

UNIVERSIDAD NACIONAL DE ROSARIO



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ESTADÍSTICA

ANTEPROYECTO DE TESINA

Incorporación de covariables que varían en el tiempo a un modelo mixto

Autor: Esteban Cometto

Directora: Noelia Castellana

Codirectora: Cecilia Rapelli

Índice

1. Introducción	3
2. Objetivos	4
2.1. Objetivo Principal	4
2.2. Objetivos Específicos	4
3. Datos Longitudinales	5
4. Covariables en datos longitudinales	5
4.1. Covariables fijas en el tiempo	6
4.2. Covariables variables en el tiempo	6
4.2.1. Covariables estocásticas y no estocásticas	6
4.2.2. Covariables exógenas y endógenas	6
5. Modelo lineal mixto	8
5.1. Estimación de los parámetros del modelo	9
5.1.1. Método de máxima verosimilitud (ML)	9
5.1.2. Método de máxima verosimilitud restringida (REML)	9
5.1.3. Problemas con la estimación	10
6. Formas de introducir una CVT al modelo lineal mixto	12
6.1. Convertirla en CNVT	12
6.2. Covariable variable en el tiempo	12
6.3. Covariable rezagada	13
6.4. Funcion de las covariables rezagadas	13
6.5. Dividiendo efecto entre-unidad y efecto intra-unidad	13
7. Aplicación	15
7.1. Nomenclatura	15
7.2. Análisis descriptivo	16
7.3. Evaluación de la exogeneidad	18
7.4. Modelo lineal mixto propuesto	19
7.5. Distintas maneras de incorporar la adherencia al modelo lineal mixto	21
7.5.1. Incorporación de covariable fija	21
7.5.2. Incorporación como CVT	23
7.5.3. Incorporación dividiendo efecto entre e intra	26
7.5.4. Comparación de los métodos	28

8. Conclusiones	29
9. Anexo	30
9.1. Elección de efectos aleatorios y estructura de covariancia	30
9.1.1. Efectos aleatorios	30

1. Introducción

Los datos longitudinales están conformados por mediciones repetidas sobre una unidad, las cuales pueden surgir por ser medidas en diferentes momentos o condiciones. Su principal objetivo es estudiar los cambios en el tiempo y los factores que influyen el cambio.

Los modelos mixtos permiten ajustar datos con estas características, donde la respuesta se modela por una parte sistemática que está compuesta por una combinación de características poblacionales que son compartidas por todas las unidades (efectos fijos), y una parte aleatoria que está constituida por efectos específicos de cada unidad (efectos aleatorios) y por el error aleatorio, las cuales reflejan las múltiples fuentes de heterogeneidad y correlación entre y dentro de las unidades.

En estos modelos pueden incorporarse covariables. Las mismas se pueden clasificar en 2 categorías: covariables no variables en el tiempo (CNVT) y covariables variables en el tiempo (CVT). La naturaleza diferente de estas covariables conduce a considerar distintos enfoques para cada una de ellas en el análisis.

Las CNVT son variables independientes que no tienen variación intra-unidad, es decir que el valor de la covariable no cambia para una unidad determinada en el estudio longitudinal. Este tipo de covariables se pueden utilizar para realizar comparaciones entre poblaciones y describir diferentes tendencias en el tiempo.

Las CVT son variables independientes que contienen ambas variaciones, intra y entre unidad, es decir que el valor de la covariable cambia para una unidad determinada a lo largo del tiempo y además puede cambiar para diferentes unidades. Este tipo de covariables tienen los mismos usos que las CNVT, y además permiten describir la relación dinámica entre la CVT y la respuesta. Sin embargo, esta relación puede estar confundida por valores anteriores y/o posteriores de la covariable y en consecuencia esto puede conducir a inferencias engañosas sobre los parámetros del modelo. Esta tesis realiza una introducción a la problemática de incorporar covariables que varían en el tiempo en modelos mixtos para datos longitudinales, presentando diferentes definiciones de las mismas y enfoques metodológicos.

Estos conceptos se aplican a un conjunto de datos que surge del programa de atención y control de pacientes hipertensos de Fundación ECLA llevado a cabo en Rosario durante el período 2014-2019. Este estudio observacional realizó un seguimiento de un grupo de pacientes hipertensos registrando en cada visita el tratamiento farmacológico dado al paciente, los valores de la tensión arterial sistólica (TAS) y la adherencia a dicho tratamiento entre otras características. Uno de los objetivos que persiguió este estudio fue evaluar si la adherencia al tratamiento influye en los valores de la TAS a lo largo del seguimiento. Como la variable adherencia es una CVT, se presentarán diferentes enfoques para incluirla en un modelo longitudinal mixto que pueda explicar el cambio en la tensión arterial sistólica media a lo largo del tiempo.

2. Objetivos

2.1. Objetivo Principal

Presentar diferentes propuestas metodológicas para la incorporación de covariables que varían con el tiempo en modelos mixtos para datos longitudinales.

2.2. Objetivos Específicos

- Definir los tipos de covariables existentes.
- Describir propuestas de incorporación de covariables que varían en el tiempo en los modelos mixtos.
- Aplicar los conceptos vistos al programa de atención y control de pacientes hipertensos de Fundación ECLA.

3. Datos Longitudinales

Los datos longitudinales están conformados por mediciones repetidas de una misma variable realizadas sobre la misma unidad en diferentes momentos o condiciones experimentales.

Dado que las mediciones repetidas son obtenidas de la misma unidad, los datos longitudinales están agrupados. Las observaciones dentro de un mismo agrupamiento generalmente están correlacionadas positivamente. Por lo tanto, los supuestos usuales de independencia y homogeneidad de variancias no son válidos.

Existen tres fuentes potenciales de variabilidad que influyen sobre la correlación entre medidas repetidas:

- *Heterogeneidad entre las unidades*: Refleja la propensión natural de las unidades a responder. Las unidades tienen diferentes reacciones frente a los mismos estímulos.
- *Variación biológica intra-unidad*: Se espera que la secuencia de medidas repetidas de una unidad tenga un comportamiento determinado, que produce que las mediciones más cercanas sean más parecidas entre sí que las más alejadas.
- *Error de medición*: Errores aleatorios asociados al proceso de medición.

Estas tres fuentes de variación pueden clasificarse en “*variabilidad entre unidades*” (heterogeneidad entre unidades) y “*variabilidad intra unidades*” (variación biológica intra-unidad y error de medición).

Dado que estas fuentes de variabilidad introducen correlación, para el análisis de datos longitudinales no se pueden utilizar las técnicas estadísticas clásicas, sino que se deben utilizar métodos estadísticos especiales que reconozcan las diferentes fuentes de variabilidad presentes en los datos. Los modelos lineales mixtos constituyen la herramienta más utilizada para representar datos correlacionados.

4. Covariables en datos longitudinales

En los estudios longitudinales, las variables independientes pueden ser clasificadas en dos categorías: CNVT y CVT. La diferencia entre ellas puede conducir a diferentes enfoques de análisis así como también a diferentes conclusiones.

Tanto las CNVT como las CVT se pueden utilizar para realizar comparaciones entre poblaciones y describir diferentes tendencias a lo largo del tiempo. Sin embargo, sólo las CVT permiten describir una relación dinámica entre la covariable y la variable respuesta.

Para introducir los conceptos referentes a los tipos de covariables en los estudios longitudinales se supone que se cuenta con la variable respuesta Y y una sola covariable X . Se obtiene una muestra aleatoria de N unidades, cada una con n mediciones repetidas de la variable respuesta y de la covariable observadas en los tiempos t_1, \dots, t_n (se asume que los tiempos de medición son los mismos para todas las unidades). El número total de observaciones es $N* = Nn$.

Sean Y_{ij} y X_{ij} los valores de la variable respuesta y de la variable independiente respectivamente, medidos para la unidad i en la ocasión t_j con $i = 1, \dots, N$ y $j = 1, \dots, n$. Si se asume que Y_{ij} y X_{ij} son simultáneamente medidas, en un análisis de corte transversal, Y_{ij} y X_{ij} se correlacionarían directamente. Sin embargo, para un análisis longitudinal se debe asumir que existe un orden pre-establecido: $(X_{i1}, Y_{i1}), (X_{i2}, Y_{i2}), \dots, (X_{in}, Y_{in})$.

4.1. Covariables fijas en el tiempo

Las CNVT son variables independientes que no presentan variación intra-unidad, es decir, los valores de estas covariables no cambian a lo largo del estudio para una unidad en particular.

Éstas covariables pueden ser fijas por naturaleza (por ejemplo, el sexo biológico de una persona o el grupo de tratamiento) o pueden ser covariables basales (es decir, medidas al inicio del estudio). Las covariables basales son fijas por definición pero pueden ser variables en el tiempo por naturaleza, por ejemplo, la edad varía en el tiempo pero la edad basal es fija.

4.2. Covariables variables en el tiempo

Las CVT son variables independientes que incluyen tanto la variación intra-unidad como la variación entre-unidad. Esto significa que, para una unidad en particular, el valor de la covariable cambia a través del tiempo y puede cambiar también entre diferentes unidades. Por ejemplo, el valor del colesterol o la condición de fumador (sí/no).

A continuación se describen diferentes tipos de CVT.

4.2.1. Covariables estocásticas y no estocásticas

Las CVT pueden clasificarse en estocásticas y no estocásticas. Las CVT no estocásticas son covariables que varían sistemáticamente a través del tiempo pero son fijas por diseño del estudio o bien su valor puede predecirse. En cambio, las CVT estocásticas son covariables que varían aleatoriamente a través del tiempo, es decir, los valores en cualquier ocasión no pueden ser estimados ya que son gobernados por un mecanismo aleatorio. Ejemplos de las primeras son: tiempo desde la visita basal o edad. Ejemplos de las segundas son: valor del colesterol, ingesta de alcohol (sí/no), ingesta de grasas, etc.

4.2.2. Covariables exógenas y endógenas

Otra clasificación de las CVT es en exógenas y endógenas.

Covariables exógenas

Una CVT estocástica se define como exógena, respecto a la variable respuesta, si el valor de la covariable en un determinado momento, dado los valores previos de la covariable y de la respuesta, es condicionalmente independiente de todos los valores precedentes de la variable respuesta (Diggle et al., 2002). Formalmente, para la unidad i en la ocasión j :

$$f(X_{ij}|X_{i1}, \dots, X_{ij-1}, Y_{i1}, \dots, Y_{ij}) = f(X_{ij}|X_{i1}, \dots, X_{ij-1}) \quad (4.2.1)$$

Y en consecuencia (Diggle et al., 2002; Fitzmaurice et al., 2004):

$$E(Y_{ij}|X_{i1}, \dots, X_{in}) = E(Y_{ij}|X_{i1}, \dots, X_{ij}) \quad (4.2.2)$$

Esta definición implica que la media condicional de la variable respuesta en un determinado momento dado todo los valores de la covariable (previos y posteriores) sólo depende de los valores previos de la covariable. Por ejemplo, en un estudio longitudinal en donde se evalúa si el la cantidad de actividad física (variable explicativa) esta asociada al nivel de glucosa en sangre (variable respuesta), según (4.2.2), la media condicional de la glucosa en un determinado momento dado todos los registros de actividad física (previos y posteriores) sólo depende de los registros previos de actividad física. También, (4.2.1) sugiere que es de esperar que la cantidad de actividad física en una determinada ocasión dependa de la cantidad de actividad física observa en momentos previos, pero no se espera que dependa de los niveles de glucosa observados previamente.

Es posible examinar empíricamente la suposición de que una CVT es exógena ajustando un modelo de regresión en donde se considera como variable respuesta a la covariable en un momento determinado (X_{ij}) y como variables explicativas tanto a los valores previos de la covariable (X_{i1}, \dots, X_{ij-1}) como a los valores previos de la variable respuesta (Y_{i1}, \dots, Y_{ij-1}). Si, después de controlar por los valores previos de la covariable, el valor actual de la covariable no muestra una asociación con los valores previos de la variable respuesta, puede considerarse que la covariable es exógena.

Cuando se puede asumir que las CVT son exógenas con respecto a la variable respuesta, se puede dar una interpretación causal a los parámetros de regresión.

Covariantes endógenas

Una CVT que no es exógena se define como endógena. Una variable endógena es una variable estocásticamente relacionada con otros factores medidos en el estudio. Esta también puede definirse como una variable generada por un proceso estocástico relacionado con el individuo en estudio. En otras palabras, las CVT endógenas están asociadas con un efecto individual y, a menudo, pueden explicarse por otras variables en el estudio. Cuando el proceso estocástico de una CVT endógena puede ser (al menos parcialmente) explicado por la variable respuesta, se dice que hay *feedback* entre la respuesta y la CVT endógena. Por ejemplo, cuando se evalúa si la cantidad de actividad física está asociada al nivel de glucosa. El nivel de actividad física en un determinado momento puede estar (o no) asociado a niveles previos y también puede estar asociado a valores previos de glucosa (un paciente con valor de glucosa alto en una visita puede decidir aumentar su nivel de actividad física para ver si este valor se reduce).

5. Modelo lineal mixto

Los modelos lineales mixtos se utilizan habitualmente para analizar los datos longitudinales, debido a que permiten modelar las distintas fuentes de variabilidad presentes en los mismos.

En estos modelos, la respuesta media se modela como una combinación de características poblacionales que son comunes a todos los individuos (efectos fijos) y efectos específicos de la unidad que son únicos de ella (efectos aleatorios).

El modelo lineal mixto para la unidad i se puede expresar en forma matricial como:

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_i\mathbf{b}_i + \boldsymbol{\varepsilon}_i; \quad i = 1, \dots, N;$$

Donde:

- \mathbf{Y}_i : Vector de la variable respuesta de la i -ésima unidad, de dimensión $(n \times 1)$, siendo $\mathbf{Y}_i = (Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{in})'$
- \mathbf{X}_i : Matriz de diseño de la i -ésima unidad, que caracteriza la parte sistemática de la respuesta, de dimensión $(n \times p)$
- $\boldsymbol{\beta}$: Vector de parámetros de dimensión $(p \times 1)$
- \mathbf{Z}_i : Matriz de diseño de la i -ésima unidad, que caracteriza la parte aleatoria de la respuesta, de dimensión $(n \times k)$
- \mathbf{b}_i : Vector de efectos aleatorios de la i -ésima unidad, de dimensión $(k \times 1)$
- $\boldsymbol{\varepsilon}_i$: Vector de errores aleatorios de la i -ésima unidad, de dimensión $(n \times 1)$

Se supone que $\boldsymbol{\varepsilon}_i$ y \mathbf{b}_i son independientes.

$$\boldsymbol{\varepsilon}_i \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad \mathbf{b}_i \sim N_k(0, \mathbf{D})$$

\mathbf{D} y \mathbf{R}_i son las matrices de variancias y covariancias de los vectores \mathbf{b}_i y $\boldsymbol{\varepsilon}_i$ respectivamente. A partir de este modelo se obtiene:

- $E(\mathbf{Y}_i/\mathbf{b}_i) = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_i\mathbf{b}_i$ (media condicional o específica de la i -ésima unidad)
- $E(\mathbf{Y}_i) = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}$ (media marginal)
- $Cov(\mathbf{Y}_i/\mathbf{b}_i) = \mathbf{R}_i$ (variancia condicional)
- $Cov(\mathbf{Y}_i) = \mathbf{Z}_i\mathbf{D}_i\mathbf{Z}_i' + \mathbf{R}_i = \boldsymbol{\Sigma}_i$ (variancia marginal)

Generalmente, la matriz \mathbf{D} adopta una estructura de covariancia arbitraria, mientras que la matriz \mathbf{R}_i adopta otra estructura que modela apropiadamente la variabilidad intra individuo.

5.1. Estimación de los parámetros del modelo

Bajo el supuesto de que ε_i y \mathbf{b}_i se distribuyen normalmente se pueden usar métodos de estimación basados en la teoría de máxima verosimilitud, cuya idea es asignar a los parámetros el valor más probable en base a los datos que fueron observados. Se usarán para estimar los parámetros de la parte media y los de las estructuras de covariancia los métodos de máxima verosimilitud (ML) y máxima verosimilitud restringida (REML) respectivamente

5.1.1. Método de máxima verosimilitud (ML)

Bajo el supuesto de que $\mathbf{Y}_i \sim N_n(\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Sigma}_i)$ y las \mathbf{Y}_i son independientes entre sí, se obtiene la siguiente función de log-verosimilitud:

$$l = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N n \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_i| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N [(\mathbf{Y}_i - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta})' \boldsymbol{\Sigma}_i^{-1} (\mathbf{Y}_i - \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta})] \quad (5.1.1)$$

Siendo $\boldsymbol{\Sigma}_i$ función del vector $\boldsymbol{\theta}$ que contiene los parámetros de covariancia.

Los estimadores de $\boldsymbol{\beta}$ y $\boldsymbol{\theta}$ son los valores que maximizan esta expresión. Cuando $\boldsymbol{\theta}$ es desconocido (lo que generalmente sucede) se obtiene una ecuación no lineal, por lo que no se puede obtener una expresión explícita de $\hat{\boldsymbol{\theta}}$. Para encontrar su solución se recurre a métodos numéricos. El estimador del vector $\boldsymbol{\beta}$ resulta:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_i^{-1} \mathbf{X}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_i^{-1} \mathbf{Y}_i$$

El estimador $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ resulta insesgado de $\boldsymbol{\beta}$. Cuando $\boldsymbol{\theta}$ es desconocido no se puede calcular de manera exacta la matriz de covariancias de $\hat{\boldsymbol{\beta}}$. Si el número de unidades es grande se puede demostrar que asintóticamente (Fitzmaurice et al., 2004):

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} \sim N_p(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{V}_\beta) \quad \text{donde} \quad \mathbf{V}_\beta = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\boldsymbol{\Sigma}}_i^{-1} \mathbf{X}_i \right)^{-1}$$

5.1.2. Método de máxima verosimilitud restringida (REML)

El inconveniente que posee el método de ML es que los parámetros de covariancia resultan sesgados. Es decir, a pesar de que $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ es un estimador insesgado de $\boldsymbol{\beta}$, no pasa lo mismo con $\hat{\boldsymbol{\theta}}$. Si el tamaño de muestra es chico, los parámetros que representan las variancias van a ser demasiado pequeños, dando así una visión muy optimista de la variabilidad de las mediciones, es decir, se subestiman los parámetros de covariancia. El sesgo se debe a que en la estimación ML de $\boldsymbol{\theta}$ no se tiene en cuenta que $\boldsymbol{\beta}$ es estimado a partir de los datos.

Distintos autores proponen el método de REML para estimar los parámetros del modelo. Este método es una modificación del método de máxima verosimilitud, en el que la parte de los datos usada para estimar $\boldsymbol{\beta}$ está separada de aquella usada para estimar los parámetros de $\boldsymbol{\Sigma}_i$. La función de log-verosimilitud restringida que se propone es:

$$l^* = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^N n \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_i| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N [(Y_i - X_i \beta)' \Sigma_i^{-1} (Y_i - X_i \beta)] - \frac{1}{2} \ln \left| \sum_{i=1}^N X_i' \Sigma_i^{-1} X_i \right| \quad (5.1.2)$$

Maximizando esta funcion con respecto a β y θ se obtiene:

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N X_i' \hat{\Sigma}_i^{-1} X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' \hat{\Sigma}_i^{-1} Y_i$$

Donde $\hat{\Sigma}_i$ es el estimador REML de Σ_i (Fitzmaurice et al., 2004).

5.1.3. Problemas con la estimación

Pepe y Anderson (1994) mostraron que las ecuaciones (5.1.1) y (5.1.2) llegan a cero solo si se cumple con el supuesto de independencia condicional:

$$E[Y_{ij}|X_{ij}] = E[Y_{ij}|X_{ij}, j = 1, \dots, n] \quad (5.1.3)$$

Con las CNVT, esta suposición se mantiene necesariamente ya que $X_{ij} = X_{ik}$ para todo $j, k = 1, \dots, n$. Con las CVT estocásticas, que se fijan por diseño del estudio (por ejemplo, indicador de grupo de tratamiento en una prueba cruzada), la suposición también se cumple ya que los valores de las covariables en cualquier ocasión se determinan a priori por diseño del estudio y de manera completamente no relacionado con la respuesta longitudinal. Sin embargo, cuando una covariable es variable en el tiempo no estocástica, puede que no necesariamente se mantenga.

En general, cuando (5.1.3) no se cumple, los valores precedentes y/o posteriores de la CVT confunden la relación entre Y_{ij} y X_{ij} , esto puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros del modelo.

Frente a este escenario, Pepe y Anderson (1994) recomendaron plantear el modelo longitudinal marginal y realizar las estimaciones mediante GEE (ecuaciones de estimación generalizadas) con estructura de correlación independiente ya que este es siempre consistente. La estructura de correlación independiente generalmente tiene una alta eficiencia para la estimación de los coeficientes asociados a CNVT. Sin embargo, para las CVT, Fitzmaurice (1995) muestra que esta estructura puede resultar en una pérdida sustancial de eficiencia para la estimación de los coeficientes asociados a las CVT y proporciona un ejemplo en el que la elección de dicha estructura tiene una eficiencia del 60 % en relación con la estructura de correlación verdadera.

Lai y Small (2007) y Lalonde et. al (2014) definieron cuatro tipos de CVT y propusieron utilizar el “Método generalizado de los momentos” (Hansen, 1982) en donde es posible incorporar información sobre la naturaleza de la CVT que se esta analizando.

En conclusión, si la CVT es exógena, puede introducirse el modelo lineal mixto de manera tradicional y mediante ciertas transformaciones. Sin embargo, si la CVT es endógena, no puede introducirse al modelo

lineal mixto en su formato original y deben explorarse las propuestas planteadas anteriormente.

6. Formas de introducir una CVT al modelo lineal mixto

Si al evaluar el tipo de la CVT de la manera vista en (4.2.2) resulta ser exógena, se puede introducir en el modelo lineal mixto sin consideraciones adicionales. Esto se debe a que no habrá problemas con la estimación de los parámetros, ya que se cumple el supuesto de independencia condicional.

A continuación, se presentan distintas maneras de introducir la CVT exógena a un modelo lineal mixto con ordenada aleatoria. De manera de ejemplo, se tomará un caso en el que la variable respuesta Y_{ij} y la CVT X_{ij} son la tensión arterial y el IMC, respectivamente, del paciente i en la ocasión j con $i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, n$.

Para todos los modelos se supone que ε_i y b_{0i} son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad b_{0i} \sim N(0, Var(b_{0i}))$$

6.1. Convertirla en CNVT

Una solución rápida al problema de las CVT, sea exógena o endógena, es transformarla en una CNVT, esto se puede lograr resumiendo la información de la misma mediante alguna función como el promedio de los valores de cada individuo y dejarlo fijo a través del tiempo. También podría usarse su valor máximo, mínimo o cualquier transformación que resulte de interés en el estudio. El problema de este enfoque es que se pierde información, dado que se usa una covariable más simple que no refleja la relación dinámica entre la covariable y la respuesta en el tiempo.

En el ejemplo mencionado anteriormente, se podría calcular el IMC promedio de cada uno de los individuos y el modelo resultaría:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \bar{X}_i + \beta_2 t_j + \varepsilon_{ij}$$

El coeficiente β_1 se interpreta como el cambio esperado en la media de la tensión arterial por incrementos unitarios en el IMC promedio (observado durante todo el seguimiento) para un momento determinado en el seguimiento.

6.2. Covariable variable en el tiempo

Dado que la CVT es exógena, se puede incorporar al modelo sin ninguna transformación. El modelo resultante es,

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 t_j + \varepsilon_{ij}$$

6.3. Covariable rezagada

En algunas aplicaciones hay justificación previa para considerar la covariable en el rezago k momentos antes de la medición de la respuesta. Por ejemplo, el efecto del IMC sobre la tensión arterial probablemente no sea inmediato, por lo que podría interesarnos su valor en la ocasión anterior ($k = 1$). Lo más común es que se desconozca el valor k apropiado y se consideren varias opciones diferentes. El modelo lineal mixto se definiría de la siguiente manera:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_{1k} X_{ij-k} + \beta_2 t_j + \varepsilon_{ij}$$

En este modelo, el coeficiente β_{1k} depende explícitamente de la elección del rezago k .

6.4. Funcion de las covariables rezagadas

Una alternativa cuando se quiere utilizar toda la información con la que se cuenta de la covariable hasta la ocasión actual es resumir la misma a través de una función. Un ejemplo puede ser el valor promedio o acumulado hasta la ocasión actual. Sin embargo, la elección de esta función dependerá del tipo de problema a analizar. Cabe destacar que, al igual que con toda medida resumen, al usar este tipo de covariables se pierde parte de la información. En el ejemplo mencionado, podría ser de interés calcular el IMC promedio hasta la ocasión j , resultando el modelo:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \bar{X}_{ij} + \beta_2 t_j + \varepsilon_{ij}$$

Donde \bar{X}_{ij} es el IMC promedio calculado hasta la ocasión j para el i -ésimo paciente.

6.5. Dividiendo efecto entre-unidad y efecto intra-unidad

Otra forma de incorporar la CVT es dividiendo el efecto en dos componentes que reflejen la variación intra-unidad y la variación entre-unidades respecto de la CVT. Por lo tanto, el término del modelo que representa a la covariable se puede descomponer en dos términos:

$$\beta X_{ij} \rightarrow \beta_W (X_{ij} - \bar{X}_i) + \beta_B \bar{X}_i$$

El modelo lineal mixto queda planteado del siguiente modo:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_W (X_{ij} - \bar{X}_i) + \beta_B \bar{X}_i + \beta_2 t_j + \varepsilon_{ij}$$

Donde, \bar{X}_i representa el promedio de todos los valores observados en el tiempo de la CVT para la unidad i , es decir, el promedio del IMC para cada paciente.

β_W representa el cambio esperado en la media de la tensión arterial asociado con variaciones del IMC

propias de cada paciente (controlando por el tiempo). β_B representa el cambio esperado en la media de la tensión arterial asociado con las variaciones del IMC entre pacientes (controlando por el tiempo)

Cabe destacar que cuando la covariable es dicotómica (que toma valores 0 y 1) la componente $(X_{ij} - \bar{X}_i)$ tomará solamente dos valores y en consecuencia se sugiere dejar esta componente solamente con el valor de X_{ij} sin centrar respecto al valor promedio (Hoffman, 2015).

7. Aplicación

A partir del programa de atención y control de pacientes hipertensos iniciado en el año 2014 en Rosario se obtienen datos de 560 pacientes de entre 30 y 86 años, con una edad media de 58.84 y desvío estándar de 9.87 años, de los cuales un 49.28 % son hombres. A todos estos pacientes se les indicó un tratamiento antihipertensivo al inicio del seguimiento (visita basal). Durante 7 meses se agendaron visitas mensuales en donde se registraron, entre otras características, el valor de la TAS y la adherencia al tratamiento. Esta última variable surge de la evaluación del cuestionario Morisky (Morisky et al., 1986) que arroja como resultado: adhiere al tratamiento, no adhiere al tratamiento. Al ser evaluada en todas las visitas mensuales, esta variable dicotómica es una CVT que captura como fue la adherencia durante el periodo desde la visita previa hasta la visita actual. Como para la visita basal no se cuenta con información de adherencia, se toman los datos desde el primer mes de tratamiento.

Uno de los objetivos que persiguió este estudio fue evaluar si la adherencia influye en los valores de la TAS a lo largo del seguimiento.

Para dar respuesta a este interrogante se propuso ajustar un modelo longitudinal de efectos mixtos considerando a la TAS como variable respuesta y la adherencia, sexo y edad como variables explicativas.

Para todas las decisiones de esta sección se utilizará un nivel de significación del 5 %.

7.1. Nomenclatura

A continuación se describen las variables originales que se encuentran en el dataset y sus distintas transformaciones.

Siendo $i = 1, \dots, 560$ y $j = 1, \dots, 7$ se obtienen:

- TAS_{ij} : tension arterial sistólica (mmHg) del paciente i en el mes j .
- \overline{TAS}_i : tension arterial sistólica (mmHg) promedio del paciente i a lo largo del seguimiento ($\sum_{k=0}^n \frac{TAS_{ik}}{n}$).
- \overline{TAS}_{ij} : tension arterial sistólica (mmHg) promedio del paciente i hasta el mes j ($\sum_{k=0}^j \frac{TAS_{ik}}{j}$).
- $sexo_i$: sexo del paciente i medido como una variable dicotómica (0=mujer, 1=homobre) en la ocasión basal (mes 0).
- $edad_i$: edad del paciente i medido en la ocasión basal (mes 0).
- mes_j : meses transcurridos desde el inicio del tratamiento hasta la ocasión j .
- $adherencia_{ij}$: adherencia al tratamiento del paciente i en el mes j (variable dicotómica: =1 si adhiere, =0 si no adhiere).
- $\overline{adherencia}_i$: proporción de visitas en las que el paciente i adhirió al tratamiento a lo largo del seguimiento ($\sum_{k=0}^n \frac{adherencia_{ik}}{n}$).

- $\overline{adherencia_{ij}}$: proporción de visitas en las que el paciente i adhiere al tratamiento hasta el mes j ($\sum_{k=0}^j \frac{adherencia_{ik}}{j}$).
- $adherencia_{perfecta_i}$: variable indicadora, = 1 si el paciente i adhirió al tratamiento todos los meses, = 0 en otro caso.

7.2. Análisis descriptivo

En esta sección se presentaran diversos gráficos con el fin de describir la población en estudio.

En la figura (7.2.1) se puede observar que luego de un mes de tratamiento (mes 1) la TAS promedio es de aproximadamente 133, la cual fue disminuyendo levemente de manera lineal hasta un promedio de aproximadamente 130 al final del tratamiento.

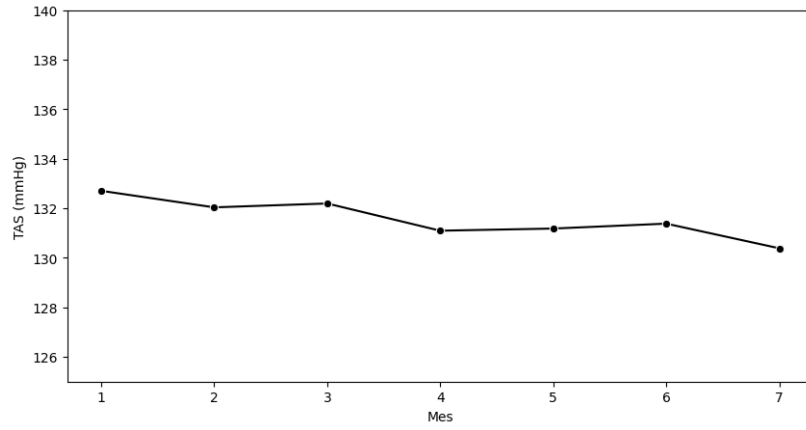


Figura 7.2.1: Evolución de la TAS promedio a lo largo del tratamiento

También resulta de interés observar la evolución de la TAS en el tiempo según la edad y sexo de los pacientes. Como la variable edad es continua, para tal fin, se la categorizó en 2 grupos (≥ 59 años y < 59 años, donde 59 es la mediana de la edad de los pacientes estudiados). En la figura (7.2.2) se observa que los perfiles promedios presentan (en general) una pendiente decreciente, es decir, la TAS media disminuye con el transcurso del tratamiento. Este comportamiento es similar para los grupos, observando valores superiores de TAS para los pacientes de sexo masculino y para los pacientes mayores de 59 años.

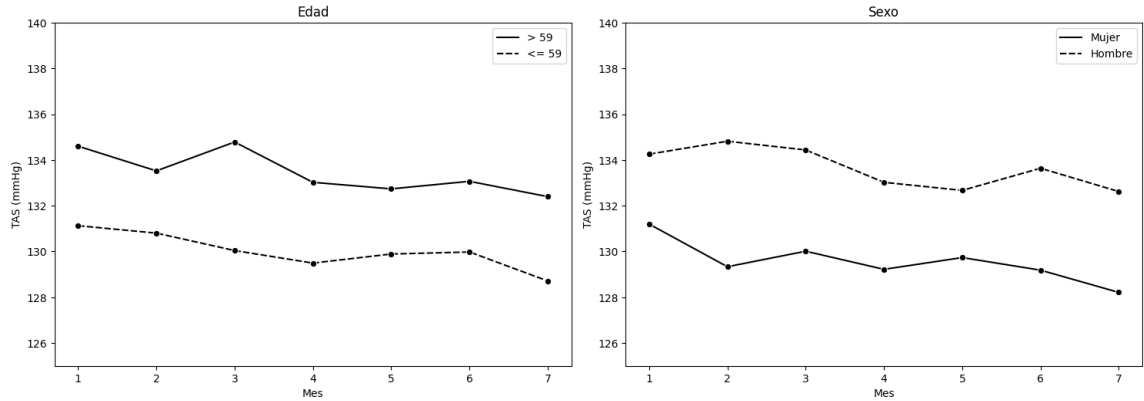


Figura 7.2.2: Evolución de la TAS promedio a lo largo del tratamiento según sexo y edad

Para poder visualizar la relación entre la adherencia al tratamiento, el tiempo de seguimiento y la TAS media no es posible realizarlo con los gráficos de perfiles promedio. La covariable “adherencia al tratamiento” es una CVT y en consecuencia para cada individuo puede presentar distintos valores en cada ocasión, es decir, los pacientes no mantienen un perfil constante a lo largo del tiempo. En una primera instancia es posible realizar un diagrama de dispersión entre la TAS y el tiempo (mes) según adherencia. Para poder observar con mayor claridad la relación entre estas variables se utiliza la técnica “jitter”, la cual agrega un pequeño desplazamiento en los puntos, evitando que queden perfectamente solapados. A partir de la figura (7.2.3) se puede notar que esta manera de visualizar el efecto de la adherencia sobre la TAS resulta confusa.

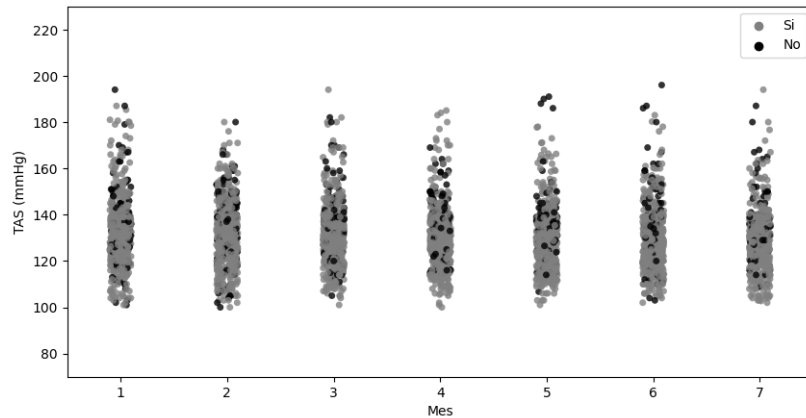


Figura 7.2.3: Valores de la TAS a través del tiempo según adherencia

Como una alternativa a la presentada previamente, se propone realizar un gráfico de perfiles promedio convirtiendo a la CVT (adherencia) en una CVNT para que de esta manera cada paciente pertenezca únicamente a un sólo grupo durante todo el periodo del estudio. Para esto, se dividieron a los pacientes según la cantidad de meses que adhirieron al tratamiento, formando los grupos: 3 meses o menos (adherencia baja), entre 4 y 6 meses (adherencia media/alta) o todos los meses (adherencia perfecta). En la figura (7.2.4) Se puede observar que para el grupo de pacientes que adhirieron al tratamiento 3 meses o menos la TAS presenta una pendiente creciente a lo largo del estudio. Para los otros 2 grupos, la TAS disminuye a lo largo

del tratamiento, siendo menor para el grupo de pacientes que adhirieron la totalidad de los meses.

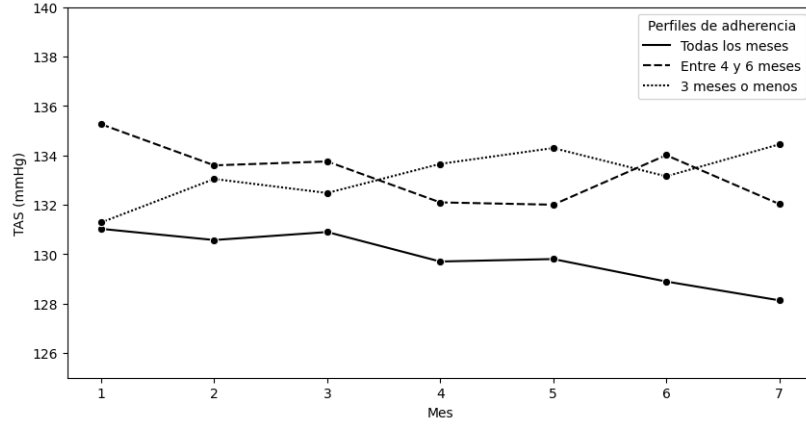


Figura 7.2.4: TAS a través del tiempo según perfiles de adherencia al tratamiento

7.3. Evaluación de la exogeneidad

Para evaluar la exogeneidad de la variable adherencia es necesario verificar el supuesto de independencia condicional descrita en (4.2.2). Esto puede realizarse ajustando un modelo para cada ocasión en el que se considere a la variable adherencia como variable respuesta y como variables explicativas a la TAS y la adherencia en ocasiones previas. Si, en estos modelos, las variables referentes a la TAS registrada en ocasiones previas no resultan ser significativas puede decirse que la adherencia es una CVT exógena. Como la CVT adherencia es una variable dicotómica, se ajustan modelos de regresión logística.

Para ajustar estos modelos se utilizarán como covariables a la adherencia y la TAS en el mes anterior, ya que se asume que las mediciones más cercanas entre sí están más correlacionadas y también se utilizarán la adherencia y la TAS promedio desde el inicio hasta 2 meses antes, de esta manera se puede utilizar toda la información del estudio. El modelo para la ocasión j ($j = 1, \dots, 7$) resulta:

$$\text{logit}(\text{adherencia}_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 \text{adherencia}_{i,j-1} + \beta_2 \text{TAS}_{i,j-1} + \beta_3 \overline{\text{adherencia}}_{i,j-2} + \beta_4 \overline{\text{TAS}}_{i,j-2}$$

En la tabla (7.3.1) se presentan los valores de los coeficientes para cada covariable y en paréntesis la probabilidad asociada a cada uno. Como se puede notar, en ninguna ocasión la adherencia depende de valores anteriores de la TAS (cuando se controla por los valores previos de la adherencia), por lo tanto puede considerarse como una covariable exógena.

Tabla 7.3.1: Estimación de coeficientes de los modelos logit y sus respectivas probabilidades asociadas

mes (j)	$adherencia_{ij-1}$	$\overline{adherencia}_{ij-2}$	TAS_{ij-1}	\overline{TAS}_{ij-2}
2	1,9302 (< 0,001)	—	0,0057 (0,45)	—
3	2,3047 (< 0,001)	0,5683 (0,044)	−0,0088 (0,343)	0,0075 (0,419)
4	1,9689 (< 0,001)	1,0734 (0,002)	0,0138 (0,17)	−0,017 (0,138)
5	2,2945 (< 0,001)	1,0617 (0,007)	0,0092 (0,441)	−0,0141 (0,307)
6	2,2741 (< 0,001)	1,0698 (0,015)	−0,0008 (0,938)	< 0,0001 (0,996)
7	2,5812 (< 0,001)	1,4609 (0,003)	−0,0005 (0,966)	−0,0072 (0,678)

7.4. Modelo lineal mixto propuesto

Mediante la inspección del semivariograma muestral, pruebas de hipótesis para efectos aleatorios y comparación de modelos a través del criterio BIC (ver Anexo 9.1) se decidió plantear un modelo de efectos mixtos con ordenada aleatoria y estructura de covariancia autorregresiva de orden 1. De esta manera, se incorpora al modelo la correlación serial y el efecto entre pacientes. La CVT se incorpora en su forma original ya que se evaluó su exogeneidad. El modelo resulta:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \text{adherencia}_{ij} + \beta_4 \text{mes}_j + \beta_5 \text{mes}_j \text{adherencia}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7.4.1)$$

Se supone que ε_i y b_{0i} son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad b_{0i} \sim N(0, \text{Var}(b_{0i}))$$

Donde \mathbf{R}_i es la matriz de variancias y covariancias del vector ε_i .

Los coeficientes del modelo estimado se presentan en la tabla (7.4.1). Como se mencionó anteriormente, la CVT adherencia contiene ambos efectos entre e intra paciente, por lo tanto su coeficiente no será fácilmente interpretable.

Tabla 7.4.1: Modelo 1

Log-Likelihood			-15377.6	
AIC			30773.19	
BIC			30829.66	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,247	2,494	49,007	$< 0,001$
<i>sexo_i</i>	3,742	0,751	4,986	$< 0,001$
<i>edad_i</i>	0,166	0,039	4,292	$< 0,001$
<i>adherencia_{ij}</i>	-1,322	1,121	-1,179	0,238
<i>mes_j</i>	0,394	0,236	1,671	0,095
<i>mes_j adherencia_{ij}</i>	-0,832	0,26	-3,2	0,001

Manteniendo constantes los efectos del sexo y la edad, en este caso en 0 (femenino) y 58,84 (edad media) respectivamente, los valores de TAS estimada según los posibles perfiles adherencia por el modelo 1 pueden observarse en el gráfico (7.4.1).

Los pacientes que adhieren al tratamiento presentan una disminución promedio en su TAS de 1,322 unidades en su ordenada y 0,832 unidades por mes menores a los pacientes que no adhieren. Es importante aclarar que, al ser la adherencia una CVT, esto no es una pendiente y la TAS se ve afectada solo por la adherencia en el mes actual. Es decir, si un paciente no adhiere al sexto mes, su TAS promedio sera de 134,37 mmHg, mientras que si adhiere al mes 7, su TAS estimada será 7,146 ($1,322 + 0,832 * 7$) unidades menor que la de un paciente que no adhiere en el mes 7, al igual que un paciente que adhiere la totalidad de los meses.

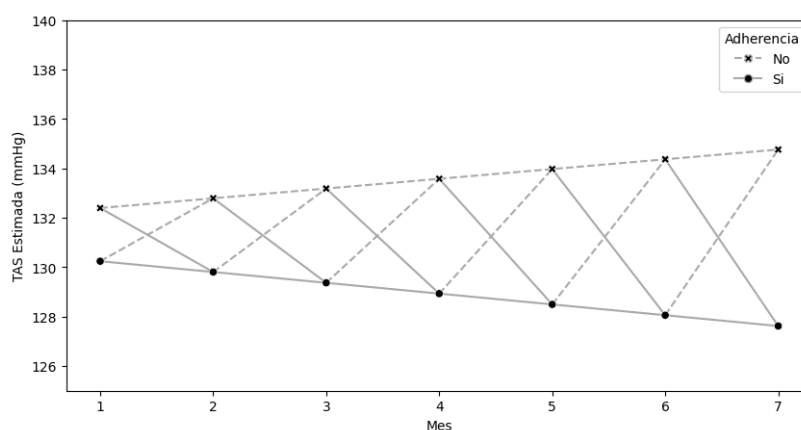


Figura 7.4.1: TAS estimada por modelo 1 vs adherencia a través del tiempo

7.5. Distintas maneras de incorporar la adherencia al modelo lineal mixto

Hay más de una manera de incorporar una CVT exógena a un modelo lineal mixto, en esta sección compararemos algunas de ellas. Para los gráficos de los perfiles de adherencia de cada modelo se mantendrán constantes el sexo y la edad en 0 y 58,84 respectivamente.

7.5.1. Incorporación de covariable fija

Hay diversas formas de convertir una CVT en CNVT, en este apartado se mostrarán 2 que resultan de interés para el estudio. Es importante destacar que éstas transformaciones se pueden utilizar para incorporar CVT tanto exógenas como endógenas.

Una de las transformaciones que puede aplicarse sobre la covariable adherencia es convertirla en una variable dicotómica fija, cuyo valor es 1 si el paciente adhirió en todo el tratamiento y 0 en otro caso. El modelo resulta:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \text{adherencia perfecta}_i + \beta_4 \text{mes}_j + \beta_5 \text{mes}_j \text{adherencia perfecta}_i + \varepsilon_{ij} \quad (7.5.1)$$

Se supone que ε_i y b_{0i} son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad b_{0i} \sim N(0, \text{Var}(b_{0i}))$$

Donde \mathbf{R}_i es la matriz de variancias y covariancias del vector ε_i .

En base a los resultados presentados en la tabla (7.5.1), controlando por el resto de las variables, los pacientes que adhieren en la totalidad del tratamiento, presentan una TAS promedio menor en 2,579 unidades en la ordenada y 0,257 unidades por mes. Dado que la adherencia se convirtió en una CNVT, en este caso el coeficiente -0,257 si resulta una pendiente y los dos perfiles de adherencia pueden observarse en el gráfico (7.5.1).

Tabla 7.5.1: Modelo 2: Incorporación adherencia perfecta

Log-Likelihood			-15401.03	
AIC			30820.06	
BIC			30876.52	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,106	2,367	51,588	< 0,001
<i>sexo_i</i>	3,777	0,744	5,077	< 0,001
<i>edad_i</i>	0,174	0,038	4,532	< 0,001
<i>adherencia perfecta_i</i>	-2,579	1,104	-2,337	0,02
<i>mes_j</i>	-0,214	0,143	-1,496	0,135
<i>mes_j adherencia perfecta_i</i>	-0,257	0,203	-1,264	0,206

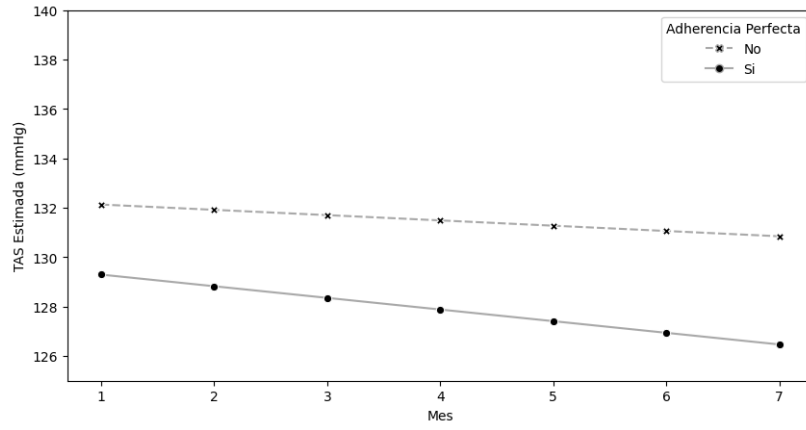


Figura 7.5.1: TAS estimada por modelo 2 vs adherencia perfecta a través del tiempo

Otra manera de incorporar la covariable fija, conservando más información, es usar la proporción de adherencia total al final del estudio. Es decir, si de los 7 meses el paciente adhiere en solo 5, el valor que se le asignará es $\frac{5}{7}$ ($\approx 0,71$). El modelo resulta:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \overline{\text{adherencia}_i} + \beta_4 \text{mes}_j + \beta_5 \text{mes}_j \overline{\text{adherencia}_i} + \varepsilon_{ij} \quad (7.5.2)$$

Se supone que ε_i y b_{0i} son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad b_{0i} \sim N(0, \text{Var}(b_{0i}))$$

Donde \mathbf{R}_i es la matriz de variancias y covariancias del vector ε_i .

Los coeficientes presentados en la tabla (7.5.2) indican que, controlando por el resto de las variables, los pacientes presentan una disminución promedio de 1,598 en la TAS en relación a la proporción de adherencia total en la ordenada al origen y luego disminuirá en 1,052 de manera proporcional a la adherencia total por mes. Por ejemplo, un paciente que adhiere sólo al 50 % del tratamiento, tendrá una disminución promedio en su TAS de 0,799 ($1,598 * 0,5$) al inicio del tratamiento y luego una disminución de 0,526 por mes ($1,052 * 0,5$). Dado que la adherencia es una variable dicotómica, la adherencia total solo puede tomar 8 posibles valores, estos perfiles pueden observarse en el gráfico (7.5.2).

Tabla 7.5.2: Modelo 3: incorporación adherencia total

Log-Likelihood			-15403.63	
AIC			30825.27	
BIC			30881.73	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,405	2,954	41,441	< 0,001
<i>sexo_i</i>	3,718	0,751	4,949	< 0,001
<i>edad_i</i>	0,17	0,039	4,391	< 0,001
$\overline{adherencia}_i$	-1,598	2,33	-0,686	0,493
<i>mes_j</i>	0,523	0,365	1,431	0,152
<i>mes_j</i> $\overline{adherencia}_i$	-1,052	0,427	-2,463	0,014

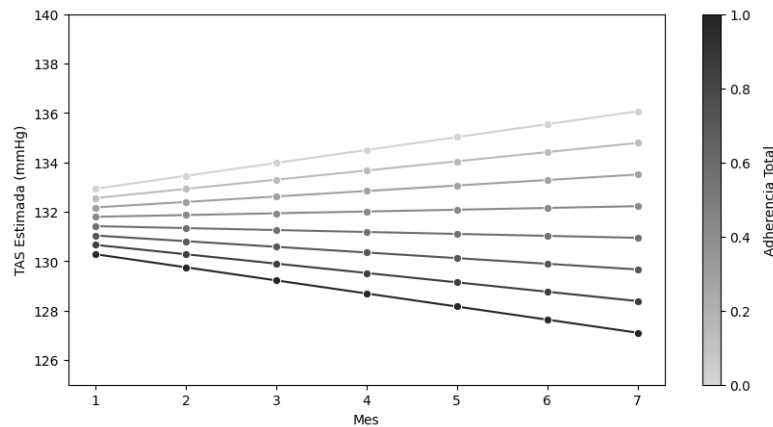


Figura 7.5.2: TAS estimada por modelo 3 vs adherencia total a través del tiempo

7.5.2. Incorporación como CVT

Se proponen otras dos maneras de incorporar la CVT al modelo, la adherencia en el mes anterior y la adherencia promedio hasta el mes actual, ya que podría pensarse que el tratamiento no es de efecto inmediato y la TAS podría estar influenciada por la adherencia en meses anteriores.

El modelo utilizando la adherencia en el mes anterior resulta:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{ sexo}_i + \beta_2 \text{ edad}_i + \beta_3 \text{ adherencia}_{ij-1} + \beta_4 \text{ mes}_j + \beta_5 \text{ mes}_j \text{ adherencia}_{ij-1} + \varepsilon_{ij} \quad (7.5.3)$$

Se supone que ε_i y b_{0i} son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad b_{0i} \sim N(0, \text{Var}(b_{0i}))$$

Donde \mathbf{R}_i es la matriz de variancias y covariancias del vector ε_i .

Los coeficientes de adherencia_{ij-1} se interpretan de la misma manera que en el modelo (7.4.1), manteniendo constante el efecto del resto de las covariables, los pacientes que adhieren al tratamiento en el mes anterior presentan una aumento promedio en su TAS de 0,343 unidades en su ordenada al origen, y una disminución 0,383 unidades por mes.

Los valores de TAS estimada según los posibles perfiles adherencia por el modelo 4 pueden observarse en el gráfico (7.5.3).

Tabla 7.5.3: Modelo 4: incorporación adherencia en el mes anterior

Log-Likelihood			-15410.24	
AIC			30838.47	
BIC			30894.94	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	121,29	2,388	50,796	< 0,001
<i>sexo_i</i>	3,857	0,756	5,104	< 0,001
<i>edad_i</i>	0,16	0,039	4,114	< 0,001
<i>adherencia_{ij-1}</i>	0,343	0,839	0,409	0,682
<i>mes_j</i>	-0,015	0,176	-0,088	0,93
<i>mes_j adherencia_{ij-1}</i>	-0,383	0,218	-1,752	0,08

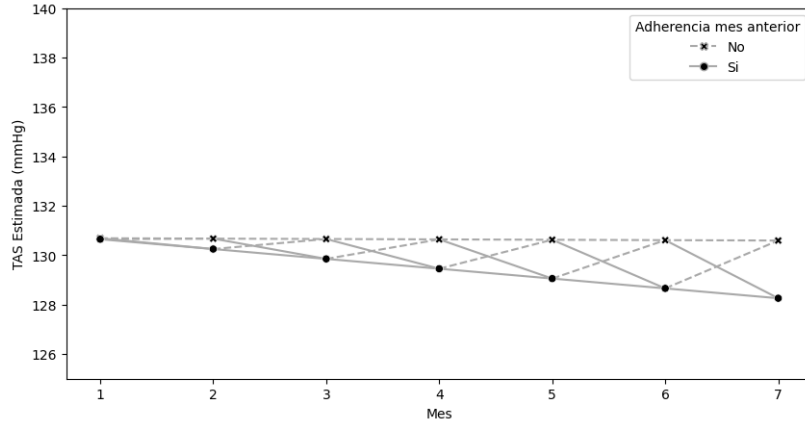


Figura 7.5.3: TAS estimada por modelo 4 vs adherencia en el mes anterior a través del tiempo

La otra opción es usar la covariable proporción de adherencia hasta el mes actual. Es decir, si en el mes 4 un paciente adhirió solo en 2 meses, su adherencia promedio será de $\frac{2}{4}$ (0,5). Sin embargo, si adhiere en la ocasión 5, entonces la adherencia promedio en ese mes será $\frac{3}{5}$ (0,6). El modelo resulta:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \overline{\text{adherencia}}_{ij} + \beta_4 \text{mes}_j + \beta_5 \text{mes}_j \overline{\text{adherencia}}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7.5.4)$$

Se supone que ε_i y b_{0i} son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad b_{0i} \sim N(0, \text{Var}(b_{0i}))$$

Donde \mathbf{R}_i es la matriz de variancias y covariancias del vector ε_i .

En la tabla (7.5.4) se presentan los resultados del modelo. En este caso, los coeficientes que acompañan a la covariable $\overline{\text{adherencia}}_{ij}$ se multiplicarán por la proporción de adherencia del mes j . Tomando como ejemplo una adherencia perfecta ($\overline{\text{adherencia}}_{ij} = 1$), manteniendo constante el efecto del resto de las covariables, los pacientes que adhieren al tratamiento en todas las ocasiones hasta la actual presentan una disminución promedio en su TAS de 2,608 en la ordenada al origen, y una disminución de 0,957 unidades por mes menores a los pacientes que no adhieren en ninguna ocasión ($\overline{\text{adherencia}}_{ij} = 0$).

Tabla 7.5.4: Modelo 5: incorporación adherencia acumulada

Log-Likelihood			-15396.28	
AIC			30810.56	
BIC			30867.02	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,795	2,565	47,872	< 0,001
<i>sexo_i</i>	3,705	0,753	4,92	< 0,001
<i>edad_i</i>	0,174	0,039	4,492	< 0,001
$\overline{adherencia_{ij}}$	-2,608	1,357	-1,921	0,055
<i>mes_j</i>	0,47	0,305	1,54	0,124
<i>mes_j</i> $\overline{adherencia_{ij}}$	-0,957	0,355	-2,694	0,007

En el gráfico (7.5.4) pueden observarse los distintos perfiles de adherencia que pueden ser estimados a través del modelo 5. A diferencia de los modelos 1 y 4, en este caso la TAS estimada depende de todo el proceso de adherencia y no solo del mes actual. En los modelos antes mencionados, la TAS estimada en el mes 7 para un paciente que adhiere todo el tratamiento es la misma que para un paciente que no adhiere los primeros 6 meses pero si adhiere en el mes 7. En este modelo, la TAS estimada en el mes 7 para un paciente que adhiere todo el tratamiento es de 127,03 mmHg, mientras que para un paciente que no adhiere los primeros 6 meses pero si adhiere el último mes es de 135,01 mmHg.

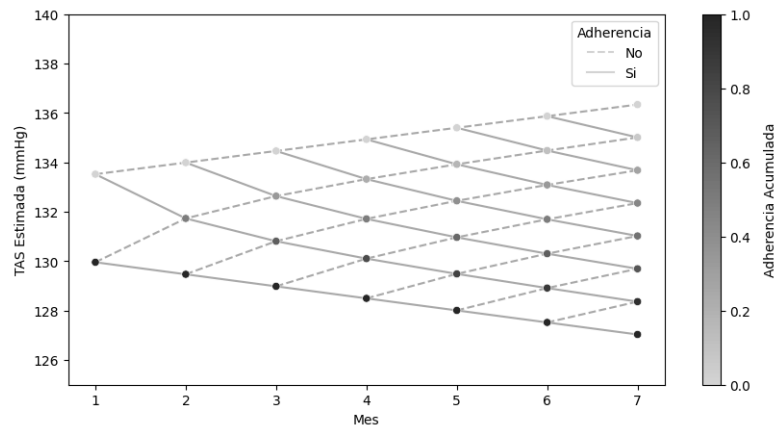


Figura 7.5.4: TAS estimada por modelo 5 vs adherencia acumulada través del tiempo

7.5.3. Incorporación dividiendo efecto entre e intra

Cuando la CVT es dicotómica, con 0 indicando la ausencia del atributo y 1 la presencia, entonces \overline{X}_i es la proporción en la que una persona presentó el valor codificado con 1 de dicha covariable, por lo que el método presentado en la sección (6.5) resultará en valores extraños para β_W si usamos $X_i - \overline{X}_i$. En este caso, si paciente adhirió al tratamiento en el 50% de los meses, \overline{X}_i tendrá un valor de 0.5 y entonces el término

que acompaña a β_W será de -0.5 en los meses que el paciente no adhiera y 0.5 en los meses que si adhiera. En términos de la estimación del modelo esto no genera ningún problema, pero será confuso en la interpretación de los parámetros, dado que el parámetro β_W estará siempre presente (nunca estará acompañado de un 0). Por lo tanto, para evitar esto, el efecto intra-unidad estará acompañado solo de X_{ij} . El modelo resulta:

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \text{adherencia}_{ij} + \beta_4 \overline{\text{adherencia}_i} + \beta_5 \text{mes}_j + \beta_6 \text{mes}_j \text{adherencia}_{ij} + \beta_7 \text{mes}_j \overline{\text{adherencia}_i} + \varepsilon_{ij} \quad (7.5.5)$$

Se supone que ε_i y b_{0i} son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad b_{0i} \sim N(0, \text{Var}(b_{0i}))$$

Donde \mathbf{R}_i es la matriz de variancias y covariancias del vector ε_i .

Los resultados pueden observarse en la tabla (7.5.5). Los coeficientes -1.866 y -0,641 quieren decir que, manteniendo constante la proporción de adherencia total, se espera que los pacientes que adhieren al tratamiento presenten una disminución promedio en la TAS de 1.866 en la ordenada al origen y que esta disminuya en promedio 0,641 por cada mes en el que se adhiere al tratamiento. Por otro lado, los coeficientes 0,678 y -0,533 quieren decir que, después de controlar por la adherencia en ese mes, se espera que la TAS el primer mes de tratamiento sea mayor en 0.662 unidades en relación a la proporción de adherencia total y luego disminuya, en promedio, 0,525 unidades por mes en proporción a la adherencia total al tratamiento.

Tabla 7.5.5: Modelo 6: incorporación la adherencia dividiendo efecto entre e intra persona

Log-Likelihood			-15376.7	
AIC			30775.39	
BIC			30844.4	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	121,974	2,949	41,36	< 0,001
<i>sexo_i</i>	3,708	0,752	4,934	< 0,001
<i>edad_i</i>	0,169	0,039	4,357	< 0,001
<i>adherencia_{ij}</i>	-1,866	1,315	-1,419	0,156
<i>$\overline{\text{adherencia}_i}$</i>	0,678	2,635	0,257	0,797
<i>mes_j</i>	0,673	0,363	1,854	0,064
<i>mes_j adherencia_{ij}</i>	-0,641	0,314	-2,042	0,041
<i>mes_j $\overline{\text{adherencia}_i}$</i>	-0,533	0,511	-1,043	0,297

En el gráfico (7.5.5) pueden observarse todos los posibles perfiles de adherencia que pueden calcularse a través de este modelo. Las pendientes, representadas con líneas discontinuas cuando el paciente no adhiere al siguiente mes y con líneas completas cuando el paciente adhiere el siguiente mes, pueden tener distintas pendientes según la adherencia total del paciente y éstas representan el efecto entre individuo. A su vez, cada paciente puede cambiar de grupo de adherencia mes a mes, representado con círculos cuando adhiere y con cruces cuando no adhiere, estos puntos representan el efecto intra individuo.

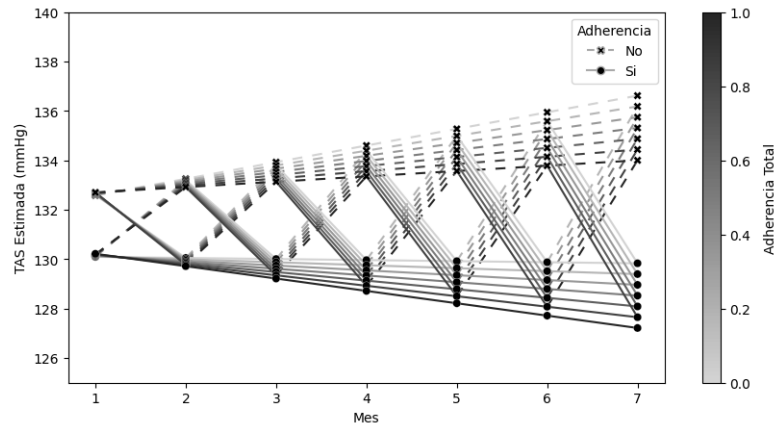


Figura 7.5.5: TAS estimada por modelo 6 vs adherencia y adherencia total a través del tiempo

7.5.4. Comparación de los métodos

Tabla 7.5.6: AIC y BIC de los diferentes modelos

Modelo	AIC	BIC
Modelo 1	30773.19	30829.66
Modelo 2	30820.06	30876.52
Modelo 3	30825.27	30881.73
Modelo 4	30838.47	30894.94
Modelo 5	30810.56	30867.02
Modelo 6	30775.39	30844.4

En la tabla (7.5.6) se puede observar que, basándose en el AIC y el BIC, el modelo que mejor ajusta los datos es el modelo 1 (7.4.1), este modelo incorpora la CVT en su forma natural sin aplicarse ninguna transformación. El segundo modelo que mejor ajusta los datos es el modelo 6 (7.5.5) el cual también incorpora la covariable en su forma natural y además incorpora una transformación CNVT de ésta para dividir efectos y facilitar la interpretación de sus parámetros.

8. Conclusiones

Tradicionalmente, los modelos longitudinales fueron pensados para ser ajustados sobre covariables fijas a través del tiempo, pero esto no es algo que suceda siempre en la vida real.

En este informe se ha introducido una manera de categorizar a las covariables variables en el tiempo, específicamente como *exógenas* o *endógenas*, como así también un método para verificar esta clasificación a través de ajustar disintos modelos individualmente para cada ocasión.

Cuando las variables son exógenas pueden añadirse al modelo de la manera tradicional. Sin embargo, se han propuesto diversas transformaciones que pueden ayudar tanto a ajustar de mejor manera los datos como a la interpretación de los coeficientes.

También se mostró un ejemplo con un caso de estudio de pacientes de un programa de atención y control de pacientes hipertensos. En base a estos datos se ajustaron diferentes modelos con las distintas formas mencionadas de introducir la CVT y se realizó una comparación de los mismos.

Como futuros pasos se propone estudiar más en profundidad la incorporación de variables endógenas. Dado que muchas de las técnicas existentes hasta el momento no están basadas en el ajuste de modelos lineales mixtos, quedan fuera del alcance de esta tesina.

9. Anexo

9.1. Elección de efectos aleatorios y estructura de covariancia

9.1.1. Efectos aleatorios

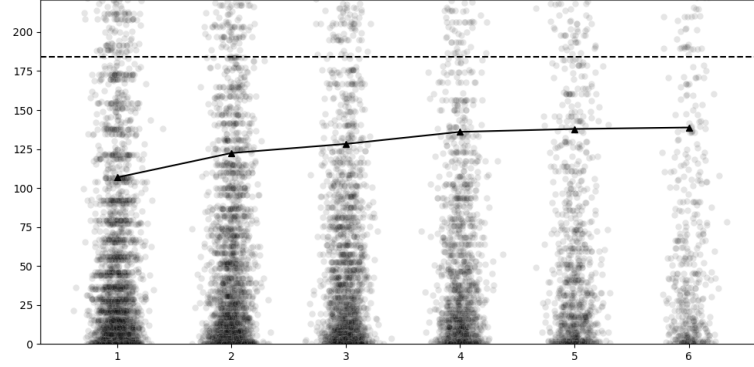


Figura 9.1.1: Semivariograma muestral

Para probar la significación de las efectos aleatorios se ajustaron 3 modelos, uno con ordenada y pendiente aleatoria, otro solo con pendiente aleatoria y otro solo con ordenada aleatoria. Los parametros de los 3 modelos fueron estimados con el método de máxima verosimilitud restringida. El modelo completo es el siguiente y sus resultados pueden observarse en la tabla (9.1.1).

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{ sexo}_i + \beta_2 \text{ edad}_i + \beta_3 \text{ adherencia}_{ij} + \beta_4 \text{ mes}_j + \beta_5 \text{ mes}_j \text{ adherencia}_{ij} + b_{1i} \text{ mes}_j + \varepsilon_{ij}$$

Se supone que ε_i y \mathbf{b}_i son independientes.

$$\varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{in} \end{pmatrix} \sim N_n(0, \mathbf{R}_i) \quad \mathbf{b}_i = \begin{pmatrix} b_{0i} \\ b_{1i} \end{pmatrix} \sim N_k(0, \mathbf{D})$$

Donde \mathbf{D} y \mathbf{R}_i son las matrices de variancias y covariancias de los vectores \mathbf{b}_i y ε_i respectivamente.

Siendo

$$\text{Var}(\mathbf{b}_i) = \text{Var} \begin{pmatrix} b_{0i} \\ b_{1i} \end{pmatrix} = \mathbf{D} = \begin{pmatrix} D_{00} & D_{01} \\ D_{10} & D_{11} \end{pmatrix}$$

Tabla 9.1.1: Modelo con ordenada y pendiente aleatoria

Log-Likelihood			-15393.93	
AIC			30807.86	
BIC			30870.58	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,271	2,507	48,779	$< 0,001$
<i>sexo_i</i>	3,76	0,749	5,022	$< 0,001$
<i>edad_i</i>	0,167	0,039	4,346	$< 0,001$
<i>adherencia_{ij}</i>	-1,525	1,142	-1,335	0,182
<i>mes_j</i>	0,371	0,24	1,546	0,122
<i>mes_j adherencia_{ij}</i>	-0,792	0,262	-3,018	0,003

Se ajusta un modelo reducido solo con pendiente aleatoria, obteniendose los resultados presentados en (9.1.2):

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{sexo}_i + \beta_2 \text{edad}_i + \beta_3 \text{adherencia}_{ij} + \beta_4 \text{mes}_j + \beta_5 \text{mes}_j \text{adherencia}_{ij} + b_{1i} \text{mes}_j + \varepsilon_{ij}$$

Tabla 9.1.2: Modelo con pendiente aleatoria

Log-Likelihood			-15393.93	
AIC			30807.86	
BIC			30870.58	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,271	2,507	48,779	$< 0,001$
<i>sexo_i</i>	3,76	0,749	5,022	$< 0,001$
<i>edad_i</i>	0,167	0,039	4,346	$< 0,001$
<i>adherencia_{ij}</i>	-1,525	1,142	-1,335	0,182
<i>mes_j</i>	0,371	0,24	1,546	0,122
<i>mes_j adherencia_{ij}</i>	-0,792	0,262	-3,018	0,003

Y se plantea el siguiente test de hipótesis:

$$H_0) D_{00} = D_{01} = 0 \quad H_1) \text{ al menos uno distinto de cero}$$

Siendo $G^2 = (-2) * \text{LogLikelihood}$, MC el modelo completo y MR el modelo reducido obtenemos:

$$G^2(MR) - G^2(MC) = 31144,28 - 30787,86 = 356,52$$

Al comparar este valor con una $\chi_{50:50;1;0,05} = 5,14$ resulta mayor, por lo tanto se rechaza la hipótesis nula y se considera que se debe incluir la ordenada al origen aleatoria.

Al repetir los mismos pasos para un modelo solo con ordenada aleatoria se obtienen los resultados presentados en la tabla (9.1.3):

$$Y_{ij} = \beta_0 + b_{0i} + \beta_1 \text{ sexo}_i + \beta_2 \text{ edad}_i + \beta_3 \text{ adherencia}_{ij} + \beta_4 \text{ mes}_j + \beta_5 \text{ mes}_j \text{ adherencia}_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Tabla 9.1.3: Modelo con ordenada aleatoria

Log-Likelihood			-15419.49	
AIC			30854.97	
BIC			30905.15	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,102	2,482	49,204	< 0,001
<i>sexo_i</i>	3,771	0,752	5,016	< 0,001
<i>edad_i</i>	0,165	0,039	4,261	< 0,001
<i>adherencia_{ij}</i>	-1,129	1,086	-1,04	0,299
<i>mes_j</i>	0,43	0,224	1,924	0,054
<i>mes_j adherencia_{ij}</i>	-0,866	0,25	-3,467	0,001

Se plantea el test de hipótesis:

$$H_0) D_{11} = D_{01} = 0 \quad H_1) \text{ al menos uno distinto de cero}$$

Siendo $G^2 = (-2) * \text{Log} - \text{Likelihood}$, MC el modelo completo y MR el modelo reducido obtenemos:

$$G^2(MR) - G^2(MC) = 30838,98 - 30787,86 = 51,12$$

Al comparar este valor con una $\chi_{50:50;1;0,05} = 5,14$ vemos es que mayor, por lo tanto se rechaza la hipótesis nula y se considera que se debe incluir la pendiente aleatoria.

En base a este test, ambos efectos aleatorios son añadidos al modelo. Sin embargo, al modelar la correlación serial con una estructura de covariancia autorregresiva de orden 1, tanto con ordenada y pendiente aleatoria como con solo ordenada aleatoria, se obtienen:

Tabla 9.1.4: Modelo con ordenada aleatoria

Log-Likelihood			-15376.23	
AIC			30774.46	
BIC			30843.45	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,168	2,505	48,768	$< 0,001$
<i>sexo_i</i>	3,747	0,748	5,009	$< 0,001$
<i>edad_i</i>	0,168	0,038	4,371	$< 0,001$
<i>adherencia_{ij}</i>	-1,413	1,142	-1,237	0,216
<i>mes_j</i>	0,383	0,239	1,603	0,109
<i>mes_j adherencia_{ij}</i>	-0,816	0,262	-3,115	0,002

Tabla 9.1.5: Modelo con ordenada aleatoria

Log-Likelihood			-15380.82	
AIC			30779.65	
BIC			30836.1	
Covariable	Coef.	Std. Err.	z	$P < z $
<i>intercepto</i>	122,246	2,499	48,92	$< 0,001$
<i>sexo_i</i>	3,742	0,752	4,975	$< 0,001$
<i>edad_i</i>	0,166	0,039	4,283	$< 0,001$
<i>adherencia_{ij}</i>	-1,321	1,12	-1,179	0,239
<i>mes_j</i>	0,394	0,236	1,671	0,095
<i>mes_j adherencia_{ij}</i>	-0,832	0,26	-3,2	0,001

Comparando estos modelos a través del criterio BIC, el que mejor ajusta los datos es el modelo lineal mixto con ordenada aleatoria y estructura de covariancia AR1, por lo tanto este será el modelo propuesto.

Bibliografía

- [1] G. M. Fitzmaurice, N. M. Laird, and J. H. Ware, *Applied Longitudinal Analysis*. John Wiley & Sons, 2004.
- [2] P. J. Diggle, P. Heagerty, K.-Y. Liang, and S. L. Zeger, *Analysis of Longitudinal Data*. Oxford University Press, 2002.
- [3] L. Hoffman, *Longitudinal Analysis, Modeling Within-Person Fluctuation and Change*. Routledge, 2015.
- [4] R. E. Weiss, *Modeling Longitudinal Data*. Springer, 2005.
- [5] T. L. Lalonde, “Modeling time-dependent covariates in longitudinal data analyses,” in *Innovative Statistical Methods for Public Health Data* (D.-G. Chen and J. R. Wilson, eds.), ch. 4, pp. 57–79, Springer Cham, 2015.
- [6] D. E. Morisky, L. W. Green, and D. M. Levine, “Concurrent and predictive-validity of a self-reported measure of medication adherence,” *Medical Care*, vol. 24, pp. 67–74, 1986.
- [7] T. L. Lai and D. Small, “Marginal regression analysis of longitudinal data with time-dependent covariates: A generalized method-of-moments approach,” *Royal Statistical Society. Series B (Statistical Methodology)*, vol. 69, pp. 79–99, 2007.