta utilizar como bondad de ajuste de un modelo aislado, salvo como corrector del “p-valor” en análisis de más de 2000 casos.

<sup>17</sup> Este último dato es sensible al grado de ajuste que se utiliza como línea de base (*baseline*). En este caso, se ha utilizado el modelo de independencia condicional el cual ha presentado un

Este dato es por demás importante. Para fijar las ideas, decir que un modelo de *fluidez constante* ajusta a este tipo de datos implica que en ellos se observan unas asociaciones entre las variables que se mantienen constantes en los diferentes períodos aún en el contexto de fuerte expansión del sistema educativo como el argentino para la ventana temporal observada.

En relación con los resultados, puede inferirse que estos parecen compatibles con los encontrados por Raúl Jorrat (Jorrat, 2010)(Jorrat, 2011). En efecto, en esas investigaciones se observan resultados similares a pesar de contar con diferentes categorías tanto en origen de clase, los niveles de educación y las cohortes seleccionadas. Principalmente, es notoria la similitud de resultados a pesar de que por el tipo de categorías escogidas por Jorrat, su trabajo presente mayores grados de libertad (64 grados en Jorrat 2010, 100 grados en Jorrat 2011 frente los 24 de la tabla 5.2 para el modelo de independencia condicional).<sup>18</sup>

En este caso, el ajuste se interpreta como que el conjunto de relaciones entre los diferentes orígenes de clase y las diferentes posiciones en que los individuos egresan del sistema educativo se mantienen invariante (más allá de cierto error aceptable) en los diferentes períodos analizados. Estrictamente, el modelo estadístico no dice cuál es la asociación entre los orígenes y las salidas aunque el modelo teórico sí lo sugiere.<sup>19</sup>

El modelo estadístico, entre otras proposiciones posibles, afirma que **no** es posible asumir la independencia entre el origen y el destino en los períodos estudiados. Algo de esto se podía observar de forma intuitiva en la tabla 5.1.

En función del razonable ajuste del modelo de *fluidez constante* es que se convierte interesante observar si dentro de aquel se puede apreciar alguna tendencia, o en términos más conservadores algún cambio. Esa es la función del modelo de *diferencia uniforme (unidiff)*, que al menos en el contexto de la tradición del análisis de clase, permite la separación de un parámetro invariante (*pattern*) junto con un parámetro variable (*level*)(Xie, 1992).

---

escaso ajuste a los datos. Sobre las propiedades de esos indicadores de bondad de ajuste puede consultarse la sección §4.5.3.

<sup>18</sup> Otras diferencias es que (Jorrat, 2010) no realiza ningún tipo de ponderador y en (Jorrat, 2011) los mismos se realizan sobre la fecha de salida a campo de cada muestra. En este trabajo, como se detalla en §A3, los datos se han corregido por un ponderador específicamente construido para el *universo* conceptual al cual se suponen refieren los datos (1955-2001).

Por otro lado, aquí se trabaja sobre una subpoblación comprendida entre 27 y 70 años dando una oportunidad real razonable de que todos los encuestados hayan terminado su trayectoria educativa y en cambio en (Jorrat, 2010) y (Jorrat, 2011) se trabaja con mayores de 18 sin tope de edad.

Por último, pero no menos importante, el criterio de Jorrat para la clasificación de los individuos en diferentes cohortes es su fecha de nacimiento y aquí se utiliza la fecha de salida del sistema educativo.

<sup>19</sup> Alguna de las teorías específicas, vinculadas a la tradición del análisis de clase, que sugieren un escaso cambio del *patrón* de estas asociaciones, más allá de posibles reducciones en su *nivel* pueden encontrarse en (Goldthorpe & Marshall, 1992)(Breen, 2010a)(Goldthorpe & Breen, 2007).

En la tabla 5.2 se observan que los tres parámetros agregados propios del modelo de *diferencia uniforme* (uno para cada período observado en vez de uno para todos los períodos), mejoran, aunque de forma moderada, la performance del modelo. El *BIC*, el índice de disimilitud y el  $rL^2$  mejoran sus valores respecto al modelo de fluidez constante. Por otro lado, si bien el  $L_s^2$  mejora en función de la cantidad de parámetros agregados, aquella no aporta una mejora significativa como en parte se observa en el leve retroceso del *p valor*. Este último punto puede parecer no muy intuitivo y es pertinente una mínima aclaración.

En general, modelos estadísticos con mayores parámetros (y consiguientemente menores grados de libertad (*df*)), suelen ajustar mejor que modelos que consumen menores parámetros. Esto necesariamente es así cuando se trata de modelos jerárquicos como los analizados en la tabla 5.2. Una manera de sopesar la ganancia en el grado de ajuste (mayor precisión) frente a los parámetros agregados (menor parsimonia) es prestando atención a si aquella resulta significativa. De este modo, resulta que la reducción de 2,28 puntos del  $L_s^2$  (de 30,94 a 28,66) no es significativa ya que para ello consumió 3 grados de libertad.

Volviendo al punto del modelo de *diferencia uniforme*, como se aclaró antes, en esta investigación los datos que aporta el modelo de *diferencia uniforme* (más precisamente sus parámetros  $\beta$ ) es importante aún en el caso de que no se encuentre ninguna tendencia.<sup>20</sup>

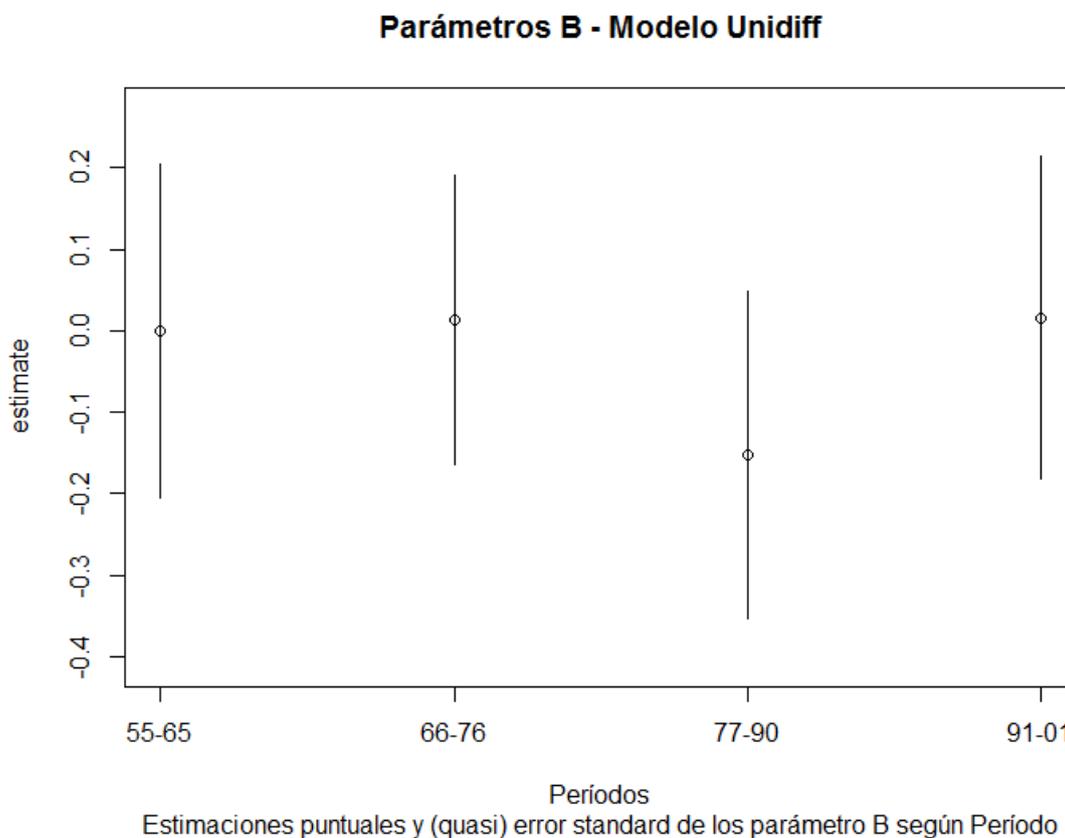
En la figura 5.1 se observan los valores de los parámetros  $\beta$  del modelo de *diferencias uniformes*. Se explicita que, si bien se observan (pequeñas) diferencias, estas deberían tomarse con alguna cautela debido al nivel de precisión (*accuracy*) de los errores estándar (específicos de cada período) que resta eficiencia (*efficiency*) a la comparabilidad entre los períodos.<sup>21</sup>

---

<sup>20</sup> Algo similar puede afirmarse del modelo de *independencia* y de la *fluidez constante* en el caso de que no ajustaran. El tipo de desajuste encontrado también suele ser instructivo para la construcción de nuevos modelos estadísticos que, a su turno, logren mejorar en términos de bondad de ajuste y, posteriormente quizá generar *insights* para la construcción de (nuevos) modelos teóricos.

<sup>21</sup> Para más detalles puede consultarse la sección §4.5.2', en donde se comenta con mayor profundidad algunas características del modelo de diferencias uniformes.

Figura 5.1. Estimaciones puntuales y (cuasi) error estándar de los parámetros  $\beta$  del modelo de diferencias uniformes para cada período.



Teniendo como referencia la estimación del parámetro para el primer período estudiado (1955-1965) se observa como su valor se mantiene constante (aunque reduciendo su error estándar) hasta el siguiente período (1966-1976), que hipotéticamente representa uno con similar gobernanza económica.

El dato anterior es importante por dos razones. Por un lado, sirve como evidencia empírica acerca de la tendencia existente para aquella gobernanza económica. Por otra parte, permite, con reservas, postular la *tendencia (contrafáctica)* de cuál hubiera sido el valor de los siguientes parámetros si no hubieran existido cambios en la gobernanza económica ocurridos en el período 1977-2001. Es claro que este tipo de interpretaciones hay que tomarlas con suma cautela pero orientan una manera de analizar los datos (King & Zeng, 2007).<sup>22</sup>

Como se remarcó en el capítulo 3, no se trata de suponer que en el período 1955-1976 no haya habido cambios en el 'estado institucional' de la sociedad argentina, sino que muchos de aquellos (por ejemplo, la continua expansión del sistema educativo, el aumento de la participación femenina en el trabajo, el aumento de la concentración económica, etc.) se hicieron bajo un tipo de

<sup>22</sup> En especial, se hace difícil controlar aquellos cambios que modifican la exo-estructura de la sociedad argentina, como, por ejemplo, los que tienen que ver con el sector externo o internacional de la Argentina.

gobernanza económica capitalista relativamente similares. En cambio, en el período 1977-2001, si bien muchas instituciones continuaron siendo básicamente capitalistas, la gobernanza económica tuvo fuertes cambios con las del período anterior hacia un sentido más *aperturista*.

De este modo, una vez introducidos en el gran período (1977-2001) se observa una primera baja del estimador (cambiando la tendencia anterior) para luego volver a mostrar una mayor rigidez en el período de la convertibilidad (1991-2001). Este último dato puede interpretarse de varias maneras.

Una primera lectura, más metodológica, puede destacar el hecho de que los valores observados en el último período (91-01) “regresan” a la media encontrada en los dos primeros períodos, mostrando el porqué de la eficiencia del modelo de *fluidez constante*. O expresado en forma alternativa, la escasa eficiencia, desde un punto de vista estadístico, de agregar un parámetro por cada período con la esperanza de detectar una tendencia en los niveles del patrón observado, como se realizó con el modelo diferencia uniforme.

También es interesante destacar, tanto la baja en primer momento como su posterior suba. Lo primero puede deberse, entre otros motivos, al cambio de comportamiento de los individuos cuyo origen de clase eran pequeños autónomos frente al cambio de gobernanza económica. Quizá, no sea solo la cuestión de la posible reducción de recursos, sino lo que este cambio implica en las expectativas de sus descendientes. Es posible que se dé el caso, algo paradójico para algunas escuelas de pensamiento, que una reducción de expectativas de la viabilidad del tipo de actividad laboral de origen sea acompañada por una mejora relativa en la trayectoria educativa de sus descendientes intergeneracionales.<sup>23</sup>

En cambio, la mayor rigidez del siguiente período parece deberse a una segmentación de las oportunidades de los individuos con origen de clase de servicio. Especialmente, es notorio como en presencia de una mayor disposición de recursos (fruto del aumento de la desigualdad de ingresos) estos han podido acaparar una mayor parte de la expansión de los puestos educativos altos y principalmente, como se puede observar en la tabla 5.1, reducir fuertemente las chances de caer en el nivel educativo más bajo.<sup>24</sup>

---

<sup>23</sup> Esto es plausible debido a las características de los sistemas de gobernanza usuales en este tipo de (pequeñas) firmas. En ellas, los criterios de selección de sus ocupantes no suelen priorizar tanto las calificaciones formales, especialmente para los descendientes. Esto suele ser más marcado en el caso de los varones, aunque también depende del tipo de ocupación específica (Stinchcombe, 1965)(Bowles & Gintis, 2004).

Por lo tanto, ante un cambio en la percepción de la viabilidad económica de la actividad de su clase de origen, los individuos con un origen de pequeño autónomo, vuelven a mirar con otros ojos la estrategia educativa, ya que, si piensan ganarse la vida como asalariados, las otras firmas pueden realizar un *screening* en donde la variable educativa pese más que en su firma de origen.

<sup>24</sup> En efecto este tipo de evidencia es compatible con las hipótesis que suponen una fuerte aversión al descenso social compartida por todos los individuos, con la diferencia que aquellos con menos restricciones materiales se encuentran en mejor posición de satisfacer esa preferencia (Boudon, 1983)(Goldthorpe & Breen, 2007).

Por otro lado, es interesante destacar 4 puntos generales antes de pasar a los siguientes análisis:

- Globalmente parece ajustar el modelo que supone un *patrón* de asociación similar entre el origen de clase y el nivel educacional obtenido a la salida del sistema educativo para los períodos analizados. Esto parece compatible, a pesar de los problemas de su comparabilidad, con la evidencia ofrecida por Jorrat (Jorrat, 2010)(Jorrat, 2011).
- En cuanto al *nivel* de aquel *patrón*, no se ha encontrado tendencia alguna. Su punto más bajo se asocia al período 77-90, volviendo a su nivel promedio para el período 91-01.
- Esta últimas proposiciones puede que sea algo no esperado, aunque no necesariamente incompatible, con la extensa difusión de resultados de variadas investigaciones que resaltan los profundos cambios regresivos que hubo en la sociedad argentina desde 1976 hasta 2001 (Torrado, 2010c)(Torrado, 2010b).
- Por último, los datos encontrados tampoco ser algo esperado por aquellas teorías específicas asociadas con el estructural-funcionalismo como la *modernización* y el *industrialismo*. Estas esperaban una reducción de la influencia de los orígenes sobre el logro educativo aunque mucho de lo que predicaban era sobre condicionamientos de orígenes sociales medidos o bien por *prestigio* o por escalas *socio-ocupacionales* y no sobre *clase* (Parsons, 1940)(Parsons, 1964) (Parsons, 1970)(Treiman, 1970, p. 221).

---

### 5.3 Estableciendo el fenómeno

---

Desde un punto de vista general los análisis que siguen se emplean con el objetivo de ‘establecer el fenómeno’ con una mayor certeza. Los beneficios de esta acción, es robustecer las inferencias anteriores como la pertinencia de (futuras) explicaciones a este fenómeno (Merton, 1987). En otras palabras, si el hallazgo empírico se torna robusto, puede convertirse en un interesante *explanandum* en busca de un *explanans* (Goldthorpe, 2007).

De este modo, lo que sigue puede considerarse como un complemento a los análisis de la sección anterior, que se basa en distintos análisis internos de la bondad de ajuste. Estos análisis son más analíticos, y por lo tanto, menos sintéticos que los anteriores.<sup>25</sup>

En la tabla 5.3 se evaluará más de cerca los valores del modelo de independencia de origen de clase y salida del sistema educativo condicionado por el período. Esto se realiza con el supuesto que observar el porqué de su falta de ajuste, ayude a comprender el porqué del ajuste del modelo jerárquicamente superior como es el de *fluidez constante*.

Es oportuno recordar que con este último modelo efectivamente se observó la conservación de un similar *patrón* a lo largo de los períodos analizados y que este debería tener una forma no muy lejana a lo observado en la tabla 5.1.

En otras palabras, hasta ahora en lo que cuenta sobre la forma del *patrón*, sólo se sabe lo que fue observado en la tabla 5.1. De todos modos, sí se sabe que aquella forma se aleja de la independencia y que aquel *patrón* fue similar en todos los períodos.

De este modo, utilizaremos los diferentes modelos con cierto espíritu exploratorio para que nos informen acerca de la distancia con respecto a un lugar conocido y en base a esos datos, siguiendo la metáfora marítima ir ‘triangulando’ las relaciones de los datos para precisar su ubicación.

En los análisis de la tabla 5.2 se analizaron distintos modelos para una misma población. En cambio, en la tabla 5.3 se analizan un mismo modelo aplicado a diferentes poblaciones (una por cada período) para posteriormente comparar las respectivas bondades de ajuste.

Por otro lado, en la figura 5.2 se evaluará la bondad de ajuste interna del modelo de independencia de origen de clase y salida del sistema educativo condicionada por el período, a través de un análisis de los residuos estandarizados por celda. Esta elección se fundamenta en que el modelo de *fluidez constante* **no produjo residuos estandarizados significativos en ninguna de sus 48 celdas**. Este dato, que le otorga una gran robustez a la

---

<sup>25</sup> Usualmente estos análisis suelen llamarse “Análisis de bondad de ajuste interno” (Bishop et al., 1975, Capítulo 4). Estos sirven para observar algunas asociaciones “localizadas”, a través de la observación individualizada de cada celda acerca del sentido e intensidad de la desviación entre lo esperado y lo observado. En este caso, por cuestiones de disponibilidad técnicas los análisis se hicieron con residuos estandarizados. Para más detalles puede consultarse §4.5.3.

bondad de ajuste de modelo de *fluidez constante*, es relativamente exigente ya que analiza que los residuos entre los datos observados y los esperados por el modelo no superen determinado umbral en ninguna de sus 48 celdas.<sup>26</sup>

Por esta razón, se ha priorizado realizar un análisis interno de la bondad de ajuste del modelo de independencia de origen y destino condicionado por cada período histórico. Es importante destacar que, a diferencia de la tabla 5.2, que analizaba el ajuste del modelo anterior a toda la población, ahora se trata de aplicar un modelo jerárquicamente menor como el de independencia simple a distintas sub-poblaciones.

En la tabla 5.2, se analizó un modelo de independencia condicional y los períodos fueron considerados como sub-poblaciones de una población mayor que es el conjunto de los períodos. En este caso, se realizarán 4 análisis de un modelo de independencia simple. De esta manera, el análisis de bondad interna implicará un análisis de un modelo de independencia simple para 4 poblaciones diferentes.<sup>27</sup>

**Tabla 5.3. Bondad de ajuste interna del modelo de independencia de Origen de clase y Destino educativo condicionado por Período. Los  $n$  de cada período fueron llevados a 1000 y luego los  $L_s^2$  se calcularon para 800 casos (3200/4).**

Período	$L_s^2$	Df	p valor	BIC	ID
1955-1965	92,30	6	0.000	27,00	10,63
1966-1976	123,77	6	0.000	30,56	16,20
1977-1990	95,28	6	0.000	27,39	12,72
1991-2001	110,26	6	0.000	29,16	12,04

En primer lugar, como se observa en la tabla 5.3 el modelo de independencia de origen de clase y salida del sistema educativo, arroja valores algo diferentes según el período observado. Debe quedar en claro, que no es esta diferencia la que impide un mejor ajuste al modelo de independencia condicionado por período de la sección anterior. En este caso, la falta de ajuste viene dado por suponer la hipótesis de la independencia dentro de cada período.

Precisamente, los valores de la tabla 5.3 muestran que los valores del  $L_s^2$  con relación a los grados de libertad disponibles (6) son abultados y que ni el BIC ni

<sup>26</sup> Este mismo dato lo convierte, *post-facto*, en algo relativamente poco interesante para analizarlo. La razón es que luego de su análisis se tendría más certidumbre de algo que ya se suponía, pero se seguiría manteniendo en la oscuridad algunas características del tipo de patrón observado. Esto último, es lo que, aunque de modo vicario, aporta la distancia a un lugar conocido como el modelo de independencia condicional por los diferentes períodos.

<sup>27</sup> Un ejemplo quizá clarifique la diferencia. Teniendo 4 conjuntos de datos diferentes, una opción es calcular una media de *todos* los datos y luego observar los desvíos (individuales) de cada dato (también individual) con respecto a esa media. Otra opción, es calcular la media de cada conjunto de datos (grupo) y comparar los 4 valores entre sí. Se dice que el primer caso es más jerárquico que el segundo. Para las diferencias filosóficas entre “media” y “promedio” y las implicancias de cada uno en la investigación social puede consultarse (Duncan, 1984, pp. 108-9).

el índice de disimilitud arrojan resultados muy favorables en ninguno de los períodos analizados.<sup>28</sup>

También es interesante remarcar que no se observa una tendencia clara a lo largo de los períodos. En el capítulo 6, en lo respectivo a la adecuación de este modelo entre la asociación del origen de clase y la posición de entrada al mercado de trabajo, se observará que efectivamente sí se encuentra una tendencia a la baja, marcando una progresiva mejora en su bondad de ajuste.<sup>29</sup>

De todos modos, en un ejemplo hipotético que en los 4 períodos se hubiera encontrado valores del  $L^2_5$  cercanos a 92 (valor más bajo encontrado en la tabla 5.3), el modelo de independencia condicional tampoco hubiera ajustado a los datos y es razonable suponer que en ese caso el modelo de *fluidez constante* presentaría una mejor ajuste del efectivamente observado.<sup>30</sup>

Como comentario importante puede inferirse que la asociación entre el logro educativo y los orígenes de clase fue menor en tiempos de la primera fase de la gobernanza económica de la industria intensiva (1955-1965) y que, en los períodos posteriores nunca se volvieron a alcanzar esos valores. Esta interpretación parece compatible con cualquier test de bondad de ajuste que se prefiera.

En esta sección, a diferencia de las secciones anteriores, como se usa el  $L^2_5$  para chequear la hipótesis de independencia, es válido afirmar la presencia de una *mayor o menor* asociación en función de su alejamiento o acercamiento en su métrica  $\chi^2$ , acorde con la tradición pearsoniana.<sup>31</sup>

Por último, comparando la figura 5.1 con la tabla 5.3 se puede inferir, mediante una ‘triangulación’, que en el período 1966-1976 debió haber un pequeño movimiento en la asociación que quedó por fuera del radar del modelo de *fluidez constante*.

Esto es así, porque el empeoramiento en los indicadores de bondad de ajuste de ese período de la tabla 5.3 muestra que hubo un alejamiento de la idea de *independencia*, pero ese movimiento, no impactó ni en el *patrón* de la asociación, ni en una diferencia apreciable hacia una mayor rigidez del *nivel* del parámetro  $B$  de ese período de la figura 5.1. De todos modos, se sigue hablando de ligeros

---

<sup>28</sup> Como las sub-muestras utilizadas para analizar cada período poseen diferentes  $N$  totales y este influye en el valor del  $L^2$  (Wong, 2003) se optó por una estandarización del mismo, siguiendo el consejo de Joseph Schwartz (R. Erikson & Goldthorpe, 1992, p. 88). La misma se puede expresar como  $\left(\frac{L^2-df}{N}\right)k + df$  en donde  $k$  es el tamaño muestral seleccionado como estándar. En este caso, dado que en los anteriores se decidió un  $k = 3200$  para los 4 períodos juntos, aquí se prefirió un  $k = 800 = 3200/4$  para cada períodos.

<sup>29</sup> Precisamente, esa mejora progresiva en la bondad de ajuste, es la que permite que el modelo de diferencia uniforme presente algunas (pocas) ventajas frente al modelo de *fluidez constante*.

<sup>30</sup> Para tener una referencia, si el valor del  $L^2_5$  hubiera sido menor a 12,5 el modelo hubiera comenzado a ajustar con un  $p$  valor mayor a 0,05 y con un valor de  $L^2_5$  menor a 17 el modelo ya hubiera entrado en una zona de (algo discutible) aceptación con un  $p$  valor mayor a 0,01.

<sup>31</sup> Más acerca de las características de la tradición de Karl Pearson y su adecuación para el análisis de datos categóricos puede consultarse la secciones §§4.5-4.51.

cambios, ya que, de otra manera, se hubieran observado en alguno de los residuos de las 64 celdas del modelo de fluidez constante.

Por otro lado, en la figura 5.2 se puede analizar la bondad de ajuste interna del modelo desde ángulo alternativo. Aquí, aprovechando los beneficios de los gráficos tipo mosaicos, se intenta observar el modo en que se distribuyen los residuos estandarizados a lo largo de cada una de las celdas del modelo de independencia entre el origen de clase y salida del sistema educativo.<sup>32</sup>

En otras palabras, la intensidad de los residuos (diferencia entre lo esperado por el modelo estadístico y lo observado en los datos) se calculan con referencia a los valores esperados para cada período si se cumpliera el modelo de independencia.<sup>33</sup>

Volviendo a la metáfora marítima de la triangulación, los residuos permiten *ubicar* de forma precisa las coordenadas de las relaciones, ya que, aparte de la distancia (valor absoluto del residuo) nos aporta la dirección (signo del residuo). Además, al ser residuos estandarizados se le puede calcular un indicador simple que nos dice si la distancia se puede considerar como cercana o lejana en términos de estadística inferencial (cercana menor a  $|1.96|$ , lejana mayor a  $|1.96|$ ).

En este tipo de gráficos el área de los rectángulos es proporcional a las frecuencias de cada período. Este dato es importante aun cuando se acepte que los *odds ratios* (locales), los ladrillos mediante el cual se calculan las frecuencias esperadas de los distintos modelos log-lineales, son insensibles a los cambios en

---

<sup>32</sup> En este caso, como también en el capítulo 6, hemos utilizado los gráficos tipo mosaico (Hartigan & Kleiner, 1984) para hacer visible tanto los residuos estandarizados como las frecuencias relativas. Para una visión acerca de sus usos históricos y sus potencialidades puede consultarse la obra de Michael Friendly (Friendly, 1994)(Friendly, 1999)(Friendly, 2002). Para una discusión acerca de la paleta de colores aconsejada según las características del sistema visual humano y las posibilidades computacionales véase (Zeileis, Meyer, & Hornik, 2005).

<sup>33</sup> Como se puede observar, parte de este tipo de análisis posee cierta similitud con el viejo índice de asociación utilizado en la compilación de David Glass (Glass, 1954) aunque también posee fuertes diferencias con él.

En primer lugar, las frecuencias esperadas se calculan bajo un modelo log-lineal que permite una comparación por períodos que efectivamente controla el cambio de las cantidades de sus marginales, al menos cuando se calculan sus frecuencias esperadas (aunque no cuando se evalúa su bondad de ajuste). En la compilación de Glass, las frecuencias esperadas se calculaban con el test de independencia de Pearson (K. Pearson, 1904).

Por otro lado, aquí se conjuga con una técnica gráfica que permite observar la importancia de las frecuencias relativas y su vinculación con algún tipo de residuos (este caso los estandarizados).

Para detalles de la exposición original del índice de asociación y su vinculación con otros índices precedentes como los de Rodolfo Benini (Benini, 1928) y Livio Livi (Livi, 1950), puede consultarse los anexo 1 y 2 de la citada compilación de Glass (Mukherjee, 1954)(Mukherjee & Hall, 1954).

Para intentos posteriores a su reutilización, puede consultarse los artículos de Lancaster Jones (Jones, 1985)(Jones, 1986). Para críticas generales a aquellos intentos que pretendan basarse en derivaciones sobre el test de independencia de Pearson puede consultarse algunos artículos de Robert Hauser (Hauser, 1978)(Hauser, 1986).

los marginales (Bishop et al., 1975)(Fienberg, 1980)(Rudas, 1998)(Powers & Xie, 1999)(Agresti, 2002).

Esto se debe a que, en el proceso de constatación de la bondad de ajuste del modelo, efectivamente sí influyen las cantidades de cada celda (salvo en caso simple de una tabla de 2 X 2). En otras palabras, en el momento de estimar la bondad de ajuste (no así en el momento previo de calcular las frecuencias esperadas) no es lo mismo que se observen pocos/muchos casos en celdas donde el modelo teórico, expresado a través de algún modelo estadístico, posee correctas/incorrectas frecuencias esperadas.

Para fijar las ideas, no es lo mismo poseer correctas frecuencias esperadas en la celda “Origen de Clase trabajadora – Educación hasta secundaria incompleta” (esquina inferior derecha en cada período) que en la celda “Origen Clase de servicio – Educación superior” (esquina superior izquierda).<sup>34</sup>

Desde un punto de vista epistemológico, puede esgrimirse que ambos modelos teóricos poseen igual cantidad de proposiciones con referencia a celdas corroboradas, salvo que la primera posee una mejor bondad de ajuste cuando se aplica a toda la tabla por la característica (usualmente impropio al núcleo duro de las teorías y propia de la realidad social específica a analizar) que logra predecir muchos más casos individuales que la segunda. De todos modos, al menos para la tradición del análisis de clase, sus teorías específicas sí esperan, *grosso modo*, que algunas categorías sean más numerosas que otras. Esta es la razón por la cual, en el cuerpo del capítulo, se han respetado las distribuciones de cada categoría. En cambio en el apéndice §5.A3 se realizan algunos análisis, no sólo con los *n* de cada período igualados, sino también las categorías de cada variable puesta en juego.

En este sentido, parece importante para el ajuste de la *fluidez constante* que la celda de la esquina inferior derecha (“Origen Clase trabajadora-Educación hasta secundaria incompleta”) como la celda inmediatamente a su izquierda (“Origen Clase trabajadora-Educación Secundaria Completa y superior incompleta”) no hayan variado significativamente el *patrón* de sus asociaciones.

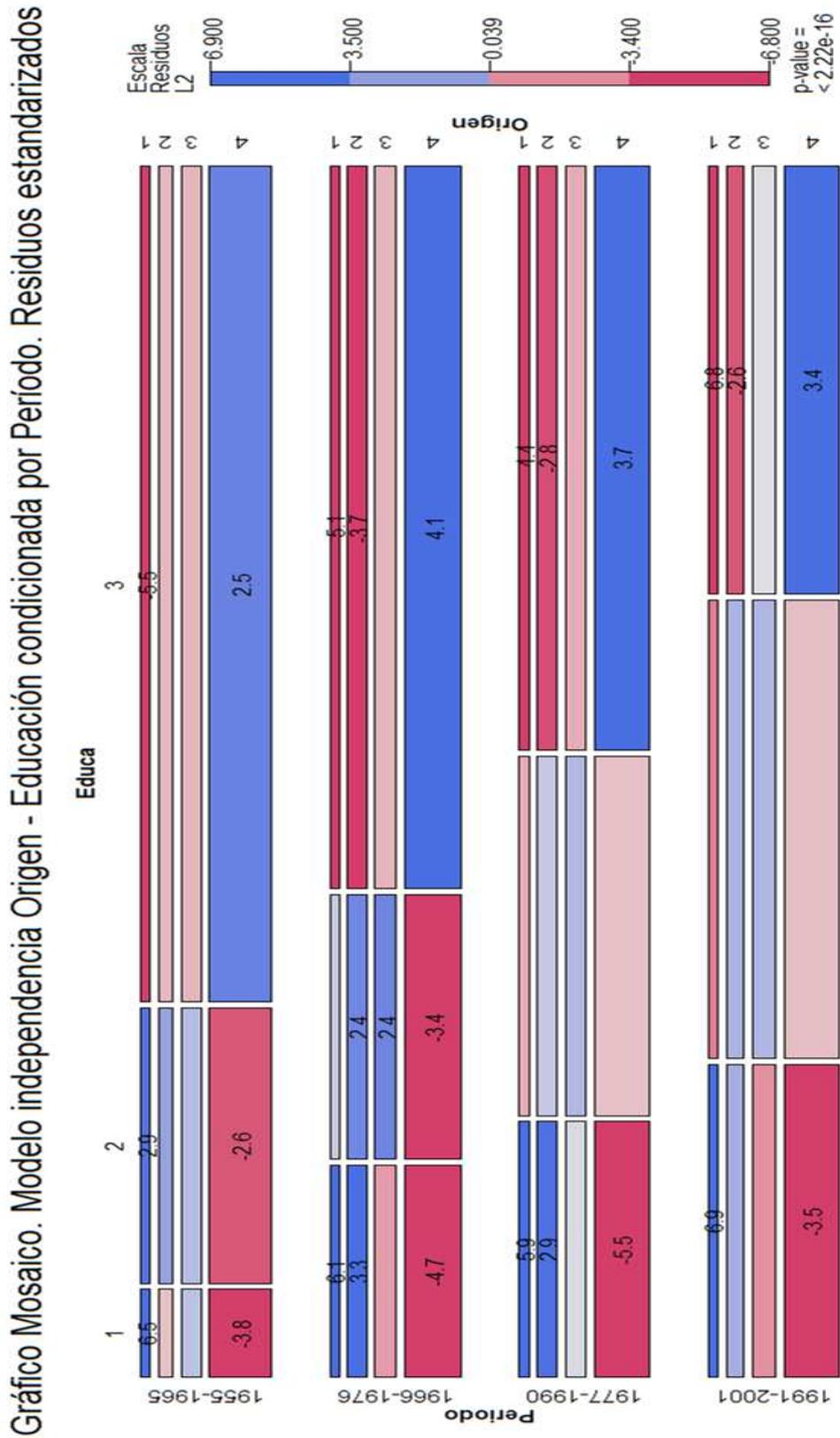
La razón de lo anterior, es que sólo esas 2 celdas (sobre un total de 12) contienen alrededor del 50% de los casos de cada período. En otras palabras, en sólo 8 categorías (2 por cada período) sobre un total de 48 (12 por cada período) se encuentra alrededor del 50% de los casos del total de la población a analizar.<sup>35</sup>

---

<sup>34</sup> Una aplicación de este razonamiento puede verse en (Salvia & Quartulli, 2012). Allí se trabajó tanto con datos observados como con datos estandarizados que ajustaban de forma constante a sus marginales. A ambos conjuntos de datos, se les evaluó la bondad de ajuste de diferentes modelos arrojando valores distintos en cada caso. En casos extremos, algunos modelos ajustaban (bajo los criterios usuales) en un tipo de dato, pero no en el otro, aunque, claro está, ambos datos compartían los mismos *odds ratios* (locales). Ver también la sección §5.A3.

<sup>35</sup> Por este tipo de razones es que se decidió hacer la tabla 5.1 del modo en que se efectuó. Hacer una estandarización con los marginales constantes con igual peso cuantitativo para cada categoría, induce a pensar que las frecuencias de los marginales son algo despreciable en los

Figura 5.2. Gráfico Mosaico sobre bondad de ajuste interna del modelo de independencia de origen y educación condicionado por período.



Color en función del sentido y la intensidad del residuo. Residuos significativos etiquetados (+1.96 / -1.96)

análisis de movilidad relativa. Lo anterior es cierto para a la hora de calcular las frecuencias esperadas en base a modelos log-lineales, pero no a la hora de evaluar la bondad e ajute de ellos.

Realizando una combinación de análisis del sentido y la intensidad de los residuos se puede resaltar la, anteriormente también señalada, la constante segmentación de las chances relativas de los individuos provenientes de la clase de servicio a la hora de salir del sistema educativo.

Esta evidencia, es compatible con el supuesto de que los individuos poseen una alta aversión a descender socialmente aunque sólo algunos de ellos, en función de sus condiciones de vida, logran cumplir ese objetivo o preferencia (Boudon, 1983)(Goldthorpe & Breen, 2007).

Otra proposición que se puede efectuar es que, en los últimos dos períodos, se igualaron algo las chances de terminar de la secundaria en función del origen de clase. En efecto, en los primeros 2 períodos hubo celdas que caían (muy) por fuera de lo esperado (celdas que tienen algún valor positivo o negativo). En cambio, esto no sucede en ninguna celda de los últimos dos períodos, al menos para el nivel de secundario completo.

De todos modos, estos comentarios apreciables en la figura 5.2, no logran ser tan marcados para generar un residuo significativo en el modelo de fluidez constante.<sup>36</sup>

A modo de cierre de esta sección, con los análisis anteriores se espera haber hecho un aporte fundamental para el núcleo empírico de la tesis en tanto que se *estableció el fenómeno* (Merton, 1987). En otras palabras, el *explanandum* a explicar (Goldthorpe, 2007a).

Así, en el próximo apartado y en el capítulo siguiente se intentará avanzar en un *explanans* que haga algo más inteligible la regularidad encontrada empíricamente. Una de las hipótesis plausibles es que, detrás de los patrones encontrados, se observen diferencias importantes en el comportamiento de la evolución de los hombres y las mujeres.

---

<sup>36</sup> La razón es que un análisis de residuos del modelo de fluidez constante podría compararse con el funcionamiento de una media (concentración) y sus desvíos (dispersión). En este sentido, el valor y sentido de los residuos son comparados contra un modelo que supuestamente capturó un patrón de los *odds ratios* (concentración). También puede servir la analogía entre los desvíos de una variable continua y su rango.

Así, pueden existir algunas distancias algo extensas entre los residuos de una celda en un período y los residuos de esa misma celda en otro período, pero como el valor del residuo es contra el *patrón* y no contra otro residuo específico de otro período, aquella distancia se ve amortiguada.

---

## 5.4 Especificando el análisis

---

*Fracasar en un intento de falsar una hipótesis es lo mismo que tener éxito en un intento de confirmarla, con la condición de que lo único considerado sea evidencia relevante*  
(Bunge, 2000a, p. 735)

La expansión educativa de la segunda mitad del siglo XX en la Argentina parece haber aumentado marcadamente la cantidad de vacantes educativas ocupadas tanto por hombres como por mujeres en todos los niveles, aunque su aumento parece haber sido más veloz en los niveles más altos.

Por otro lado, existe evidencia de que esta expansión de las vacantes fue aprovechada con una ligera mayor velocidad ascendente en el caso de las mujeres frente a los varones (Filgueira, 1978)(Miranda et al., 2006)(Miranda, 2010)(Jorrot, 2011).

En sentido estricto, estas variaciones de la morfología educativa aseguran un cambio en el *volumen* (absoluto) como en la *composición* (porcentual) de las vacantes educativas, pero sólo insinúan un cambio en el patrón en los flujos relativos intergeneracionales de las mujeres (o los hombres).

En este último sentido, un tipo de hipótesis es que algunos cambios institucionales internos del sistema educativo, como por ejemplo, el cese de la expansión de las carreras más vinculadas al mundo *industrial*, haya tenido un impacto diferencial en los hombres y en las mujeres.<sup>37</sup>

Aclarado lo anterior, lo que sigue es un intento por observar si por detrás de la evidencia positiva de la hipótesis del *flujo constante* a través de los diferentes períodos, se encuentran ocultas diferencias en la evolución de los hombres y las mujeres que nos aporte una mayor comprensión del fenómeno.

Debe quedar en claro que esta pequeña sección, si bien parecida a la anterior (§5.3) guarda una diferencia fundamental con respecto a aquella. En la sección anterior se intentó, luego que el modelo de *fluidéz constante* ajustara globalmente, observar la robustez del mismo desde diferentes ángulos como lo son la evaluación de la bondad interna de ajuste y la descomposición de los residuos del modelo de independencia de origen y educación, condicionado por los diferentes períodos.

Aquí, como se explicitó en la introducción empírica y el mismo título de la sección lo sugiere, se intenta una *especificación* de los resultados de las secciones anteriores.

---

<sup>37</sup> De todos modos, si bien esta última hipótesis puede encontrar un mecanismo claro en el *signalling* de los varones a los potenciales empleadores, especialmente en las clases con menores recursos, es difícil asumir que este tipo de cambios *composicionales* de la estructura educativa sean de tal magnitud para que se expresen en este tipo de análisis. Para un ejemplo puede consultarse (Breen, 2005a).

En las tablas 5.4 y 5.5 puede observarse los ajustes de los mismos modelos que anteriormente se analizaron para el conjunto de nuestra población con la diferencia que ahora se encuentran desagregados para las respectivas sub-poblaciones de hombres y mujeres y los períodos de comparación, como se comentó en la introducción empírico, son solo dos (1955-1976/1977-2001) por cuestiones de robustez de los datos.

**Tabla 5.4. Bondad de ajuste de distintos modelos. Argentina urbana 1955-2001 (Varones). Los  $n$  de los 4 sub-períodos fueron igualados en 800, generando dos grandes períodos de 1600 casos cada uno. Luego la estandarización del  $L_s^2$  se realizó para un  $n$  de 3200.**

Modelos	$L_s^2$	Df	p valor	BIC	ID	$rL^2$
Indep. cond. x períodos	229,11	12	0,000	54,15	12,54	Base
Fluidez Constante	9,50	6	0,147	-22,24	2,36	95,85
Diferencia uniforme	9,19	5	0,102	-23,04	2,24	95,99

**Tabla 5.5. Bondad de ajuste de distintos modelos. Argentina urbana 1955-2001 (Mujeres). Los  $n$  de los 4 sub-períodos fueron igualados en 800, generando dos grandes períodos de 1600 casos cada uno. Luego la estandarización del  $L_s^2$  se realizó para un  $n$  de 3200.**

Modelos	$L_s^2$	Df	p valor	BIC	ID	$rL^2$
Indep. cond. x períodos	203,10	12	0,000	51,25	13,89	Base
Fluidez Constante	6,82	6	0,338	-30,20	2,39	96,64
Diferencia uniforme	6,24	5	0,287	-32,31	2,29	96,92

Los datos de la tabla 5.4 y 5.5 pueden servir como evidencia que la asociación observada en las mujeres, en comparación a la de los hombres, se encuentra en valores aproximadamente similares en cuanto a la falta de ajuste frente a los valores esperados por la hipótesis de la independencia de origen y destino condicionada por los períodos.

Por otro lado, la hipótesis de fluidez constante, al igual que la de diferencia uniforme, parece encajar mejor con las mujeres que con los hombres, aunque en ambos casos ambos modelos presentan ajustes aceptables.

Esto último, hace pensar que si se hubiera obtenido una muestra exclusiva de hombres (como era usual en muchas de las primeras investigaciones sobre estratificación y movilidad social) la hipótesis de la fluidez constante hubiera obtenido una mejor bondad de ajuste, esto es una menor cantidad de residuos, de la efectivamente observada en las secciones anteriores.

Por otro lado, el BIC parece avalar la incorporación de mayores parámetros en los modelos más complejos calculados tanto para los hombres como en las mujeres. Del mismo modo, para esos mismos modelos el índice de disimilitud se reduce fuertemente en ambas poblaciones.<sup>38</sup>

<sup>38</sup> Por otro lado, con menos de 2000 casos no parece haber mayores problemas de seguir utilizando el test de bondad de ajuste de verosimilitud ( $L^2$ ) (Boado, 2013, p. 213). En forma

Siguiendo un razonamiento equivalente efectuado en el apartado anterior, ahora se observará los valores de los coeficientes *Beta* del modelo de diferencias uniforme tanto para hombres como para mujeres, recordando que, por el diseño de la investigación sus valores son importantes aún en el caso de que no ajuste el modelo su conjunto.

A diferencia de la sección ‘análisis de los datos’ en donde al ser 4 períodos se podían calcular los (cuasi) errores estándares (Firth, 2003) en esta sección sólo se mostrará las estimaciones puntuales del parámetro junto a los errores estándar del período que se toma como referencia.

**Tabla 5.6. Estimación puntual y error estándar de parámetros Beta. Hombres.**

Período	Parámetro $\beta$	Error estándar
1955-1976	0.00	0.00
1977-2001	-0,11	0.15

**Tabla 5.7. Estimación puntual y error estándar de parámetros Beta. Mujeres.**

Período	Parámetro $\beta$	Error estándar
1955-1976	0.00	0.00
1977-2001	-0.12	0.16

Los resultados de las tablas 5.6 y 5.7 son consistentes con los datos de las tablas 5.4 y 5.5. En el caso de los hombres se observa como si bien la estimación es negativa (un menor *nivel* del mismo *patrón* de asociación) esta es escasamente significativa. Esta es la razón por la cual, el modelo de diferencia uniformes no presenta grandes mejoras en la bondad de ajuste sobre el modelo de fluidez constante. En efecto, empeora el p valor de la tabla 5.4.

En el caso de las mujeres la situación parece (algo) diferente. En ellas, el modelo de diferencias uniformes ha presentado un mejor ajuste y esto se confirma con los datos de la tabla 5.7 con la mayor reducción del *nivel* del *patrón* de la asociación, aunque todavía sin ser significativa.

De este modo, y a pesar de los fuertes cambios en la gobernanza económica y la larga lista de problemas sociales asociados a ellos que suelen citarse en la bibliografía, la asociación entre origen de clase y la salida del sistema educativo muestran la existencia de un *patrón* que se mantiene constante. En forma complementaria puede afirmarse una reducción del *nivel* de aquel *patrón*, especialmente en el caso de las mujeres.

---

complementaria, la razón del uso del BIC tiene mucho que ver con la tendencia sesgada, para muestras grandes, de los test de bondad de ajuste más clásicos (como el chi cuadrado y el de verosimilitud) a dar como significativa escasas diferencias entre el valor esperado y el observado (Bishop et al., 1975, p. 329). Claramente esto presenta un problema, de ahí de catalogarlo como sesgo, cuando se utilizan estos test para evaluar la bondad de ajuste. En cambio, cuando se utilizan como test de significación, la particularidad comentada, no presenta grandes problemas.

Lo que nos interesa de estos datos, como de destacó en la introducción de este apartado, era probar una especificación plausible para tener una mejor comprensión del porqué del ajuste de las hipótesis de la fluidez constante y de las diferencias uniformes.

Paradójicamente, al haber probado la plausible hipótesis de la diferencia en la evolución de los hombres y las mujeres y ver que, en esas subpoblaciones, se mantienen las mismas tendencias observadas en los análisis más generales parece habernos dejado en el mismo lugar en donde empezó esta sección. Pero esta interpretación, olvida, como lo sugiere el epígrafe de Mario Bunge, que la ciencia también avanza cuando aquello que en el proceso de corroboración no ajusta, *ex-ante* era pertinente.

En este sentido, una interpretación compatible con la evidencia es que, en la Argentina de la segunda mitad del siglo XX, los datos que se encontraron en la segunda sección de este capítulo (§5.2), aparte de mostrar su robustez interna (§5.3), no se explican, en términos estadísticos, por grandes diferencias en la evolución de sus sub-poblaciones de hombres y mujeres.

En función de los fuertes cambios anteriormente señalados por la bibliografía nacional ocurridos en las mujeres tanto en su participación laboral como educacional estos resultados también señalan la relativa independencia empírica, siguiendo el léxico desplegado en el capítulo 1 de esta tesis, entre los *flujos absolutos* y *flujos relativos*.

---

## 5.5 Conclusiones del capítulo

---

Como se recordó en la introducción empírica, no habría que confundir los interrogantes por los cuales se interesa la tradición del análisis de clase y aquellos por los que se interesa la tradición de la estratificación social, aún en los muchos y variados estudios en que ambos se consideran como compañeros de ruta académicos dentro de una misma investigación empírica.

Como se intentó detallar en el capítulo 1, existe cierta confusión entre las problemáticas absolutas, relativas y aquellas que se preocupan principalmente por los cambios morfológicos. En este sentido, dados los problemas semánticos que suelen existir en el campo, es bueno remarcar que **no** implican los análisis anteriores y diferenciar los hallazgos de este capítulo de otros más difundidos por la bibliografía más recibida.

En primer lugar, los análisis anteriores no dicen nada sobre el tipo de asociación (y su evolución) entre el logro educativo y el destino de clase de los individuos. Esta última relación es muy importante para el estudio *conjunto* de la relación origen social-logro educativo–destino social, pero es algo ajeno al problema acá abordado. En otras palabras, nada se dice sobre si en la actualidad la educación es más o menos importante que en el pasado.

Tampoco se dice mucho sobre la explicación de fenómenos como la devaluación de las credenciales educativas (van de Werfhorst, 2009), los efectos composicionales de la estructura ocupacional sobre la valoración social de determinadas títulos educativos (vía preferencias diferenciales de selección por parte de los empleadores) (M. Jackson et al., 2005). Lo mismo cabe para los efectos composicionales de las vacantes educativas sobre la relación origen-logro educativo (vía procesos de saturación de los niveles más bajos)(Raftery & Hout, 1993)(Hout, 2004).

Los análisis anteriores tampoco sirven como insumos como para evaluar las interesantes hipótesis acerca de la desigual asociación entre origen y destino a través de los diferentes niveles educativos. En especial, la hipótesis que supone que en los niveles educativos altos, los orígenes de clase poseen una menor injerencia en los destinos de clase (Raftery & Hout, 1993)(Goldthorpe, 2007e).<sup>39</sup>

---

<sup>39</sup> Una investigación pertinente, aunque algo diferente a la actual, sería la de investigar los orígenes educacionales (como una dimensión de los orígenes sociales) y los destinos educativos (como una dimensión de los destinos sociales). La diferencia principal vendría del lado del tipo de mecanismo (algo ajeno a la teoría de clases) que podría producir la asociación empírica encontrada.

En efecto, parece haber evidencia que varias dimensiones (no intercambiables entre sí) ejercen una influencia importante en los destinos educativos (Bukodi & Goldthorpe, 2011). También parece haber evidencia de la fuerte influencia del origen educativo maternal en el logro educativo de los hijos. Para una investigación relacionada con este punto puede consultarse (Jorrat, 2000, Capítulo 3).

El aporte específico de estos datos, frente a la plétora de las sugerentes hipótesis recién nombradas, es sobre los efectos *periodo* en la influencia de los *orígenes de clase* en la salida del sistema educativo. A diferencia de otras investigaciones, donde el foco se encuentra en observar la *tendencia* (Jorrat, 2010)(Jorrat, 2011) aquí se intentó evaluar esta última, con un diseño en donde se privilegia una *interpretación* más diáfana acerca de los efectos *período*.

Por esta razón, los períodos son separados en función de ciertas características institucionales (y no decenios, quinquenios, etc.) y los individuos son raleados a ellos en función del año que ocurre un evento hipotéticamente cercano al problema a estudiar, cómo es el año de salida del sistema educativo (y no por otro evento como el año histórico de nacimiento).

Por otro lado, se hizo un esfuerzo, dentro de las normas metodológicas convencionalmente aceptadas, por extender el período *ventana* hacia atrás. Esto se debe a que existe evidencia internacional de que algunas investigaciones que originalmente presentaron una apertura temporal escasa (20 años por ejemplo) luego, con la llegada de nuevos datos que ampliaron la ventana de análisis, reformularon sus inferencias originales de fluidez constante hacia un lento pero sostenido efecto *cohorte* a tono con algunas hipótesis de la *industrialización* (Ganzeboom et al., 1989)(Yaish & Andersen, 2012).

Este efecto, por definición, necesita de una amplia apertura temporal para expresarse sobre aquellos dominios empíricos en donde se suponga que la realidad social actúa por medio del recambio generacional.

En términos más sustantivos, las *inferencias* empíricas de este capítulo son compatibles con una *interpretación* que afirme que, más allá de los fuertes cambios institucionales observados a lo largo de los períodos analizados, la *estructura de clases* (aquí entendida como *origen de clase*) ha tenido unos efectos que se pueden considerar constantes sobre un bien posicional como puede interpretarse el nivel educativo alcanzado al momento de salir del sistema educativo **al menos cuando los datos son categorizados del modo que acá se hicieron.**<sup>40</sup>

En el próximo capítulo, se pasará al análisis de los efectos de los orígenes de clase en la entrada al mercado de trabajo a lo largo de los períodos estudiados. Debe quedar en claro que desde la óptica de la tradición del análisis de clase ambos son problemas analíticamente diferenciados, aunque ambos comparten la importante característica de poder ser conceptualizados como bienes posicionales.

---

<sup>40</sup> Este punto es importante porque puede darse el caso que aún con la misma muestra pero:

- a) con diferentes categorías o,
- b) con diferentes distribuciones de las mismas,

los análisis permitan llegar a diferentes inferencias. Por estas razones Richard Breen asume que la hipótesis FJH es una hipótesis condicional al modo en que categoricen los datos (Breen, 2006, p. 223).

## Apéndices Capítulo 5

*“Estos son mis principios. Si no les gusta tengo otros”*  
Groucho Marx

### 5.A1 Tabla 5.2 y Figura 5.1 sólo para 2 grandes períodos (1955-1976 / 1977-2001)

Por distintos argumentos a los expuestos en el cuerpo del capítulo existen razones alternativas (y plausibles) para que otros investigadores encuentren pertinente un análisis de datos en donde se compare sólo dos grandes sistemas de gobernanza económica. Uno desde 1955 hasta 1976 y otro desde 1977 hasta 2001. En este anexo se mostrarán resultados de algunas de esas mismas salidas, pero sin realizar ningún tipo de análisis de las mismas.

**Tabla 5.8. Bondad de ajuste de diferentes modelos log-lineales de tres vías. Períodos 1955-1976 / 1977-2001. Los  $n$  de los 4 sub-período fueron igualados en 1000 y luego la estandarización del  $L_s^2$  se realizó para un  $n$  de 3200.**

Modelos	$L_s^2$	Df	p valor	BIC	ID	$rL^2$
Indep. cond. x períodos	396,00	12	0,000	72,49	12,85	Base
Fluidez Constante	5,96	6	0.428	-33,44	1,56	98,79
Diferencia uniforme	5,14	5	0.400	-36,84	1,39	98,95

La figura símil a la figura 5.2 no se puede realizar debido a la imposibilidad de calcular los cuasi errores estándares de las estimaciones de los parámetros  $\beta$  al ser sólo dos períodos. De todos modos, el resultado de las estimaciones puntuales y el error estándar es el siguiente.

**Tabla 5.9. Estimación puntual del parámetro B del modelo Unidiff para 1955-1976 y 1977-2001.**

Período	Parámetro $\beta$	Error estándar
1955-1976	0.00	0.00
1977-2001	-0.09	0.10

A continuación, se replica la tabla 5.3 en donde se realiza una bondad de ajuste interna del modelo de independencia de Origen y Educación condicionado por Período.

**Tabla 5.10. Modelo de independencia condicional entre origen y educación para cada período. Los  $n$  de los 4 sub-período fueron igualados en 1000 y luego la estandarización del  $L_s^2$  se realizó para un  $n$  de 3200.**

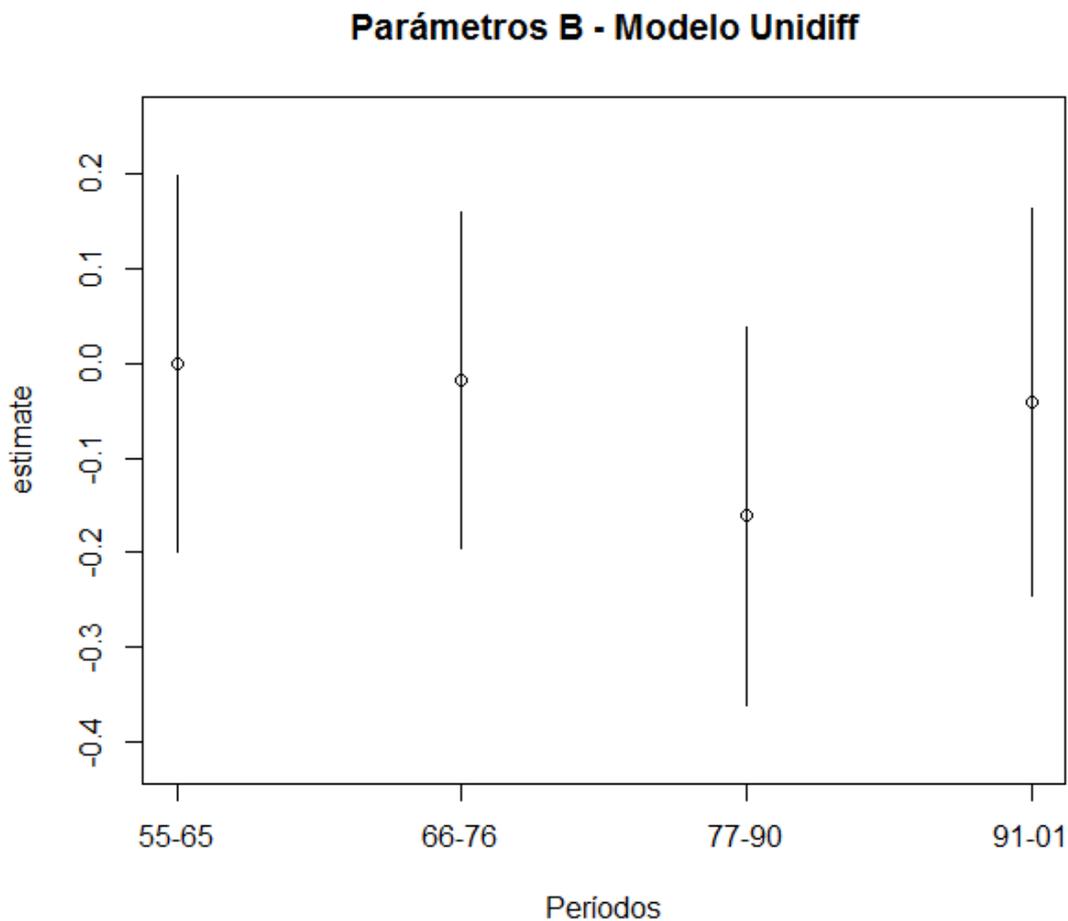
Período	$L_s^2$	Df	P valor	BIC	ID
1955-1976	205,16	6	0,000	36,67	12,72
1977-2001	190,85	6	0,000	36,86	11,66

5.A2 Tabla 5.2 y Figura 5.1 realizada con datos sin control de sesgo de selección

Tabla 5.11. Bondad de ajuste de distintos modelos log-lineales de tres vías. Datos sin control de sesgo de selección. Los  $n$  de los 4 sub-período fueron igualados en 1000 y luego la estandarización del  $L_s^2$  se realizó para un  $n$  de 3200.

Modelos	$L_s^2$	Df	p valor	BIC	ID	$rL^2$
Indep. cond. x períodos	425,82	24	0,000	114,94	13,09	Base
Fluidez Constante	31,85	18	0,023	-22,75	3,24	93,29
Diferencia uniforme	28,29	15	0,012	-17,18	3,17	93,62

Figura 5.3. Estimaciones puntuales y (cuasi) error estándar de los parámetros  $\beta$  del modelo de diferencias uniformes para cada período.



Estimaciones puntuales y (cuasi) error standard de los parámetro B según Período

### 5.A3 Tabla 5.2 y Figura 5.1 realizada con datos estandarizados

Aquí, a modo de comentario sólo se dirá que los modelos se corrieron para una población de 1200 individuos en cada período (como en la tabla 5.1) y luego se computó el  $L_s^2$  para una población de 3200 individuos, que fue la población con la cual se calculó los datos de la tabla 5.2.

**Tabla 5.12. Bondad de ajuste de distintos modelos log-lineales de tres vías. Datos estandarizados.**

Modelos	$L_s^2$	Df	p valor	BIC	ID	$rL^2$
Indep. cond. x períodos	785,53	24	0,000	149,72	18,19	Base
Fluidez Constante	123,97	18	0,000	59,50	6,03	84,73
Diferencia uniforme	99,68	15	0,000	48,96	5,64	87,75

**Figura 5.4. Estimaciones puntuales y (cuasi) error estándar de los parámetros  $\beta$  del modelo de diferencias uniformes para cada período. Datos estandarizados.**

