

Heterogeneidad geográfica en la calidad de vida relacionada con la salud. Análisis multinivel para Argentina

MARCOS HERRERA

CONICET-IELDE, Universidad Nacional de Salta, Av. Bolivia 5150 (A4408FVY), Salta, República Argentina. E-mail: mherreragomez@conicet.gov.ar

RESUMEN

Este trabajo examina el alcance de las diferentes fuentes de variación geográfica en los reportes de calidad de vida relacionada con la salud. Concretamente, el presente trabajo investiga tres importantes preguntas: ¿Existen diferencias significativas a través de los grupos urbanos en los reportes de CVRS?; ¿Pueden los factores composicionales explicar las diferencias en la CVRS?; y ¿El factor contextual de pobreza estructural impacta en la percepción individual de CVRS?. Mediante modelos multinivel que permiten analizar simultáneamente fuentes de variación individual y factores socio-contextuales se encuentra evidencia de la heterogeneidad geográfica en la CVRS. Las variables individuales, tales como los factores de riesgo, influyen significativamente aunque no explican completamente la variabilidad geográfica. La pobreza estructural como factor contextual afecta negativamente en la percepción de calidad de vida. Este trabajo destaca la necesidad de considerar explícitamente el vínculo de la salud individual al contexto socio-económico en donde el individuo interactúa.

Palabras clave: Modelo Multinivel, Calidad de Vida Relacionada con la Salud, Factores Contextuales.

Geographical Heterogeneity in the Quality of Life Related to Health. Multilevel Analysis for Argentina

ABSTRACT

This paper examines the extent of geographic variation in the reports of quality life related to health. Specifically, this paper investigates three important questions: Are there significant differences across urban groups in reports of HRQOL?; Can compositional factors explain the differences in HRQOL?, and Does the contextual factor of structural poverty affects to the individual's perception of HRQOL?. Using multilevel models to simultaneously analyze sources of individual variation and social-contextual factors, we found evidence of geographical heterogeneity in HRQOL. Individual variables, such as risk factors, significantly influence but not completely explain the geographical variability. Structural poverty, as a contextual factor, negatively affects the perception of quality of life. This paper highlights the need to explicitly consider the linkage of individual social-economic context in which the individual interacts health.

Keywords: Multilevel Modeling, Quality of Life related to Health, Contextual Factors.

Clasificación JEL: C23, I19, C49

Artículo recibido en octubre de 2014 y aceptado en diciembre de 2014

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. e-33111

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

1. INTRODUCCIÓN

El término *calidad de vida relacionada con la salud* (CVRS) ha despertado un creciente interés en el área de sanidad pública. Este concepto sitúa al bienestar del individuo como eje central a la hora de aplicar un determinado tratamiento o política de salud y es un resultado que complementa a los indicadores básicos tales como la tasa de mortalidad o morbilidad.

Al referirnos a la CVRS hacemos referencia a todo aspecto de la salud que puede ser directamente vivenciado y reportado por el individuo (Wu, 2000), enfatizando la evaluación subjetiva como prioritaria¹.

La literatura reconoce que la percepción subjetiva de la salud puede verse influenciada por variables individuales como los factores de riesgo, nivel educativo y por otros factores socio-económicos como la pobreza². Augustovski *et al.* (2012) reportan evidencia sobre el impacto significativo que generan los factores de riesgo, tales como bajo nivel de actividad física, consumo de tabaco, hipertensión y obesidad sobre la CVRS para Argentina.

Mientras el rol de los factores individuales sigue siendo relevante en la percepción de salud, es crecientemente investigado el impacto de factores a diferentes escalas, tales como vecindarios, localidades y regiones (factores contextuales). El interés se centra en los efectos que generan la pertenencia grupal y el contexto en el que se desenvuelven las personas (Duncan *et al.*, 1996; Diez Roux, 2001). Los resultados confirman que los lugares de residencia con desventajas socio-económicas se encuentran asociados a bajos niveles de salud percibida. Otros estudios además muestran que la percepción del entorno local afecta a la salud, aún después de controlar por condiciones objetivas del entorno local así como por factores socio-económicos individuales (Bowling y Stafford, 2007; Weden *et al.*, 2008).

Típicamente, los análisis se basan en datos agregados para estudiar el impacto contextual o en datos desagregados para el análisis de factores individuales. Mientras la literatura ha reconocido la estructura *multinivel* del problema, las investigaciones empíricas han tendido a simplificar las escalas de análisis.

¹ En algunos casos, la CVRS es utilizada como sinónimo de estado de salud general o calidad de vida. Sin embargo, dicha comparación no es generalmente aceptada (véase, por ejemplo, a Sommarriba-Arechavala y Pena-Trapero, 2009, para las diferentes dimensiones que incorpora el concepto calidad de vida y la importancia de la valoración subjetiva). Algunos autores sugieren una definición más restrictiva utilizando al término CVRS en referencia a un problema de salud o su tratamiento. Véase a Urzúa (2010) para una discusión sobre definiciones alternativas de la CVRS.

² Estos conjuntos de variables se interrelacionan fuertemente y han sido objeto de amplios estudios desde una perspectiva causal (por ejemplo, véase Driouchi *et al.*, 2009). En este trabajo se estudiará el impacto condicional sobre la percepción de salud, sin implicar una relación causal entre las variables.

Este trabajo desarrolla e implementa explícitamente la metodología multinivel para analizar simultáneamente el impacto de las diferentes escalas. El interés se centrará en examinar el alcance de las diferentes fuentes de variación geográficas en los reportes de CVRS en Argentina. El antecedente más próximo en este tema es el de Augustovski *et al.* (2013), en donde, usando una metodología tradicional, examinan la variabilidad provincial de la CVRS. Nuestro trabajo considera el impacto de factores individuales pero incorpora explícitamente factores contextuales a una escala de agregación inferior al provincial.

Entre los factores contextuales, se prestará especial atención al índice que captura un conjunto de privaciones económicas relacionadas con la pobreza estructural. La relación entre este tipo de factor y su impacto en la salud ha sido ampliamente estudiada en la literatura. Humphreys y Carr-Hill (1991) encuentran evidencia de un efecto negativo y significativo de un conjunto de privaciones (como desempleo, alquiler vivienda, no tener coche y pertenecer a una clase social baja) sobre la percepción de salud. Para el caso español, Martín Martín *et al.* (2009) recogen diversos estudios que relacionan la precariedad económica y su negativo impacto en la salud percibida. Estos estudios contrastan con la escasa investigación de la relación multinivel salud-privación económica en Argentina. Una excepción es el trabajo de Alazraqui *et al.* (2009) que muestra un negativo impacto del bajo nivel educativo contextual sobre la calidad de vida reportada en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA).

Concretamente, el presente trabajo plantea tres importantes preguntas:

1. ¿Existen diferencias significativas a través de los grupos urbanos en los reportes de CVRS?
2. ¿Pueden los factores individuales (composicionales) explicar las diferencias en el reporte de CVRS?
3. ¿El factor contextual de pobreza estructural impacta en la percepción individual de CVRS?

Siguiendo a Augustovski *et al.* (2013), se utilizará a la escala visual analógica (visual analogue scale, VAS) como medida³ de la CVRS. Esta escala es un instrumento genérico auto-reportado por el individuo y se encuentra integrada al Cuestionario EQ-5D (Rabin y Charro, 2001), de gran aceptación internacional y validado para diferentes países, entre ellos la Argentina (Augustovski *et al.*, 2009). A nivel contextual, se utilizará el índice de necesidades básicas insatisfechas (NBI) como un indicador amplio de privación económica cercanamente relacionado a la pobreza estructural. Ambas variables se encuentran disponibles

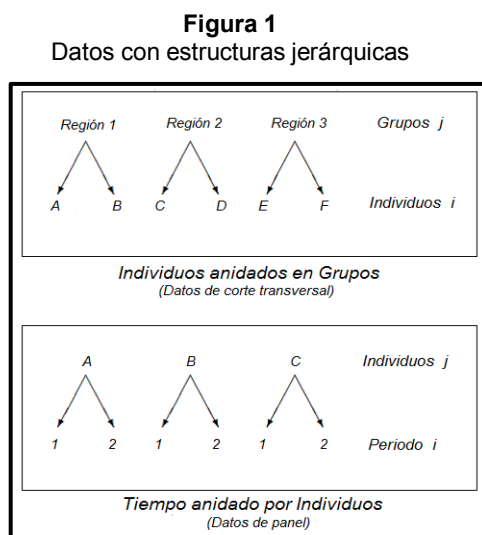
³ Esta medida es considerada de tipo descriptivo (variable original) para diferenciarla de otras medidas de tipo valorativo. Éstas últimas corrigen a la variable original por medio de una función de utilidad o valoración social según cada estado de salud. Para una revisión de estas medidas puede consultarse a Drummond *et al.* (2005) y Dolan (1997).

en la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR 2009) que tiene cobertura nacional de la población urbana argentina.

El trabajo se encuentra estructurado de la siguiente manera. En la sección 2, se desarrolla la metodología multinivel y los principales modelos a especificar. En esta sección se discute la estrecha relación de dicha metodología con los modelos habituales de datos de panel. En la sección 3 se realiza un análisis descriptivo de la fuente de información y las principales variables a utilizar. En la sección 4 se presentan los principales resultados empíricos, utilizando el herramienta presentado previamente. Las conclusiones del trabajo se desarrollan en la sección 5.

2. METODOLOGÍA MULTINIVEL

La metodología multinivel se enfoca en el análisis simultáneo del comportamiento de una variable en diferentes niveles de agregación. El caso más habitual es el representado por dos niveles, nivel micro y nivel macro, tal como se presenta en la Figura 1.



Fuente: Elaboración propia.

El primer caso de la Figura 1 es bajo un corte transversal, en donde los individuos se encuentran anidados en regiones (nivel macro). En cada una de las regiones existe un conjunto de individuos sobre los que se obtiene información estadística, conformando el nivel micro. El segundo caso hace referencia a un tipo de estructura que involucra al tiempo: mediciones repetidas para un mismo individuo (datos de panel). En este caso, el nivel micro es representado por cada periodo temporal y el nivel macro por los individuos. Obsérvese que la notación

destaca a j como nivel macro o de agrupamiento, siguiendo la estructura habitual del análisis multinivel. Es posible generalizar estas estructuras utilizando tres o más niveles, en donde los periodos temporales serán la medición micro, anidados en individuos y estos anidados en grupos representados por regiones. Asimismo, no es necesario que la estructura jerárquica se encuentre balanceada pudiéndose trabajar con grupos de diferentes tamaños.

La estructura jerárquica, habitualmente, genera que las unidades del nivel micro se asemejen dentro de cada grupo, además de mostrarse conjuntamente diferentes a otros grupos o clusters. Dicha dependencia intra-grupo viola uno de los supuestos habituales del modelo lineal general, unidades condicionalmente independientes (asumiendo un conjunto de variables explicativas).

Bajo un corte transversal, la dependencia intra-grupo ha sido tratada mediante dos vías alternativas. La primera de ellas ha sido la agregación de la información micro al nivel superior. Es bien conocido que este tipo de análisis puede generar interpretaciones inválidas desde el nivel macro hacia el nivel micro, comúnmente llamada falacia ecológica (Robinson, 1950)⁴. Además, no es un método eficiente en el uso de la información perdiendo la variabilidad intra-grupo.

La segunda alternativa ha consistido en ignorar la estructura jerárquica, estimando un modelo conocido en la literatura de datos de panel como modelo combinado (pooled model). Este método genera como consecuencia la imposibilidad de distinguir los efectos composicionales (debido a variables individuales) respecto a los efectos contextuales (debido al efecto de pertenencia grupal). Por ejemplo, la percepción individual de salud puede verse afectada por el impacto de la pobreza: este impacto puede deberse a la situación personal (carencia individual) o al impacto de la pobreza sus vecinos (grupo de pertenencia local). Estos dos efectos no podrán ser descompuestos en un modelo combinado y el impacto será parcialmente atribuido a las características individuales y otra parte puede ser capturada por el término de error.

Algunas investigaciones intentan capturar la heterogeneidad grupal mediante la introducción de variables ficticias que identifican a los diferentes grupos, estrategia comúnmente denominada de efectos fijos en la literatura de datos de panel (Wooldridge, 2012). Esta estrategia puede ser válida para el caso de pocos agrupamientos, pero a medida que el número de grupos tiende a crecer, los gra-

⁴ Robinson utilizó información de individuos en 9 regiones geográficas para analizar la relación entre el porcentaje de gente de raza negra y el nivel de analfabetismo en 1930. La regresión agregada arrojó una correlación negativa de 0.53. Sin embargo, el análisis a nivel individual mostró una correlación positiva de 0.29. La diferencia entre ambos resultados mostró el grave error de utilizar resultados agregados para inferir relaciones individuales, dando lugar al nombre de falacia ecológica.

dos de libertad se verán sensiblemente reducidos tornando dicha estrategia inviable (Goldstein, 1999).

El análisis multinivel especifica términos de efectos aleatorios estableciendo modelos más parsimoniosos, respecto a los modelos de efectos fijos, ya que solo requiere estimar unos pocos parámetros adicionales. Más importante aún, el modelo multinivel tiene la ventaja de permitir la distinción de procesos aleatorios a diferentes niveles de agregación. Dependiendo del ámbito en el que se desarrolle la investigación, este modelo ha recibido diferentes nombres: modelo jerárquico, de medidas repetidas, modelo de efectos mixtos, por citar los más recurrentes. Para una revisión de las diversas terminologías véase De Leew y Meijer (2008).

Un punto de interés es la relación entre los modelos multinivel y los modelos de datos de panel. La literatura econométrica ha tendido a destacar la *heterogeneidad grupal* como un fenómeno de medidas repetidas *en el tiempo*. Bajo esta literatura, dos modelos han sido ampliamente considerados: de efectos fijos y de efectos aleatorios. Dependiendo las características estadísticas, la discusión se ha centrado entre la conveniencia de uno u otro modelo: Ante correlación entre el término de error y las variables explicativas, la estimación por efectos fijos llevará a resultados consistentes mientras que la especificación de efectos aleatorios generará estimaciones inconsistentes (Wooldridge, 2012). En contrapartida, estimar un modelo de efectos fijos genera inferencia únicamente válida para la muestra analizada, pero en el caso de la estimación por efectos aleatorios los resultados inferenciales son a nivel poblacional (no limitados a la muestra).

El enfoque multinivel rescata la importancia de la *heterogeneidad grupal* incluso para un *corte transversal*, tal como se ha presentado en la Figura 1. Los datos de panel pueden verse como un caso particular de estructura jerárquica y es en este punto donde consideramos que se ha sesgado la posibilidad de especificar modelos jerárquicos atemporales. En el análisis multinivel no se plantea tan fuertemente la elección entre efectos fijos o aleatorios, ya que el análisis multinivel asume una estructura jerárquica *poblacional*, con muestreo aleatorio tanto de los grupos como de los individuos dentro de los grupos. Consecuentemente, el análisis multinivel debe incorporar necesariamente efectos aleatorios (Hox y Kreft, 1994).

En la siguiente sección se presentarán los modelos multinivel más habituales, profundizando en su entendimiento.

2.1. Modelo Nulo

El primer modelo a presentar es conocido como modelo nulo, sin variables explicativas:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}, \quad (1)$$

siendo y_{ij} la variable dependiente para el individuo i en el grupo J , donde β_{0j} es la media aleatoria grupal y ε_{ij} es el término de error que cumple con los supuestos: $\varepsilon_{ij} \approx i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. El intercepto es representado como una combinación lineal de un parámetro β_0 , que captura la media general, y una desviación aleatoria, δ_j , que captura el efecto grupal específico. Es decir, para un J dado, la media aleatoria grupal se expresa como: $\beta_{0j} = \beta_0 + \delta_j$.

El término δ_j corresponde al término de error aleatorio del nivel macro, y se supone que $\delta_j \approx i.i.d.N(0, \sigma_\delta^2)$. De esta forma, se tienen dos componentes de error aleatorio, δ_j y ε_{ij} . Bajo independencia entre ambos errores, este modelo descompone la varianza total de la siguiente manera:

$$\text{var}(y_{ij}) = \text{var}(\beta_0 + \delta_j + \varepsilon_{ij}) = \sigma_\delta^2 + \sigma_\varepsilon^2, \quad (2)$$

resultado equivalente a realizar un análisis de varianza (ANOVA) de efectos aleatorios. La significancia del componente σ_δ^2 es un indicativo de la importancia del efecto grupal.

La hipótesis nula de no diferencia entre los grupos, $H_0 : \sigma_\delta^2 = 0$, puede realizarse por medio del test $LR = 2(l_{H_1} - l_{H_0}) \approx \chi^2(k_1 - k_0)$, donde l_{H_1} y l_{H_0} son las log-verosimilitudes del modelo bajo hipótesis alternativa y nula, respectivamente. Los grados de libertad de la distribución Chi-cuadrada, $k_1 - k_0$, son igual a la unidad, en este caso.

Usualmente, es de interés realizar comparaciones entre grupos, para ello se necesitarán estimaciones de δ_j . Estos efectos grupales son tratados como variables aleatorias y no como parámetros a estimar del modelo, por lo que, de forma análoga a la obtención de los residuos en un modelo de regresión simple, puede obtenerse la realización de δ_j para cada grupo. Para ello, primero se requieren obtener los residuos totales del modelo: $e_{ij} = y_{ij} - \hat{\beta}_0$. Luego, se obtienen los residuos promedios grupales $\bar{e}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} e_{ij}$, donde n_j es la cantidad de observaciones en el grupo J . Finalmente, la predicción del residuo grupal J :

$$\hat{\delta}_j = w_j \times \bar{e}_j = \frac{\hat{\sigma}_\delta^2}{\hat{\sigma}_\delta^2 + \frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{n_j}} \times \bar{e}_j. \quad (3)$$

El factor w_j recibe la denominación de contracción residual (shrinkage factor). Este factor es siempre menor a 1, por lo que los residuos grupales son menores o iguales a los residuos medios. Existirá una mayor contracción de los residuos si la varianza grupal es pequeña (σ_δ^2), o la varianza micro es elevada (σ_ε^2) o el tamaño grupal es pequeño (n_j). Para completar la estimación residual, los residuos individuales, $\hat{\varepsilon}_{ij}$, se obtienen como: $e_{ij} - \hat{\delta}_j$.

2.2. Modelo Condicional de Intercepto Aleatorio

La significancia de la variabilidad entre grupos del modelo nulo, σ_δ^2 , puede ser explicada por las características de los individuos que componen a cada grupo (efecto composicional). Esto lleva a la necesidad de plantear un modelo condicional de la forma:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 x_{1ij} + \dots + \beta_k x_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

donde x_{1ij} hasta x_{kij} son variables explicativas a nivel individual. El término β_{0j} es igual a $\beta_0 + \delta_j$, tal que habrá un intercepto por cada grupo, condicionado al conjunto de variables explicativas. Este modelo es conocido como de intercepto aleatorio y es el ejemplo más simple de los llamados modelos de efectos mixtos donde hay efectos fijos, parte sistemática, y efectos aleatorios.

El modelo (4) permite introducir otro tipo de variables, las denominadas contextuales. Estas variables pueden reflejar características del nivel macro, obtenidas directamente de las unidades superiores, Z_j , o pueden provenir de agregaciones del nivel micro: $Z_j = \bar{x}_{1j} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{1ij}$. La nueva especificación será igual a:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 x_{1ij} + \dots + \beta_k x_{kij} + \theta_j Z_{1j} + \dots + \theta_g Z_{gj} + \varepsilon_{ij}. \quad (5)$$

Además, si es de interés, es posible incorporar términos de interacción entre variables de diferentes niveles, $x_{kij} \times Z_j$. De esta forma, este modelo multinivel permite distinguir entre efectos composicionales, efectos contextuales y efectos de interacción entre niveles.

La estimación de este tipo de modelo puede realizarse por diferentes métodos, uno de los más habituales es por máxima verosimilitud. La precisión de los coeficientes estimados dependerá en buena medida del tamaño muestral disponible.

Una distinción de estos modelos es que hay dos tamaños muestrales, la cantidad de grupos y la cantidad de individuos por grupo. Diferentes investigaciones han propuesto que idealmente se necesita un mínimo de 30 unidades por cada nivel y, si el modelo es complejo en su especificación, ampliar esta condición a un mínimo de 50 grupos con 20 unidades por grupo (Hox, 1998). Claramente, este problema es una cuestión de grado y variará dependiendo del campo de estudio, aunque en general un gran número de grupos parece ser más importante que una gran cantidad de individuos por grupo (Maas y Hox, 2005).

En comparación al tratamiento tradicional en econometría, el modelo de intercepto aleatorio de dos niveles puede verse como el equivalente al modelo de efectos aleatorios en panel de datos. Esta similitud solo se mantiene para estructuras jerárquicas simples, los modelos multinivel pueden incorporar además más niveles o introducir efectos aleatorios en las pendientes de las variables explicativas. A continuación veremos este último caso.

2.3. Modelo Condicional de Intercepto y Pendiente Aleatoria

La principal limitación del modelo de intercepto aleatorio radica en que el efecto de las variables explicativas individuales es constante entre los grupos. Para evitar este tipo de restricción puede especificarse un modelo como:

$$y_i = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{1i} + \sum_{p=2}^k \beta_p x_p + \sum_{l=1}^g \theta_l Z_l + \xi_i, \quad (6)$$

donde, además del intercepto aleatorio, se tiene $\beta_{1j} = \beta_1 + \eta_j$, tal que $\eta_j \approx i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2)$. La pendiente de x_{1ij} ahora es aleatoria y puede ser descompuesta en un efecto global, común a todos los grupos, β_1 , y en un efecto aleatorio, η_j , que captura la desviación del grupo j respecto al efecto global. Por simplicidad se ha considerado un único efecto de pendiente aleatoria, pudiéndose generalizar a todas las demás variables explicativas individuales.

Los efectos aleatorios, intercepto y pendiente, pueden estar relacionados tal que el modelo puede ampliarse para incluir un parámetro adicional. Este parámetro, $\sigma_{\eta\delta}$, es la covarianza que capturará la variación del intercepto y la pendiente entre-grupos. Un valor positivo de $\sigma_{\eta\delta}$ implica que grupos con altos valores del intercepto, δ_j , tienden a tener altos valores de la pendiente, η_j .

Los modelos de intercepto aleatorio asumen que la varianza entre grupos es constante e igual a σ_{δ}^2 . Bajo un modelo de intercepto y pendiente aleatoria, la varianza entre grupos es función de las variables explicativas. Por ejemplo, para el modelo presentado en la ecuación (6) se tiene:

$$\text{var}(\delta_j + \eta_j x_{1ij}) = \sigma_{\delta}^2 + 2\sigma_{\delta\eta} x_{1ij} + \sigma_{\eta}^2 x_{1ij}^2, \quad (7)$$

es decir, la varianza entre grupos es una función cuadrática que depende de los valores de la variable a nivel micro.

Un fenómeno habitual en modelos de corte transversal es la presencia de heterocedasticidad, esto es, que la varianza residual es diferente para diferentes unidades. Más específicamente, esto significa que la varianza residual depende funcionalmente de las variables explicativas. Por lo tanto, podría esperarse que este fenómeno se encuentre presente en muchos modelos multinivel. De hecho, la heterocedasticidad entre grupos es una parte explícita en los modelos multinivel tal como se ha expresado en la ecuación (7).

El herramental hasta aquí presentado será utilizado para explicar empíricamente el comportamiento de la CVRS.

3. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Los datos del presente análisis provienen de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR 2009). Esta encuesta consta de 14 módulos que incluyen datos socio-económicos personales, factores y conductas de riesgo, y comprende como población objetivo a las personas de 18 años y más que residen en hogares particulares de la República Argentina.

Un módulo importante de esta base de datos es el referente al Estado de Salud General de donde surge la principal variable de estudio, VAS. La medición de la VAS proviene del valor auto-reportado de una figura, en forma de termómetro, en la que se visualizan los extremos peor estado de salud imaginable en el 0 (cero), y mejor estado de salud imaginable en el 100 (cien).

El diseño muestral de la ENFR es de tipo multietápico seleccionando a las personas a través de un proceso de cuatro etapas. La primera etapa muestrea localidades de 5000 ha. (cinco mil habitantes) o más alcanzando un total de 166 unidades primarias. La identificación de cada unidad primaria no se encuentra disponible en la base de datos pública, solo puede identificarse si la persona entrevistada pertenece a una determinada provincia, el tamaño de la población de referencia (dividida en cuatro categorías) y si pertenece a uno de los 7 aglomerados urbanos (poblaciones de 500 mil o más habitantes)(ENFR 2009).

Luego de controlar por datos faltantes, la cantidad total de observaciones es de 25750 individuos. La Tabla 1 resume las variables que serán utilizadas a

nivel micro. Las definiciones de las variables que capturan los factores de riesgo se encuentran explicadas en la Tabla A del apéndice.

Tabla 1
Resumen estadístico de variables a nivel micro

Variable Dependiente	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
Escala Visual Analógica (VAS)	75.62	17.44	0	100
Variables Explicativas	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
Actividad física baja	0.56	0.5	0	1
Tabaquismo	0.26	0.44	0	1
Hipertensión	0.36	0.48	0	1
Obesidad	0.19	0.4	0	1
Consumo diario de frutas	0.36	0.48	0	1
Consumo diario de verduras	0.41	0.49	0	1
Riesgo alcohólico	0.09	0.28	0	1
Diabetes	0.11	0.32	0	1
Edad	45.82	17.74	18	98
Mujer	0.58	0.49	0	1
Soltero	0.23	0.42	0	1
NBI	0.12	0.33	0	1
Cobertura de salud privada	0.11	0.31	0	1
Educación				
1: hasta pri. incomp.	0.12	0.32	0	1
2: pri. comp. hasta sec. incomp.	0.38	0.49	0	1
3: sec. comp. y más.	0.5	0.5	0	1
Rango Ingresos				
1: hasta \$400.	0.04	0.2	0	1
2: de \$401 a \$600	0.05	0.23	0	1
3: de \$601 a \$700	0.03	0.16	0	1
4: de \$701 a \$800	0.05	0.21	0	1
5: de \$801 a \$900	0.03	0.17	0	1
6: de \$901 a \$1000	0.06	0.23	0	1
7: de \$1001 a \$1250	0.06	0.24	0	1
8: de \$1251 a \$1500	0.09	0.29	0	1
9: de \$1501 a \$1750	0.05	0.21	0	1
10: de \$1751 a \$2000	0.13	0.33	0	1
11: de \$2001 a \$3000	0.17	0.38	0	1
12: de \$3001 a \$4000	0.1	0.3	0	1
13: de \$4001 a \$5000	0.06	0.24	0	1
14: de \$5001 a \$7500	0.05	0.22	0	1
15: de \$7501 y más	0.04	0.19	0	1

Nota: 25570 observaciones. *Pri.:* primario; *Sec.:* secundario; *Incomp:* incompleto; *Comp.:* completo.

Fuente: Elaboración propia.

Una variable explicativa de interés, a nivel micro y macro, es el indicador de necesidades básicas insatisfechas (NBI). Este indicador permite la delimitación de grupos de pobreza estructural por medio de un conjunto de dimensiones de

privación⁵. La ENFR recoge este indicador utilizando las siguientes cuatro dimensiones:

- Hacinamiento: hogares que habitan viviendas con más de tres personas por cuarto.
- Vivienda inconveniente: hogares que habitan en pieza de inquilinato, vivienda precaria o otro tipo.
- Hogares que habitan en viviendas que no tienen cuarto de baño (retrete).
- Hogares que tienen algún niño en edad escolar que no asiste a la escuela.

Cuando el hogar presenta al menos una de estas privaciones se considera con *NBI* y se lo clasifica como un hogar pobre. Un 12% de la población encuestada es considerada como pobre.

En la ENFR, la unidad geográfica identificable de menor agregación es la provincia, alcanzando 24 jurisdicciones (si se incluye a Ciudad Autónoma de Buenos Aires, CABA, como jurisdicción). Con la idea de realizar un análisis que permita capturar la heterogeneidad intra-provincial, se ha combinado la información provincial junto a las categorías de tamaño poblacional obteniendo 49 pseudo-localidades urbanas. La denominación de pseudo-localidad se debe al hecho de que cada agrupamiento incluye a personas que pertenecen a más de una localidad y, por consiguiente, cada grupo es geográficamente disperso dentro de cada provincia. Utilizaremos el término grupo urbano para hacer referencia a dicha pseudo-localidad. Algunos grupos urbanos son equivalentes a las unidades primarias, tal es el caso de CABA, y otros son equivalentes a las provincias, como en el caso de Santa Cruz (SCRUZ 4) y Tierra del Fuego (TFUEGO 3). La Tabla B del apéndice provee el listado completo de los 49 grupos urbanos incluyendo su pertenencia geográfica y el número de individuos en cada unidad utilizados para las estimaciones. También se incluye un mapa que permite observar la distribución geográfica de las provincias.

La estructura jerárquica comprende la distribución de los 25570 individuos entre 49 grupos urbanos (nivel macro). El grupo urbano con menor cantidad de individuos es MZA 3 con 83 individuos y, en el otro extremo, el de mayor cantidad de personas es el grupo urbano BSAS 4 con 2814 encuestados. Los estadísticos descriptivos de las variables explicativas correspondientes al nivel macro, variables contextuales, se presentan en la Tabla 2.

La variable \overline{NBI} ha sido construida mediante la agregación de los resultados individuales y captura la proporción de hogares pobres (con al menos un indicador NBI) en cada grupo urbano. Puede observarse que algunos grupos

⁵ En la Argentina, las dimensiones habituales que incluye este indicador son: (i) acceso a una vivienda adecuada; (ii) condiciones sanitarias básicas; (iii) hacinamiento crítico; (iv) asistencia escolar y (v) capacidad de subsistencia. Para una mayor discusión sobre la construcción de este indicador y su utilidad en Latinoamérica véase Feres y Mancero (2000).

urbanos presentan al 45% de sus hogares en situación de pobreza, mientras que otros grupos urbanos muestran un porcentaje bajo, 3% de la población.

Tabla 2
Resumen estadístico de variables a nivel macro

Variable Explicativas	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
\overline{NBI}	0.15	0.09	0.03	0.45
Regiones 1: Gran Bs. As.	0.1	0.3	0	1
2: Pampeana	0.29	0.46	0	1
3: Noroeste	0.24	0.43	0	1
4: Noreste	0.16	0.37	0	1
5: Cuyo	0.14	0.35	0	1
6: Patagónica	0.16	0.37	0	1

Nota: 49 grupos urbanos.

Fuente: Elaboración propia.

4. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

El análisis inferencial ha sido implementado de forma secuencial comenzando con un modelo nulo para luego incrementar la complejidad de la especificación. Los modelos que han sido estimados son:

- Modelo 1 (nulo): un modelo de dos niveles con solo una constante en la parte fija o sistemática. Este modelo sirve de base para la comparación con modelos más complejos. Permitirá responder a la primera pregunta de investigación.
- Modelo 2 (condicional individual): modelo de intercepto aleatorio de dos niveles con variables explicativas a nivel individual (especificadas en la Tabla 1). Permite capturar los efectos composicionales y evaluar la relación a nivel nacional entre la CVRS y las variables explicativas. Ofrece evidencia para la segunda pregunta de investigación.
- Modelo 3 (condicional individual-contextual de intercepto aleatorio): modelo similar al individual pero, además, incorpora las variables a nivel contextual (especificadas en la Tabla 2). Permite capturar el efecto contextual y composicional simultáneamente.
- Modelo 4 (condicional individual-contextual de intercepto y pendiente aleatoria): modelo con similar parte fija que el anterior pero añadiendo elementos aleatorios. Captura la heterogeneidad en la pendiente de la relación individual dentro de los grupos.

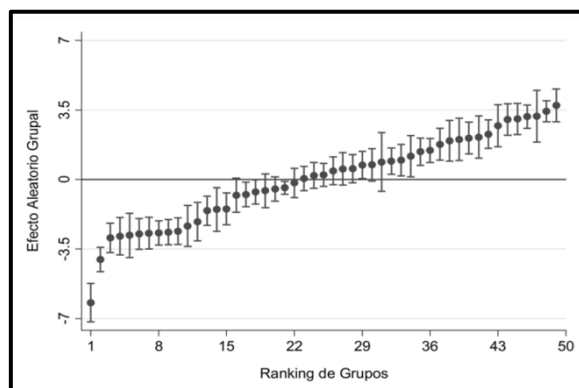
Los modelos 3 y 4 complementan la respuesta de la tercera pregunta de investigación.

Los primeros modelos incorporaron las ponderaciones del muestreo multietápico pero los modelos más complejos no lograron converger. Debido a la necesidad de comparar las estimaciones entre modelos, se optó por trabajar sin dichas ponderaciones. Todos los modelos fueron estimados por máxima verosimilitud bajo Stata (versión 12), donde las integrales para los efectos aleatorios han sido aproximadas por cuadratura adaptativa.

4.1. Modelo Nulo y Condicional Individual

Las estimaciones del modelo nulo se presentan en la 2ª columna de la Tabla 3. La varianza del nivel macro es significativa implicando que los grupos urbanos difieren en la VAS reportada. Una forma simple de visualizar la heterogeneidad entre los grupos es mediante la Figura 2, que muestra el efecto aleatorio grupal, $\hat{\delta}_j$, estimado según lo expuesto en la sección 2.1 (se incluye el intervalo de confianza al 95%). El gráfico muestra, en el eje de las abscisas, a los grupos ordenados de menor a mayor reporte promedio de calidad de vida.

Figura 2
Modelo 1. Desvíos grupales respecto a la media general



Fuente: Elaboración propia.

La brecha más importante a nivel grupal se encuentra en los reportes por debajo de la media, con un grupo extremo que promedia 6 puntos menos que el valor nacional. Sin embargo, este efecto y las diferencias entre las medias grupales, puede deberse a que el modelo no considera las características composicionales de cada grupo. Esta corrección es realizada por medio del modelo individual, modelo 2. Los resultados son reportados en la 3ª columna de la Tabla 3, en donde la variación del nivel macro es condicional a las características composicionales o individuales.

Tabla 3
Estimaciones del Modelo 1 y Modelo 2

Variables	Modelo nulo	Modelo individual
<i>PARTE FUA</i>		
Baja actividad física		-3.13 ***
Tabaquismo		-1.33 ***
Hipertensión		-3.87 ***
Obesidad		-1.93 ***
Consumo de frutas		1.86 ***
Consumo de verduras		0.34
Riesgo alcoholismo		0.68 *
Diabetes		-4.37 ***
Edad centrada		-0.25 ***
Mujer		-2.06 ***
Soltero		0.09
NBI		-1.75 ***
Cobertura salud privada		0.53
Educación 2		1.94 ***
Educación 3		3.85 ***
Rango Ingreso 2		1.53 ***
Rango Ingreso 3		2.35 ***
Rango Ingreso 4		1.95 ***
Rango Ingreso 5		3.56 ***
Rango Ingreso 6		3.64 ***
Rango Ingreso 7		3.61 ***
Rango Ingreso 8		4.58 ***
Rango Ingreso 9		5.07 ***
Rango Ingreso 10		5.87 ***
Rango Ingreso 11		6.86 ***
Rango Ingreso 12		7.10 ***
Rango Ingreso 13		8.41 ***
Rango Ingreso 14		8.83 ***
Rango Ingreso 15		9.53 ***
Constante	75.65 ***	72.60 ***
<i>PARTE ALEATORIA</i>		
Varianza grupal (σ_{δ}^2)	5.61 ***	3.37 ***
Varianza individual (σ_{ε}^2)	299.44 ***	239.93 ***
Log-verosimilitud	-109237	-106397

Nota: 25570 observaciones. Significativo al * 10%, ** 5% y *** 1%.

Fuente: Elaboración propia.

El modelo individual incorpora los principales condicionantes de la salud reportada. La interpretación de los resultados debe realizarse considerando como categoría base a un varón no soltero de 46 años, edad promedio, que realiza actividad física intensa o moderada, no fumador, sin problemas de obesidad, ni hipertensión, ni diabético y perteneciente a un grupo urbano de la región pampeana. Los factores de riesgo tienen los signos esperados, impactando negati-

vamente en la calidad de vida. El consumo diario de frutas y verduras afecta positivamente al reporte de salud, pero solo el consumo de frutas tiene un impacto significativo. El coeficiente que acompaña al riesgo alcohólico se relaciona positivamente con los reportes de salud y puede interpretarse como una percepción beneficiosa el consumo moderado de alcohol.

El modelo individual de la Tabla 3 presenta el impacto de otros factores no-sanitarios. En el caso de los factores socio-económicos, puede verse el impacto positivo y creciente que tiene el rango de ingresos, y el nivel educativo, sobre la salud percibida. El impacto a nivel individual de la pobreza estructural, capturado por el *NBI*, es negativo y significativo: -1.75. Es decir, los individuos que se encuentran en situación de pobreza perciben que su salud es inferior respecto a los que no presentan dichas privaciones, *ceteris paribus*.

Luego de considerar las principales características individuales, el test *LR* rechaza la hipótesis nula de no significancia de la varianza grupal. Existe heterogeneidad en los reportes de salud, aun después de considerar a los principales factores composicionales. En otras palabras, el comportamiento de la VAS no puede ser explicado únicamente por variables individuales y, por lo tanto, la pertenencia grupal de los individuos es un factor relevante que debe considerarse.

Tabla 4
Mejores y peores grupos según Modelo 1 y Modelo 2

Ranking	Nombre del Grupo	
	Modelo nulo	Modelo individual
1	NEU 3	CBA 3
2	SCRUZ 4	LAPAM 4
3	CBA 3	LAPAM 3
4	TFUEGO 3	MIS 3
5	LAPAM 3	CHUB 4
6	MIS 3	CHA 3
7	CHUB 4	MZA 4
8	LAPAM 4	CORR 3
9	SJUAN 3	NEU 3
10	CORR 3	ERIOS 4
⋮	⋮	⋮
40	SALT 3	JUJ 4
41	JUJ 3	CBA 4
42	CBA 4	LARIO 4
43	SGOEST 3	TUC 4
44	FORM 3	FORM 3
45	SGOEST 4	SJUAN 4
46	LARIO 4	SALT 4
47	SALT 4	FORM 4
48	SJUAN 4	JUJ 3
49	FORM 4	SALT 3

Fuente: Elaboración propia.

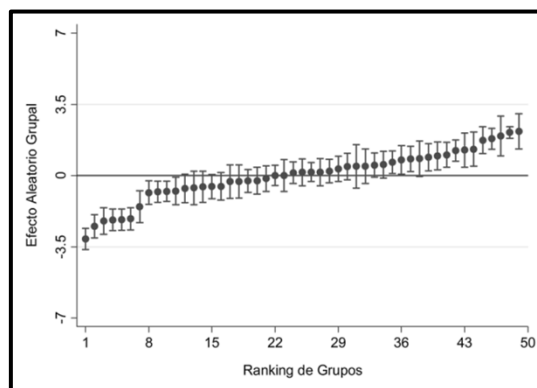
Con la intención de profundizar los cambios observados entre ambos modelos, se presenta el ordenamiento de los grupos extremos, antes y después de condicionar por las características individuales (Tabla 4). En **negrita** se destacan los grupos que experimentan mayor influencia composicional.

El impacto de las características composicionales es notorio entre los grupos. En los grupos de mejor comportamiento, Santa Cruz 4 y Tierra del Fuego 3 eran de los de mejor reporte bruto (modelo nulo), pero luego de controlar por la composición individual los mismos quedan relegados de las primeras posiciones. Es decir, el buen comportamiento de ambos grupos se encuentra explicado por las favorables condiciones de vida (bajos factores de riesgo y buena situación socio-económica) de cada persona que reside en dichos grupos. En el caso de los grupos urbanos de La Pampa, puede verse que los efectos composicionales no son importantes y permanecen entre las primeras posiciones de calidad de vida más saludables antes y después de controlar por los factores individuales.

Controlando por factores composicionales, las provincias de Salta, Jujuy y Formosa ubican a todos sus grupos urbanos en los de peor calidad de vida. Una situación diferente es la que experimenta la provincia de Santiago del Estero: bajo el reporte bruto ubicaba a todos sus grupos urbanos en los lugares más relegados; pero, luego de controlar por variables individuales, ningún grupo urbano se encuentra entre los de peores reportes.

Figura 3

Modelo 2. Desvíos grupales respecto a la media general



Fuente: Elaboración propia.

La posibilidad de desagregar la información a un nivel inferior al provincial proporciona resultados no observados con anterioridad en la literatura. Por ejemplo, la provincia de San Juan se compone de dos grupos urbanos bien diferenciados. En el ranking de calidad bruta, SJUAN 3 se ubica entre los grupos de mejor VAS y SJUAN 4 entre los de peor VAS. Luego de controlar por factores

individuales, SJUAN 3 ya no pertenece al grupo de mejor posición, pero SJUAN 4 continúa como grupo urbano de peor calidad de vida relacionada con la salud.

Por último, se muestra la reducción de la variabilidad y el nuevo ordenamiento de los grupos urbanos, Figura 3. Las diferencias extremas se han reducido aunque la mayoría de los grupos muestran un comportamiento significativamente diferente entre si y también respecto a la media nacional.

4.2. Modelos Individuales-Contextuales

En este apartado se analizarán modelos más complejos que incorporan variables contextuales, además de las variables individuales. La Tabla 5 reporta los resultados de los efectos contextuales y aleatorios de los modelos 3 y 4. La estimación de los efectos composicionales no experimenta cambios significativos a los presentados en la Tabla 3, es por este motivo que los resultados no son reportados.

Tabla 5
Estimaciones del Modelo 3 y del Modelo 4

Variables	Modelo de intercepto aleatorio	Modelo de intercepto y pendiente aleatoria
<i>PARTE FUA</i>		
Región 1	-4.83 ***	-4.84 ***
Región 3	-2.42 ***	-2.54 ***
Región 4	0.47	0.41
Región 5	-0.66	-0.70
Región 6	-0.96	-0.99
<i>NBI</i>	-10.67 ***	-10.09 ***
Constante	75.24 ***	75.19 ***
<i>PARTE ALEATORIA</i>		
Varianza grupal (σ_{δ}^2)	1.93 ***	1.74 ***
Varianza NBI (σ_{η}^2)	1.85 ***	
Covarianza grupal-NBI ($\sigma_{\delta\eta}$)	0.49	
Varianza individual (σ_{ε}^2)	239.17 ***	238.98 ***
Log-verosimilitud	-106346	-106342

Nota: 25570 observaciones. Significativo al * 10%, ** 5% y *** 1%.

Fuente: Elaboración propia.

El modelo 3, de intercepto aleatorio, incorpora los efectos contextuales de pertenencia regional y el promedio de *NBI* por grupo, \overline{NBI} . Todas las variables

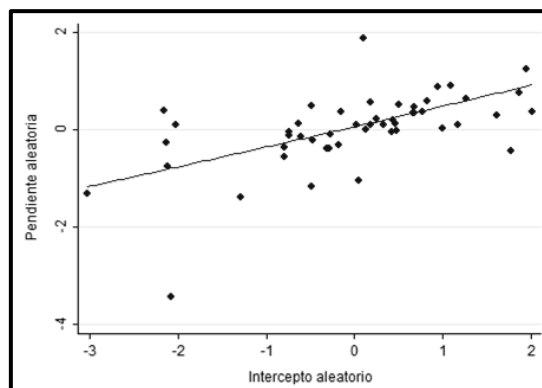
contextuales son significativas, indicando su importancia para explicar la variabilidad de la CVRS. En el caso del coeficiente que acompaña a \overline{NBI} , es negativo y significativo, implicando que un individuo reportará, en promedio, una menor calidad de vida si pertenece a un grupo urbano con mayor pobreza estructural (*ceteris paribus*). Este resultado se mantiene aun cuando se permite que el coeficiente de pobreza individual capture la variabilidad entre grupos (coeficiente aleatorio), modelo 4.

El modelo 3 brinda evidencia de la existencia de importantes diferencias entre los grupos urbanos (σ_{δ}^2 significativa). La limitación de este modelo se encuentra en que dichas diferencias son similares para diferentes tipos de personas, es decir, con diferentes características. En otras palabras, las diferencias entre los grupos solo afectan al intercepto y, por ejemplo, el impacto de ser pobre (con NBI) es el mismo para todos los individuos, independientemente de la pertenencia grupal.

El modelo 4 supera la limitación mencionada y permite contrastar el supuesto de intercepto común entre grupos para la variable NBI . En primera instancia, parece razonable que si se realiza un análisis del reporte de percepción de la CVRS para dos subgrupos, pobres y no pobres, se esperaría un comportamiento diferencial entre ellos. El subgrupo de personas con NBI , mientras tiene más probabilidad de reportar menores valores de VAS en promedio, también puede experimentar una mayor variación entre grupos, comparado con el subgrupo que no experimenta NBI . O sea, mientras la pertenencia grupal afecta a ambos subgrupos, la pertenencia a un determinado grupo urbano puede ser relativamente más importante para personas con NBI .

Figura 4

Modelo 4. Relación entre los efectos aleatorios



Fuente: Elaboración propia.

Los resultados reportados por el modelo 4 se resumen en la 3° columna de la Tabla 5. De la parte aleatoria, puede deducirse que las personas en condiciones de pobreza no solo experimentan una peor percepción de salud, a nivel individual, sino que además tienen mayor variabilidad. Utilizando la fórmula (7), se obtiene que la varianza para las personas con *NBI* es de 4.57 y la misma es significativamente diferente a la reportada por aquellos que no experimentan privaciones, 1.74.

La Figura 4 resume la relación entre los efectos aleatorios grupales, δ_j y η_j . Los grupos con bajo nivel promedio de salud percibida, además, presentan una pendiente de *NBI* más negativa que la reportada a nivel global, intensificando el bajo reporte. La relación entre ambos efectos es levemente positiva, tal como puede observarse en el gráfico.

Utilizando las predicciones del modelo 4, estableceremos un último listado de los grupos extremos según nuestra especificación elegida. Para ello, utilizaremos la expresión que contiene los efectos fijos (individuales + contextuales) y las predicciones de los efectos aleatorios:

$$\hat{y}_i = \sum_{p=0}^k \hat{\beta}_p x_p + \sum_{l=1}^g \hat{\theta}_l Z_{il} + \hat{\delta}_j + \hat{\eta}_j x_{il} \quad (8)$$

Mediante este resultado a nivel individual se obtienen los promedios por grupos. El ordenamiento resultante se presenta en la Tabla 6. En **negrita** se destacan los grupos que no estaban presentes en el Modelo 2, modelo que incluía únicamente efectos composicionales.

Tabla 6
Mejores y peores grupos según Modelo 4

Ranking	Más saludables	Menos saludables
1	NEU 3	FORM 4
2	SCRUZ 4	SGOEST 4
3	TFUEGO 3	SJUAN 4
4	LAPAM 3	CAT 4
5	MIS 3	SGOEST 3
6	CHUB 4	SALT 4
7	CBA 3	LARIO 4
8	BSAS 3	SALT 3
9	SJUAN 3	TUC 4
10	CORR 3	FORM 3

Fuente: Elaboración propia.

En el ranking de los grupos más saludables se destaca como un nuevo integrante a BSAS 3, que no figuraba en ningún ordenamiento previo. Esta nueva posición se debe fundamentalmente al efecto relativamente positivo de las va-

riables contextuales. Los grupos del sur argentino, SCTRUIZ 4 y TFUEGO 3, recuperan las posiciones como grupos más saludables. En el Modelo 2, ambos grupos no figuraban como los de mejor reporte debido a los efectos composicionales, pero los factores contextuales del Modelo 4 son relativamente favorables y contrarrestan a los efectos composicionales. En el caso de CBA 3, puede observarse que existen diferencias entre el ordenamiento del Modelo 2 y del Modelo 4, los factores composicionales ubicaban al grupo como el de mejor reporte pero la introducción de factores contextuales genera un impacto negativo en su posición relativa, pasando del 1° al 7° lugar.

Respecto a los grupos menos saludables, FORM 4 posee una combinación de efectos composicionales y contextuales que lo ubican como el grupo urbano menos saludable de Argentina, posición que ocupaba en el ranking del Modelo 1. Por su parte, CBA 4 figuraba como un grupo poco saludable en el ordenamiento del modelo nulo (Modelo 1) e individual (Modelo 2), pero la incorporación de los efectos contextuales re-ubican al grupo por fuera de los de peor reporte. Los grupos urbanos de Santiago del Estero tienen individuos relativamente saludables, con un efecto composicional positivo, pero el contexto de pobreza estructural genera que ocupen los peores lugares en el reporte de CVRS.

En definitiva, la comparación de los diferentes ordenamientos permite destacar la importancia de analizar simultáneamente efectos composicionales y contextuales. Claramente, los peores reportes de salud se concentran al norte del país, con la totalidad de los grupos urbanos de las provincias de Formosa, Santiago del Estero y Salta. Sin embargo, el motivo de esta posición es diferente en cada grupo urbano.

5. CONCLUSIONES

El presente trabajo ha buscado contribuir a la discusión sobre la heterogeneidad geográfica y el impacto de diferentes factores sobre los reportes de salud. Considerando a la escala visual analógica auto-reportada como una medida de CVRS, se encuentra evidencia de la importancia de distinguir el impacto de factores composicionales respecto al de factores contextuales.

Los principales resultados de este trabajo han permitido responder a las preguntas de investigación: (1) La consideración de la pertenencia grupal afecta significativamente a los reportes de salud subjetivos. (2) Los efectos composicionales explican, aunque parcialmente, el reporte de salud. La heterogeneidad grupal persiste luego de controlar por efectos individuales. (3) La pobreza estructural, considerada como el factor contextual de principal interés, tiene un impacto diferencial y negativo en la percepción de salud de las personas y, en particular, sobre el subgrupo poblacional en situación de precariedad.

Los resultados finales sobre el impacto de la privación económica-social se encuentran en consonancia con los hallados por Humphreys y Carr-Hill (2009) y Martin Martin *et al.* (2009). También son similares a los resultados presentados por Alazraqui *et al.* (2009) usando información para Ciudad de Buenos Aires. Sin embargo, nuestro estudio utiliza un índice de privación más amplio y la cobertura geográfica es el total del país, no solo CABA.

Este trabajo constituye un primer intento de comprender los reportes de salud percibidos por la población. Es importante mencionar las limitaciones del trabajo debido al tipo de datos utilizados, de corte transversal, y que los resultados no son válidos para comprobar asociaciones causales entre las variables analizadas. Además, al no utilizar los factores de expansión de la encuesta, estos resultados no pueden generalizarse para toda la población urbana argentina. Sin embargo, el estudio sienta las bases para un análisis más exhaustivo sobre la variabilidad geográfica a un nivel de agregación inferior al provincial.

Futuras líneas de investigación incluirán diferentes variables contextuales e interacciones entre los diferentes niveles. Estos avances permitirán comprender con mayor claridad el estado de situación de salud percibida, siendo un valioso insumo para la implementación de medidas de políticas públicas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALAZRAQUI, M.; ROUX, A.; FLEISCHER, N. y SPINELLI, H. (2009). "Salud auto-referida y desigualdades sociales, Ciudad de Buenos Aires, Argentina". *Cuadernos de Saúde Pública*, 25(9): pp. 1990-2000.
- AUGUSTOVSKI, F.; IRAZOLA, V.; VELAZQUEZ, A.; GIBBONS, L. y CRAIG, B. (2009). "Argentine valuation of EQ-5D health states". *Value in Health*, 12(4): pp. 587-596.
- AUGUSTOVSKI, F.; REY-ARES, L. y GIBBONS, L. (2012). "Calidad de vida relacionada con la salud". *Documento Técnico, IECS-Instituto de Efectividad Clínica y Sanitaria*.
- AUGUSTOVSKI, F.; REY-ARES, L. y GIBBONS, L. (2013). "Atlas argentino de calidad de vida relacionada con la salud: Análisis de los datos de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo por provincias". *Value in Health Regional Issues*, 2(3): pp. 398-404.
- BOWLING, A., y STAFFORD, M. (2007). "How do objective and subjective assessments of neighbourhood influence social and physical functioning in older age? Findings from a British survey of ageing". *Social Science & Medicine*, 64: pp. 2533-2549.
- DE LEEUW, J y MEIJER, E. (2008). "Introduction to multilevel analysis". En De Leeuw, J y Meijer, E. (ed.): *Handbook of Multilevel Analysis* (pp. 1-75). New York: Springer.
- DIEZ-ROUX, A. (2001). "Investigating neighborhood and area effects on health". *American Journal of Public Health*, 91(11): pp. 1783-1789.
- DRIOUCHI, A.; ZOUAG, N. y BOBOC, C. (2009). "Interdependencies of health, education and poverty: The case of South Mediterranean Economies". *Estudios de Economía Aplicada*, 27(2): pp. 523-544.

- DOLAN, P. (1997). "Modeling valuations for EuroQol health states". *Medical Care*, 35(11): pp. 1095-1108.
- DRUMMOND, M.; SCULPHER, M.; TORRANCE, G.; O'BRIEN, B. y STODDART, G. (2005): *Methods for the economic evaluation of health care programmes*. New York: Oxford University.
- DUNCAN, C.; JONES, K. y MOON, G. (1996). "Health-related behaviour in context: A multilevel modelling approach". *Social Science & Medicine*, 42(6): pp. 817-830.
- ENCUESTA NACIONAL DE FACTORES DE RIESGO (2009): "Documento para la Utilización de la Base de Datos Usuario. Reporte técnico", Ministerio de Salud de la Nación-INDEC. Disponible <http://www.indec.mecon.ar/bases-de-datos.asp> [Último acceso: 8 de Diciembre de 2014].
- FERES, J. y MANCERO, X. (2000). "El método de las necesidades básicas insatisfechas (NBI) y sus aplicaciones en América Latina". *Taller 5: La Medición de la Pobreza: Métodos y Aplicaciones*. CEPAL.
- GALLEGOS-CARRILLO, K.; GARCÍA-PEÑA, C.; DURAN-MUÑOZ, C.; REYES, H., y DURÁN-ARENAS, L. (2006). "Autopercepción del estado de salud: una aproximación a los ancianos en México". *Revista de Saúde Pública*, 40(5): pp. 792-801.
- GOLDSTEIN, H. (1999). *Multilevel statistical models*. London: Institute of Education, Multilevel Models Project.
- HOX, J. (1998). "Multilevel modeling: When and why". En Balderjahn, R.; Mathar, R. y Schader, M. (eds.): *Classification, data analysis, and data highways* (pp. 147-154). New York: Springer.
- HOX J. y KREFT, I. (1994). "Multilevel analysis methods". *Sociological Methods & Research*, 22 (3): pp. 283-299.
- HUMPHREYS K. y CARR-HILL R. (1991). "Area variations in health outcomes: artefact or ecology?". *International Journal of Epidemiology*, 20(1): pp. 251-258.
- MAAS, C. y HOX, J. (2005). "Sufficient sample sizes for multilevel modeling". *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 1(3): 86-92.
- MARTÍN MARTÍN, J.; DEL PUERTO, M.; GARCIA MOCHÓN, L.; MOYA GARRIDO, M. y JÓDAR SANCHEZ, F. (2009). "Análisis multinivel de la influencia de características individuales, capital social y privación en el estado de salud percibida en España". *XVI Encuentro de Economía Pública*, Granada.
- RABIN, R. y CHARRO, F. (2001). "EQ-SD: A measure of health status from the EuroQol Group". *Annals of medicine*, 33(5): pp. 337-343.
- ROBINSON, W. (1950). "Ecological correlations and the behavior of individuals". *American Sociological Review*, 15: pp. 351-357.
- SNIJDERS, T. y BOSKER, R. (1999). *Multilevel Analysis: An Introduction to basic and advanced multilevel modeling*. California: Sage, Thousand.
- SOMARRIBA-ARECHAVALA, N. y PENA-TRAPERO, B. (2009). "La medición de la calidad de vida en Europa, el papel de la información subjetiva". *Estudios de Economía Aplicada*, 27(2): pp. 373-396.
- STRANDBERG, A.; STRANDBERG, T.; SALOMAA, V.; PITKÄLÄ, K. y MIETTINEN, T. (2004). "Alcohol consumption, 29-y total mortality, and quality of life in men in old age". *The American journal of clinical nutrition*, 80(5): pp. 1366-1371.
- URZÚA, A. (2010). "Calidad de vida relacionada con la salud: Elementos conceptuales". *Revista médica de Chile*, 138(3): pp. 358-365.

- WEDEN, M.; RICHARD, M.; CARPIANO, R. y ROBERT, S. (2008). "Subjective and objective neighborhood characteristics and adult health", *Social Science & Medicine*, 66: pp. 1256-1270.
- WOOLDRIDGE, J. (2012). *Introductory econometrics: A modern approach*. Mason: Cengage Learning.
- WU, A. (2000). "Response to Stewart and Napoles-Springer: Quality-of-life assessment in clinical research: Application in diverse populations". *Medical Care*, 38(9): pp. 11-130.

Apéndice

Tabla A
Definición de las Variables

Nombre de Variable	Descripción
Baja actividad física.	El nivel de actividad física se ha definido de la siguiente forma: 1. Nivel intenso: Persona que en al menos 3 días de actividad intensa acumulando 1.500 METS-minuto por semana, o que en 7 o más días de cualquier combinación de caminata, moderada o intensa acumulando un mínimo de 3.000 METS-minuto por semana. 2. Nivel moderado: Persona que con 3 o más días de actividad intensa durante al menos 20 minutos por día, o que realiza 5 o más días de actividad moderada o caminata durante al menos 30 minutos por día, o que realiza 5 o más días de cualquier combinación de caminata, moderada o intensa acumulando un mínimo de 600 METS-minuto por semana. 3. Nivel bajo: Personas que no realizan actividad física moderada o intensa. (MET: la cantidad de O ₂ consumida por kilogramo de peso corporal en un minuto por un individuo en reposo). La última categoría es la que se ha utilizado para generar la variable binaria.
Tabaquismo.	Se ha considerado como consumidor actual de tabaco a aquellas personas que fuman todos o algunos días en la actualidad y que a lo largo de su vida han fumado al menos 100 cigarrillos.
Hipertensión.	Identifica a la población que ha autor-reportado presión arterial elevada, es decir, aquellos a los que un médico, enfermera u otro profesional de la salud les dijo que tenía la presión alta.
Obesidad.	Mediante el cálculo del índice de masa corporal, definido como peso(kgs)/talla(mts*mts), se dicotomizó la variable para considerar como obeso al individuo con IMC ≥ 30 .
Consumo diario de frutas y verduras.	Para su construcción se tuvieron en cuenta la cantidad de porciones de frutas y de verduras y la cantidad de días de consumo en una semana típica. Se tipificó de forma binaria, asignando valor 1 si la persona consume cada alimento los 7 días a la semana. 1: si consume todos los días.
Riesgo alcohólico	Se considera de riesgo al consumo de alcohol de más de 2 tragos promedio por día en hombres o 1 trago promedio por día en mujeres en los últimos 30 días.
Diabetes	Persona que ha autorreportado azúcar alta en la sangre, es decir, aquellos a los que un médico, enfermera u otro profesional de la salud les dijo que tenía diabetes.
Macroregiones capturadas por variables ficticias.	1. Gran Buenos Aires (Ciudad Autónoma de Bs. As. y los 24 Partidos del Conurbano Bonaerense) 2. Pampeana (Provincia de Buenos Aires excluyendo los 24 Partidos del Conurbano Bonaerense, Córdoba, La Pampa, Santa Fe y Entre Ríos). 3. Noroeste (Catamarca, Jujuy, La Rioja, Salta, Santiago del Estero y Tucumán). 4. Noreste (Corrientes, Chaco, Formosa y Misiones). 5. Cuyo (Mendoza, San Juan y San Luis). 6. Patagónica (Chubut, Neuquén, Río Negro, Santa Cruz y Tierra del Fuego, Antártida Argentina e Islas del Atlántico Sur).

Fuente: Definiciones provenientes de la ENFR 2009.

Tabla B
Identificación de los grupos urbanos y mapa de Argentina

Provincia	Nombre del Grupo Urbano (número de encuestados)			
Buenos Aires	CABA (782)	BS AS 2 (646)	BS AS 3 (233)	BS AS 4 (2812)
Catamarca	CAT 3 (728)	CAT 4 (193)		
Córdoba	CBA 2 (753)	CBA 3 (123)	CBA 4 (748)	
Corrientes	CORR 3 (412)	CORR 4 (355)		
Chaco	CHA 3 (421)	CHA 4 (499)		
Chubut	CHUB 3 (594)	CHUB 4 (214)		
Entre Ríos	ERIOS 3 (421)	ERIOS 4 (540)		
Formosa	FORM 3 (442)	FORM 4 (268)		
Jujuy	JUJ 3 (676)	JUJ 4 (422)		
La Pampa	LAPAM 3 (434)	LAPAM 4 (522)		
La Rioja	LARIO 3 (659)	LARIO 4 (283)		
Mendoza	MZA 2 (581)	MZA 3 (83)	MZA 4 (211)	
Misiones	MIS 3 (421)	MIS 4 (357)		
Neuquén	NEU 3 (382)	NEU 4 (391)		
Río Negro	RNEG 3 (225)	RNEG 4 (835)		
Salta	SALT 3 (615)	SALT 4 (485)		
San Juan	SJUAN 3 (209)	SJUAN 4 (737)		
San Luis	SLUIS 3 (561)	SLUIS 4 (498)		
Santa Cruz	SCRUZ 4 (990)			
Santa Fe	STAFE 2 (400)	STAFE 3 (227)	STAFE 4 (751)	
Santiago del Estero	SGOEST 3 (415)	SGOEST 4 (188)		
Tucumán	TUC 2 (738)	TUC 4 (264)		
Tierra del Fuego	TFUEGO 3 (824)			

Nota: Elaboración propia en base a información de la ENFR 2009. Población: 2 (de 500001 a 1500000 habitantes), 3 (de 100001 a 500000 habitantes) y 4 (de 5000 a 100000 habitantes).

Fuente: Elaboración propia.

