

FACES

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales

ISSN 0328-4050

ISSN En Línea 1852-6535

Año 14

Nº 30-31

enero-diciembre 2008

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Universidad Nacional de Mar del Plata, Argentina

CENTRO DE DOCUMENTACIÓN
Facultad de Ciencias Económicas y Sociales
Universidad Nacional de Mar del Plata
cendocu@mdp.edu.ar
<http://eco.mdp.edu.ar/cendocu/>

Nülan
Portal de Promoción y Difusión Pública del
Conocimiento Académico y Científico
<http://nulan.mdp.edu.ar>

Probabilidad estimada de trabajo decente en la industria

Appraised Probability of Decent Work in Industrial Activities

Natacha Liseras¹

Patricia Alegre¹

RESUMEN / SUMMARY:

En el presente trabajo se estima la probabilidad de que un trabajador asalariado industrial de un aglomerado urbano del país posea un trabajo decente. Partiendo del supuesto de que las observaciones de un mismo aglomerado se hallan correlacionadas entre sí, y a fin de poder realizar inferencia específica para cada aglomerado, se opta por un modelo lineal generalizado mixto con verosimilitud completa bajo la formulación de intercepto aleatorio. La heterogeneidad natural entre los interceptos se representa mediante una distribución de probabilidad **normal**.

Los resultados indican que la probabilidad condicional –al efecto de aglomerado- de que un asalariado posea un trabajo decente es superior en la industria que en la construcción o en el comercio; se incrementa con la edad, con el nivel educativo y con el tamaño del establecimiento. Para un individuo con iguales características, la probabilidad de que su trabajo sea decente es más alta si vive en Ushuaia y es más baja si reside en Salta.

*In this paper the probability that an industrial worker had a decent work is estimated. We make cluster-specific inference, being the clusters different geographical urban areas of Argentina. We apply a random-intercept formulation of a generalized linear mixed model with complete likelihood, assuming that observations in the same cluster are correlated. Natural heterogeneity across clusters in their regression intercepts can be represented by a **normal** distribution.*

¹Docente-Investigadora del Grupo de Análisis Industrial; Facultad de Ciencias Económicas y Sociales UNMDP. nliseras@mdp.edu.ar, palegre@mdp.edu.ar

It is shown that the conditional probability that an employee has a decent work is higher in industrial activities than in building or commercial ones. It also increases with age, educational level and size of the firm. Keeping unchanged the explanatory variables, the probability of a decent work is higher in Ushuaia and lower in Salta.

PALABRAS CLAVE / KEYWORDS:

Trabajo Decente - Observaciones binarias correlacionadas - Inferencia basada en el modelo - Efectos aleatorios - Inferencia específica por aglomerado

Decent Work - Correlated binary observations - Model-based inference - Random effects - Cluster-specific inference

INTRODUCCIÓN

El término **Trabajo Decente** (TD) es definido por la Organización Internacional del Trabajo (OIT) como aquella ocupación productiva, justamente remunerada, que se ejerce en condiciones de libertad, equidad, seguridad y respeto a la dignidad humana (Somavía, 1999).

El presente trabajo sigue la línea metodológica iniciada en el año 2003 por el Grupo Estudios del Trabajo de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales de la UNMdP (GrET, 2005), basada en los datos aportados por la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Esta metodología, aún en etapa de refutación, busca captar las características de los puestos de trabajo detectados por la EPH y medir las deficiencias que éstos tienen para llegar a ser considerados un **trabajo decente**. Los indicadores evaluados para determinar si el puesto puede calificarse como decente son los siguientes:

Registración: se considera registrado al trabajador al que su empleador le efectúa aportes jubilatorios.

Remuneración: se refiere a la percepción de una remuneración digna. Ello implica, en términos de remuneración absoluta, que sea superior a un salario mínimo de subsistencia y en términos de remuneración relativa, que sea similar al ingreso percibido por otro asalariado de igual calificación. La remuneración absoluta compara el ingreso horario declarado en la ocupación principal con un ingreso horario de subsistencia que se calcula en base a la canasta básica total –informada

por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) para cada período y para cada región-; la tasa de dependencia –relación entre ocupados y total de personas en el hogar- y cantidad de horas mensuales de referencia (196 horas). Para evaluar la remuneración relativa se analiza, en el período considerado, la distribución del ingreso horario calculando el valor medio y el desvío estándar para cada una de las calificaciones definidas en la EPH (profesional, técnica, operativa y no calificada). Si el ingreso horario del puesto es inferior al valor medio menos un desvío estándar, en la calificación que le corresponda, significa que está muy por debajo de sus pares.

Jornada: se alude a la cantidad de horas semanales trabajadas declaradas en la ocupación principal, que no deben superar las 48 horas establecidas por la Ley N° 11.544.

Vacaciones: se tiene en cuenta si el puesto goza del beneficio de la licencia anual.

Estabilidad: se considera que los asalariados registrados cumplen con este indicador y para los no registrados se verifica si han declarado que el empleo tiene tiempo de finalización. Si la respuesta es negativa se trata, entonces, de un trabajo permanente, fijo o de planta, y por lo tanto cumple con el indicador de estabilidad.

Seguridad e higiene: la condición del cumplimiento de la normativa relacionada con seguridad e higiene queda excluida del presente análisis debido a que la EPH no releva los datos necesarios.

Como fuente de datos se utiliza el relevamiento provisto por la EPH para el 4º trimestre del año 2006, dentro del cual fueron analizados los trabajadores pertenecientes a la categoría de asalariados (75% del total de ocupados). Se excluyen del presente análisis a los menores de 14 años, a aquellos que no trabajaron en la semana de referencia, a quienes no respondieron ingreso o a los que como única ocupación declararon tener un plan de empleo.

METODOLOGÍA

Se formula un modelo lineal generalizado mixto (MLGM), que incluye como efecto aleatorio el aglomerado en el cual vive el trabajador asalariado. Estos modelos son apropiados para variables respuesta cuya distribución de

probabilidad pertenezca a la familia exponencial uniparamétrica, la cual incluye a la **normal** como uno de sus miembros.

En general, los MLG se especifican a través de la distribución de probabilidad de las observaciones y de una función de enlace que relaciona los parámetros del modelo con la media de la distribución (McCullagh y Nelder, 1989).

La variable respuesta en esta aplicación es la condición de trabajo decente (TD), definida como una variable dicotómica. Dada su distribución Bernoulli, se opta por el enlace *logit*, el cual permite expresar al logaritmo de las chances como una función lineal en los parámetros (Agresti, 2002).

Tanto el modelo lineal general como los MLG suponen, en principio, que las observaciones son independientes entre sí. Si dicho supuesto no se cumple por ejemplo, cuando los datos provienen de un muestreo por *clusters* -aglomerados de la EPH en este caso-, una alternativa es ajustar un MLGM. Este modelo asume que las observaciones estén correlacionadas al interior de los aglomerados, siendo las respuestas de distintos aglomerados independientes entre sí, lo cual permite que los efectos varíen de un *cluster* a otro (Fahrmeir & Tutz, 2001).

La idea básica en los modelos mixtos es la existencia de una heterogeneidad natural entre los coeficientes de regresión de los aglomerados, por ejemplo en los interceptos, que puede representarse mediante una distribución de probabilidad. La correlación entre observaciones de un mismo aglomerado implica que los individuos que a él pertenecen comparten variables no observables U_i (Diggle *et al.*, 2002).

Este enfoque parte de suponer que los coeficientes para cada aglomerado son de interés, prediciéndose los efectos aleatorios (U_i) y estimándose los efectos fijos (β) al integrar o promediar sobre los efectos aleatorios. La verosimilitud completa es un método adecuado para la estimación del modelo. La distribución de probabilidad de U_i típicamente se considera normal con media cero y varianza desconocida, lo que da lugar al modelo logístico-normal:

$$g_{ij} = \beta_j + U_i \quad \text{logit} \quad g_{ij} = \beta_j + U_i$$

$$U_i \sim N(0, \sigma^2)$$

i representa al aglomerado ($i = 1, \dots, 32$) y j representa al trabajador asalariado que es encuestado en el i -ésimo aglomerado ($j = 1, \dots, m_i$).

g es la función de enlace, en este caso el *logit* condicional de μ_{ij} .

(μ_{ij}/U_i) es la media condicional de la variable respuesta, o sea, la $\Pr(\text{TD} = 1)$ para un trabajador asalariado que vive en un determinado aglomerado.

β_{ij} es el predictor lineal, que establece la relación lineal entre las variables explicativas.

X_{ij} representa a las variables explicativas.

β es el vector de parámetros poblacionales.

U_i es el efecto aleatorio, cuya distribución de probabilidad se asume **normal** con media 0 y varianza σ^2 .

Los parámetros estimados representan los efectos de las variables explicativas sobre las chances de un aglomerado particular, obteniéndose coeficientes específicos para cada uno de ellos (*cluster-specific inference*). De este modo, los coeficientes de regresión describen la respuesta de cada aglomerado ante cambios en el nivel de las variables explicativas, estimándose el cambio esperado en las probabilidades individuales (Zeger *et al.*, 1988).

Respecto de los efectos aleatorios, al no ser observados, es difícil de comprobar si se distribuyen normalmente. Sin embargo, Litière *et al.* (2007) concluyen que el error de tipo I, asociado a la prueba de Wald para determinar la significatividad de las variables explicativas, no resulta afectado ante una incorrecta especificación de la distribución de probabilidad de los efectos aleatorios, siempre que se encuentren bien especificadas la función de enlace y la estructura de medias del modelo.

RESULTADOS

Análisis preliminar

A continuación se realiza un análisis preliminar de los datos, en función de las variables explicativas del modelo, disponiendo para ello de 16 762 observaciones sin datos faltantes. El modelo formulado incluye como variables explicativas la edad del asalariado (EDAD), su nivel educativo (EDUC), el sector económico en el que se desempeña (SECTOR) y el

tamaño del establecimiento en el que está ocupado (TAMA); además del efecto aleatorio del aglomerado en el que vive.

La única variable explicativa continua es EDAD con un rango que varía entre los 14 y los 65 años (población activa), con un valor promedio de 38 años. En la Tabla 1 se presentan los porcentajes muestrales para cada una de las modalidades de las variables categóricas, observándose que más del 65% de los puestos de trabajo no cumplen con los indicadores para considerarlos **decente**, que la mayor parte de los asalariados tienen un nivel educativo medio o bajo (37,2% y 43,2% respectivamente), que más de la mitad de los puestos pertenecen al sector servicios y que la mayoría de los asalariados se desempeñan en establecimientos pequeños (microempresas).

La Tabla 2 expone la distribución muestral de las observaciones por aglomerado de la EPH junto con la enumeración de las ciudades que los integran.

Modelo estimado

En la Tabla 3 se presentan los resultados del análisis de regresión. De la misma surge que la totalidad de los estimadores resultan estadísticamente significativos de acuerdo a la prueba de Wald. Lo mismo sucede con SIGMA—estimador del desvío estándar de los efectos aleatorios—, que representa la heterogeneidad no atribuible a las variables explicativas.

Este modelo posee el menor valor de AIC (*Akaike Information Criterion*) entre los modelos que fueron ajustados, con distinto número de variables explicativas. No hay evidencia de multicolinealidad, ya que todos los coeficientes resultan estadísticamente significativos y el máximo valor del Índice de Condición es 10,4.

El exponencial de los coeficientes estimados se interpreta como un cociente de chances condicional (CC). Tal como surge de la Tabla 4, condicional al aglomerado, la probabilidad de que un individuo tenga un trabajo decente se incrementa con la edad, con el nivel educativo y con el tamaño del establecimiento productivo.

En cuanto al sector de actividad, y dado que el interés de este estudio es comparar el empleo en la industria respecto de los demás sectores, los cocientes de chances condicionales entre industria-comercio e industria-servicios resultan, respectivamente, 1,25 y 0,69. Ello implica que un

asalariado industrial, condicional al efecto del aglomerado y controlado por las restantes variables explicativas, tiene un 25% más de chances de tener un TD que si se desempeñara en actividades comerciales, pero un 31% menos de chances que si trabajara en el sector servicios.

Antes de continuar, pueden verse en la Tabla 5 los efectos aleatorios correspondientes a cada aglomerado. Puesto que el valor de U_i se suma en el predictor lineal, cuanto mayor sea el efecto aleatorio, mayor probabilidad tiene un trabajador asalariado –controlando las restantes variables explicativas- de poseer un TD.

Respecto de un aglomerado típico, es decir, con efecto aleatorio nulo, tiene mayor Pr (TD=1) –a igualdad de otras condiciones– un asalariado de Ushuaia-Río Grande (U25), Río Gallegos (U17), Santa Rosa-Toay (U24), Comodoro Rivadavia-R.Tilly (U8), Viedma-Carmen de Patagones (U32), Gran Paraná (U5) y Gran Santa Fe (U4); mientras que la menor Pr (TD=1) –a igualdad de otras condiciones– corresponde a un trabajador asalariado de Salta (U19), Corrientes (U10), Posadas (U6), Gran Mendoza (U9), Río Cuarto (U29), Gran San Juan (U22) y Jujuy-Palpalá (U16).

Si se reemplaza cada variable por la proporción muestral, puede obtenerse una estimación de la media de TD basada en el modelo, igual a 0,28. Este valor es levemente inferior a la proporción estimada de asalariados con empleo decente calculada a partir de los datos muestrales expandidos, la cual resulta de 0,31.

Poder predictivo del modelo

Un modo sencillo de evaluar el poder predictivo de un modelo consiste en calcular el coeficiente de correlación entre los valores observados y ajustados de la variable respuesta, para un mismo conjunto de datos, en este caso igual a 0,59. Sin embargo, en una regresión logística, esta medida no necesariamente es no decreciente al tornarse el modelo más complejo y depende fuertemente del rango de valores de las variables explicativas, por lo que resulta poco atractiva (Agresti, 2002).

Otra forma de indagar acerca del poder predictivo del modelo es mediante el cálculo de la tasa de error o de mala clasificación, la cual se define como la proporción de observaciones que un clasificador ubica, en promedio, incorrectamente en una clase. Un método práctico para estimarla, consiste

en reclasificar las observaciones utilizando el modelo ajustado como clasificador y determinar qué porcentaje ha sido clasificado en forma incorrecta, lo que se denomina tasa de error aparente. Este procedimiento puede subestimar la tasa de error de clasificación del modelo cuando es usado con observaciones futuras (Hand, 1996).

Como primer paso es necesario definir a partir de qué valor de probabilidad predicha se considera que el asalariado posee un puesto de trabajo decente (TD). Cuando no hay información *a priori*, es común que se adopte el valor 0,5 como punto de corte, lo cual supone que los costos de clasificación incorrecta son iguales en ambos sentidos. Sin embargo, al contar con la información brindada por los modelos estimados, es factible adoptar otro valor.

En las tablas de clasificación que se presentan a continuación se elige como punto crítico (z) 0,28 –media estimada basada en el modelo- y 0,50. Con este criterio, se calculan probabilidades condicionales por fila: (i) dado que el asalariado posee un TD, la probabilidad de que el modelo lo clasifique “con TD” se denomina sensibilidad; (ii) dado que el asalariado no posee TD, la probabilidad de que el modelo lo clasifique “sin TD” se llama especificidad. Los valores ubicados en la diagonal principal de la tabla de clasificación representan los porcentajes de observaciones correctamente clasificadas por el modelo y, los situados fuera de ella, representan las tasas de error aparente (Tablas 6 y 7).

Puede apreciarse que el modelo clasifica correctamente al 75% o más de las observaciones para ambos valores críticos, lo que le confiere alta sensibilidad y especificidad.

Mediante las curvas ROC (*Receiver Operating Characteristics*), puede sintetizarse la relación entre la sensibilidad y uno menos la especificidad para múltiples puntos de corte seleccionados entre 0 y 1, las que se calculan, respectivamente, como la probabilidad condicional de que el modelo clasifique correctamente a un individuo con TD=1 y a un individuo con TD=0. Estas curvas, que conectan los puntos (0,0) y (1,1), son usualmente cóncavas y cuanto mayor es el área debajo de las mismas, mejor es la capacidad de predicción del modelo.

El área debajo de la curva equivale a otra medida de poder predictivo llamada índice de concordancia (c). Un valor de $c=0.5$ indica que las

predicciones no son mejores que aciertos al azar –en tal caso, la curva ROC sería una línea recta- (Agresti, 2002). En esta aplicación, el área debajo de la curva es de 0,85, otorgándole un alto poder predictivo al modelo (Figura 1).

Probabilidad por aglomerado

Para comparar la Pr (TD=1) en cada aglomerado, es necesario asignar un valor a las variables explicativas del modelo y aplicar la función de enlace inversa. En este caso,

$$ij/U_i = \frac{\exp ij}{1 + \exp ij}$$

La combinación de modalidades seleccionadas conforma una categoría de referencia cuya elección es arbitraria. En este caso, la categoría de referencia corresponde a un trabajador de 40 años, con bajo nivel educativo, empleado en la industria y que desempeña su tarea en un establecimiento de hasta 10 ocupados. Si este trabajador perteneciera a un aglomerado típico –sin efecto aleatorio- su Pr (TD=1) sería de 0,10. En la Tabla 8, se presenta la probabilidad estimada en cada aglomerado y el cociente entre dicho valor y 0,10 lo cual constituye una medida de riesgo relativo, que indica cuánta más (o menos) probabilidad de poseer un TD tiene un asalariado en un determinado aglomerado con respecto a un aglomerado típico.

Como puede verse, un individuo perteneciente a la categoría de referencia que trabaja en los aglomerados de Salta (U19), Corrientes (U10) o Posadas (U6) tiene entre un 34% y un 50% menos de probabilidad de que su trabajo sea decente en comparación con los asalariados de un aglomerado típico. Por el contrario, si dicho individuo trabaja en Paraná (U5), Rawson (U31), Comodoro Rivadavia (U8), Santa Rosa (U24), Río Gallegos (U17) o Ushuaia (U25) posee desde un 30% y hasta un 102% más de probabilidad de que su trabajo sea decente con respecto a los empleados de un aglomerado típico. En este punto, debe tenerse en cuenta que los mayores ingresos nominales que se perciben en las ciudades patagónicas repercuten en una mayor proporción de asalariados que cumplen el requisito de “remuneración relativa” para calificar al trabajo como **decente**.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto el impacto del entorno geográfico en las condiciones laborales, lo cual se vincula con las distintas

configuraciones demográficas, estructuras productivas y condiciones sociales de los aglomerados.

A modo de ejemplo de los aspectos incluidos en la variable latente U_i , en la Figura 2 puede verse la relación inversa que existe entre el efecto aleatorio de cada aglomerado y la tasa de pobreza correspondiente al 2º semestre 2006, siendo la correlación entre ambas variables de -0,59. Es decir, a mayor tasa de pobreza menor efecto aleatorio; lo que implica menor probabilidad de que el trabajo del asalariado se considere decente.

Efecto del cambio en las variables explicativas en la probabilidad de TD

Luego de haber analizado el efecto que el aglomerado tiene sobre la Pr (TD=1), es interesante observar cómo cambia dicha probabilidad si las variables personales del trabajador –en este caso, edad o nivel educativo- o variables asociadas a su puesto de trabajo –sector de actividad o tamaño del establecimiento productivo- se modifican. Para ello, primero se calculan las probabilidades en un aglomerado típico en Ushuaia (U25) y en Salta (U19).

En la Tabla 9 puede verse que a medida que aumenta la edad del trabajador, también asciende la Pr (TD=1) y que dicha probabilidad varía de un aglomerado a otro. Por ejemplo, mientras que la Pr (TD=1) para un asalariado industrial de 60 años, con bajo nivel educativo y perteneciente a un establecimiento pequeño que vive en Salta, es de 0,07, para una persona de iguales características que reside en Ushuaia dicha probabilidad llega a 0,28.

El nivel educativo tiene una fuerte incidencia sobre la Pr (TD=1), tal como se desprende de la Tabla 10. Para un asalariado industrial de 40 años, con nivel educativo alto y ocupado en un establecimiento pequeño, la Pr (TD=1) varía entre 0,10 (en Salta) y 0,35 (en Ushuaia). No obstante, el diferencial atribuible a un mayor nivel educativo es mayor en Salta que en Ushuaia, como puede observarse si se comparan los valores dentro de la misma columna.

En la Figura 3, se muestra cómo aumenta la Pr (TD=1) con la edad del individuo –movimiento sobre una misma curva- y con el nivel educativo, puesto que a mayor educación formal las curvas se desplazan hacia arriba. Antes de avanzar con el análisis es oportuno comentar la forma de las

funciones logísticas estimadas, las cuales no tienen la forma sigmoide usual. Ello se explica por el valor del coeficiente estimado para la variable EDAD, el cual determina la tasa de crecimiento de la función, que aún siendo altamente significativo, es muy pequeño (0,02).

De la Tabla 11, surge el cambio en la Pr (TD=1) cuando varía el sector de actividad en la que está ocupado el trabajador. En todos los casos, un ocupado en la construcción o en el comercio tiene menor Pr (TD=1) que si se desempeñara en la industria, pero la Pr (TD=1) es más alta si se halla ocupado en actividades de servicios. Nuevamente, las probabilidades difieren entre aglomerados.

En la Figura 4, se observa cómo difiere la Pr (TD=1) en un aglomerado típico ante el cambio en el sector de actividad en el que se desempeña el trabajador, para distintas edades. La Pr (TD=1) es menor para los asalariados de la construcción y mayor en el sector servicios.

La variable que más efecto ejerce sobre la Pr (TD=1) es la del tamaño del establecimiento productivo. El trabajo en empresas de hasta 10 ocupados, en muchos casos familiares, suele ser más informal, con una alta proporción de trabajo no registrado y con menor estabilidad. Si se observa la Tabla 12, el mayor salto en la

Pr (TD=1) se debe al paso de un establecimiento pequeño a uno mediano (de 11 a 100 ocupados). Para un individuo con baja educación, ocupado en la industria, de 40 años, que se desempeña en un establecimiento mediano; la Pr (TD=1) varía de 0,31 en Salta a 0,68 en Ushuaia.

La Figura 5 presenta las funciones estimadas ante cambios en el tamaño del establecimiento productivo. La Pr (TD=1) es notoriamente superior en establecimientos medianos o grandes, respecto de aquéllos con hasta 10 ocupados. Ello denota que las empresas más grandes contratan a sus empleados con mejores condiciones laborales.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos respaldan el supuesto de correlación *intra-cluster*, ya que el estimador del desvío estándar de los efectos aleatorios (SIGMA) resulta estadísticamente significativo. En términos económicos esto se interpreta como evidencia de que los entornos geográficos poseen características propias relacionadas con su configuración demográfica,

estructura productiva y condiciones socio-económicas que impactan de distinta forma sobre la calidad de los puestos de trabajo. Éstas deben ser tenidas en cuenta en la definición de políticas, ya que reconocer las diferencias de cada ciudad puede contribuir a incrementar su impacto.

Respecto de las características personales de los asalariados, puede observarse que a mayor edad y nivel educativo aumenta la probabilidad de tener un TD. El efecto de la edad puede explicarse por la consolidación laboral de los individuos que, en algunas ocupaciones, redundan en mejores condiciones de trabajo.

El nivel educativo tiene el efecto esperado, permitiendo que el individuo acceda a un trabajo de más calidad, posiblemente mejor remunerado, cuanto más años de educación posea. Si bien los datos de la EPH sólo permiten analizar el nivel de educación formal de los individuos; la capacitación a través de cursos y la adquirida en el puesto de trabajo –más difíciles de medir– seguramente también incrementan la probabilidad de tener un TD.

Con relación al sector de actividad, un asalariado en actividades industriales o de servicio –donde tiene una importante participación el sector público– posee, en general, más chances de acceder a un puesto considerado decente que un ocupado en el comercio o en la construcción. En este último sector es donde se observa el mayor déficit de estabilidad, de registración y de remuneración relativa.

El tamaño del establecimiento productivo tiene un efecto directo sobre la probabilidad de TD, siendo las empresas más pequeñas las que ofrecen peores condiciones de contratación a sus empleados. Si bien estas firmas generan una importante cantidad de puestos de trabajo, éstos no necesariamente cumplen con los requisitos de un TD, lo que debería ser contemplado por las políticas que promueven la creación de empleos en pequeñas empresas.

BIBLIOGRAFÍA

- Agresti, Alan. (2002), *Categorical data analysis*, John Wiley, 2nd edition.
- Diggle, Peter J.; HEAGERTY, Patrick; LIANG, Kung-Yee y ZEGER, Scott. (2002), *Analysis of longitudinal data*, New York, Oxford University Press.
- Fahrmeir, Ludwig and TUTZ, Gerhard. (2001), *Multivariate statistical modelling based on generalized linear models*, New York, Springer-Verlag, 2nd edition.

- Gret (2005), "Trabajo Decente: Consideraciones y Aproximaciones", *Trabajo Decente: Diagnóstico y Aportes para la Medición del Mercado Laboral Local, Mar del Plata 1996-2002*, Mar del Plata, Ediciones Suárez.
- Hand, David J. (1996), *Construction and assessment of classification rules*, John Wiley, 3rd edition.
- Litière, Saskia; Alonso, Ariel y Molenberghs, Geert. (2007), "Type I and type II error under random-effects misspecification in generalizad linear mixed models", *Biometrics*, 63: 1038-1044.
- Mccullagh, Peter. y NELDER, John Ashworth. (1989), *Generalized linear models*, Chapman & Hall, 2nd edition.
- Somavía Juan. (1999), *Trabajo Decente y protección para todos, prioridad de las Américas*, Lima, Perú, OIT.
- Zeger, Scott; Liang, Kung-Yee. & Albert, Paul. (1988), "Models for longitudinal data: a generalized estimating equation approach", *Biometrics*, 44: 1049-1060.

ANEXO

Tabla 1: PORCENTAJES MUESTRALES EN CADA MODALIDAD DE LAS VARIABLES

| Variable | Modalidad | % |
|----------------------------|--|------|
| Trabajo decente | TD = 1 (tiene Trabajo Decente) | 34,5 |
| | TD = 0 (no tiene Trabajo Decente) | 65,5 |
| Nivel educativo | Categoría base (Bajo, hasta secundaria incompleta) | 43,2 |
| | EDUC2 (Medio, hasta superior incompleta) | 37,2 |
| | EDUC3 (Alto, superior completa) | 19,6 |
| Sector de actividad | Categoría base (Construcción) | 12,2 |
| | SECTOR2 (Industria) | 12,4 |
| | SECTOR3 (Comercio) | 23,1 |
| | SECTOR4 (Servicios) | 52,3 |
| Tamaño del establecimiento | Categoría base (Pequeño, 1 a 10 empleados) | 56,7 |
| | TAMA2 (Mediano, 11 a 100 empleados) | 27,9 |
| | TAMA3 (Grande, más de 100 empleados) | 15,4 |

Tabla 2: DISTRIBUCIÓN DE LAS OBSERVACIONES POR AGLOMERADO

| Aglomerado | Ciudades | Casos | % |
|------------|----------------------------------|-------|------|
| U1 | Gran La Plata | 515 | 2,4 |
| U2 | Bahía Blanca – Cerri | 488 | 2,3 |
| U3 | Gran Rosario | 762 | 3,6 |
| U4 | Gran Santa Fe | 599 | 2,8 |
| U5 | Gran Paraná | 576 | 2,7 |
| U6 | Posadas | 547 | 2,6 |
| U7 | Gran Resistencia | 482 | 2,3 |
| U8 | Comodoro Rivadavia – Rada Tilly | 554 | 2,6 |
| U9 | Gran Mendoza | 864 | 4,0 |
| U10 | Corrientes | 554 | 2,6 |
| U11 | Gran Córdoba | 966 | 4,5 |
| U12 | Concordia | 643 | 3,0 |
| U13 | Formosa | 615 | 2,9 |
| U14 | Neuquén – Plottier | 274 | 1,3 |
| U15 | Santiago del Estero – La Banda | 641 | 3,0 |
| U16 | Jujuy – Palpalá | 634 | 3,0 |
| U17 | Río Gallegos | 649 | 3,0 |
| U18 | Gran Catamarca | 598 | 2,8 |
| U19 | Salta | 800 | 3,7 |
| U20 | La Rioja | 778 | 3,6 |
| U21 | San Luis – El Chorrillo | 468 | 2,2 |
| U22 | Gran San Juan | 662 | 3,1 |
| U23 | Gran Tucumán – Taíf Viejo | 872 | 4,1 |
| U24 | Santa Rosa – Toay | 465 | 2,2 |
| U25 | Ushuaia – Río Grande | 592 | 2,8 |
| U26 | Ciudad de Buenos Aires | 840 | 3,9 |
| U27 | Partidos del GBA | 2.245 | 10,5 |
| U28 | Mar del Plata – Batán | 506 | 2,4 |
| U29 | Río Cuarto | 602 | 2,8 |
| U30 | San Nicolás – Villa Constitución | 440 | 2,1 |
| U31 | Rawson – Trelew | 604 | 2,8 |
| U32 | Viedma – Carmen de Patagones | 528 | 2,5 |

Tabla 3: ESTIMACIÓN DEL MODELO MIXTO CON VEROSIMILITUD COMPLETA

| Variable | Coficiente estimado | Error Estándar | Valor p Prueba de Wald |
|------------|---------------------|----------------|------------------------|
| INTERCEPTO | -4,0641 | 0,1279 | < 0,001 |
| EDAD | 0,0201 | 0,0017 | < 0,001 |
| EDUC2 | 0,4335 | 0,0478 | < 0,001 |
| EDUC3 | 0,7599 | 0,0563 | < 0,001 |
| SECTOR2 | 1,0650 | 0,0985 | < 0,001 |
| SECTOR3 | 0,8405 | 0,0949 | < 0,001 |
| SECTOR4 | 1,4414 | 0,0861 | < 0,001 |
| TAMA2 | 2,1407 | 0,0463 | < 0,001 |
| TAMA3 | 2,4466 | 0,0565 | < 0,001 |
| SIGMA | 0,3480 | 0,0485 | < 0,001 |

Tabla 4: INTERPRETACIÓN DE LOS COEFICIENTES ESTIMADOS COMO COCIENTES DE CHANCES (CC) E INTERVALO DE CONFIANZA (IC) ASOCIADO

| Variable explicativa | CC IC(CC) | Interpretación Controlando las restantes variables explicativas y para un aglomerado determinado, las chances de que el individuo posea un trabajo decente... |
|----------------------|------------------------|--|
| EDAD | 1,02 (1,017;1,024) | ... se multiplican por un factor de 1,02 al aumentar la edad en un año. |
| EDUCA2 | 1,54 (1,39;1,69) | ... se multiplican por un factor de 1,54 si su nivel educativo es medio en vez de bajo. |
| EDUCA3 | 2,14 (1,89;2,38) | ... se multiplican por un factor de 2,14 si su nivel educativo es alto en vez de bajo. |
| SECTOR2 | 2,90 (2,32;3,48) | ... se multiplican por un factor de 2,9 si es asalariado en la industria y no en la construcción. |
| SECTOR3 | 2,32 (1,87;2,77) | ... se multiplican por un factor de 2.32 si es asalariado en el comercio y no en la construcción. |
| SECTOR4 | 4,23 (3,49;4,97) | ... se multiplican por un factor de 4,23 si es asalariado en actividades de servicio y no en la construcción. |
| TAMA2 | 8,51 (7,70;9,31) | ... se multiplican por un factor de 8,51 si se desempeña en un establecimiento mediano en vez de pequeño. |
| TAMA3 | 11,55 (10,22;12,88) | ... se multiplican por un factor de 11,55 si se desempeña en un establecimiento grande en vez de pequeño. |

Tabla 5: EFECTOS ALEATORIOS ESTIMADOS

| Aglomerado | U_i | Aglomerado | U_i |
|------------|---------|------------|---------|
| U1 | -0,0329 | U17 | 0,6591 |
| U2 | -0,0218 | U18 | 0,1653 |
| U3 | -0,0278 | U19 | -0,7405 |
| U4 | 0,2770 | U20 | -0,0313 |
| U5 | 0,2951 | U21 | -0,1880 |
| U6 | -0,4588 | U22 | -0,3177 |
| U7 | -0,0459 | U23 | -0,2262 |
| U8 | 0,4139 | U24 | 0,5063 |
| U9 | -0,3478 | U25 | 0,8215 |
| U10 | -0,4879 | U26 | 0,0707 |
| U11 | 0,0654 | U27 | -0,2002 |
| U12 | 0,0387 | U28 | -0,0387 |
| U13 | 0,0733 | U29 | -0,3401 |
| U14 | 0,1076 | U30 | -0,0553 |
| U15 | -0,1055 | U31 | 0,3431 |
| U16 | -0,2728 | U32 | 0,1301 |

Tabla 6: TASA DE ERROR APARENTE PARA $z = 0,28$

| Valor observado | Pr (TD=1/ U_i) $\geq 0,28$ | Pr (TD=1/ U_i) $< 0,28$ | Total |
|-----------------|----------------------------------|-------------------------------|-------|
| TD = 1 | 75% | 25% | 100% |
| TD = 0 | 19% | 81% | 100% |

Tabla 7: TASA DE ERROR APARENTE PARA $z = 0,50$

| Valor observado | Pr (TD=1/ U_i) $\geq 0,50$ | Pr (TD=1/ U_i) $< 0,50$ | Total |
|-----------------|----------------------------------|-------------------------------|-------|
| TD = 1 | 76% | 24% | 100% |
| TD = 0 | 21% | 79% | 100% |

Tabla 8: PROBABILIDAD DE TD EN CADA AGLOMERADO PARA LA CATEGORÍA DE REFERENCIA

| Aglomerado | $\Pr(TD=1/U_i)$ | Riesgo relativo con respecto a $U_i=0$ | Aglomerado | $\Pr(TD=1/U_i)$ | Riesgo relativo con respecto a $U_i=0$ |
|------------|-----------------|--|------------|-----------------|--|
| U1 | 0,097 | 0,97 | U17 | 0,177 | 1,77 |
| U2 | 0,098 | 0,98 | U18 | 0,116 | 1,16 |
| U3 | 0,098 | 0,98 | U19 | 0,050 | 0,50 |
| U4 | 0,128 | 1,28 | U20 | 0,097 | 0,97 |
| U5 | 0,130 | 1,30 | U21 | 0,085 | 0,85 |
| U6 | 0,066 | 0,66 | U22 | 0,075 | 0,75 |
| U7 | 0,096 | 0,96 | U23 | 0,082 | 0,82 |
| U8 | 0,144 | 1,44 | U24 | 0,156 | 1,56 |
| U9 | 0,073 | 0,73 | U25 | 0,202 | 2,02 |
| U10 | 0,064 | 0,64 | U26 | 0,107 | 1,07 |
| U11 | 0,106 | 1,06 | U27 | 0,084 | 0,84 |
| U12 | 0,104 | 1,04 | U28 | 0,097 | 0,97 |
| U13 | 0,107 | 1,07 | U29 | 0,073 | 0,73 |
| U14 | 0,110 | 1,10 | U30 | 0,095 | 0,95 |
| U15 | 0,091 | 0,91 | U31 | 0,136 | 1,36 |
| U16 | 0,078 | 0,78 | U32 | 0,113 | 1,13 |

Tabla 9: PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA CAMBIOS EN EDAD RESPECTO DE LA CATEGORÍA DE REFERENCIA (CR)

| EDAD | Salta $\Pr(TD=1/U_{19})$ | Aglomerado típico $\Pr(TD=1)$ | Ushuaia $\Pr(TD=1/U_{25})$ |
|--------------|-----------------------------|----------------------------------|-------------------------------|
| 20 años | 0,034 | 0,069 | 0,145 |
| 30 años | 0,042 | 0,084 | 0,172 |
| 40 años (cr) | 0,050 | 0,100 | 0,202 |
| 50 años | 0,061 | 0,120 | 0,237 |
| 60 años | 0,074 | 0,143 | 0,275 |

Tabla 10: PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA CAMBIOS EN NIVEL EDUCATIVO CON RESPECTO A LA CATEGORÍA DE REFERENCIA (CR)

| NIVEL EDUCATIVO | Salta Pr(TD=1/U19) | Aglomerado típico Pr(TD=1) | Ushuaia Pr(TD=1/U25) |
|-----------------|-----------------------|----------------------------------|-------------------------|
| Bajo (cr) | 0,050 | 0,100 | 0,202 |
| Medio | 0,076 | 0,147 | 0,281 |
| Alto | 0,102 | 0,192 | 0,351 |

Tabla 11: PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA CAMBIOS EN SECTOR DE ACTIVIDAD RESPECTO DE LA CATEGORÍA DE REFERENCIA (CR)

| SECTOR | Salta Pr(TD=1/U ₁₉) | Aglomerado típico Pr(TD=1) | Ushuaia Pr(TD=1/U ₂₅) |
|----------------|------------------------------------|----------------------------------|--------------------------------------|
| Construcción | 0,018 | 0,037 | 0,080 |
| Industria (cr) | 0,050 | 0,100 | 0,202 |
| Comercio | 0,041 | 0,082 | 0,168 |
| Servicios | 0,072 | 0,140 | 0,270 |

Tabla 12: PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA CAMBIOS EN TAMAÑO DEL ESTABLECIMIENTO RESPECTO DE LA CATEGORÍA DE REFERENCIA (C)

| TAMAÑO DEL ESTABLECIMIENTO | Salta Pr(TD=1/U ₁₉) | Aglomerado típico Pr(TD=1) | Ushuaia Pr(TD=1/U ₂₅) |
|----------------------------|------------------------------------|-------------------------------|--------------------------------------|
| Pequeño (cr) | 0,050 | 0,100 | 0,202 |
| Mediano | 0,311 | 0,487 | 0,683 |
| Grande | 0,380 | 0,536 | 0,745 |

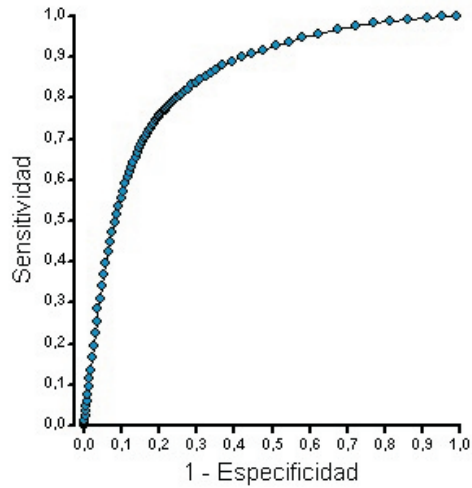


Figura 1: CURVA ROC

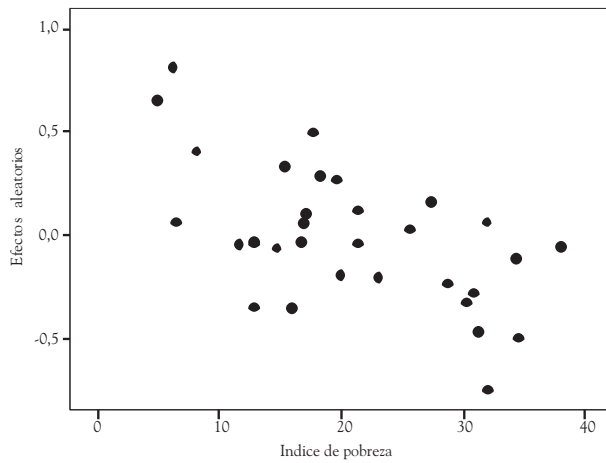


Figura 2: EFECTOS ALEATORIOS VS. TASA DE POBREZA

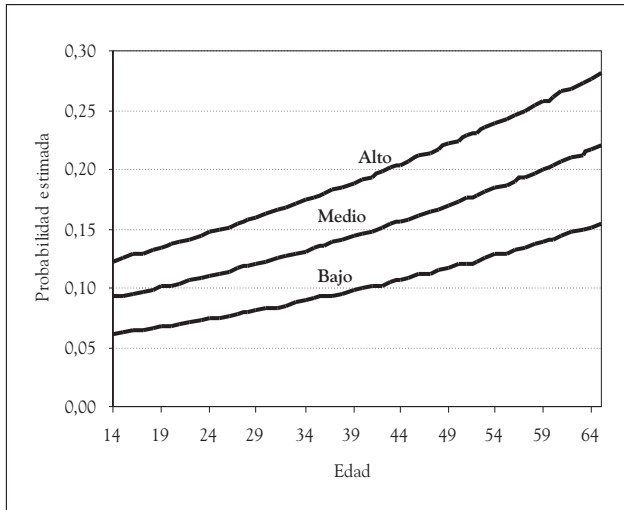


Figura 3: PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA CAMBIOS EN NIVEL EDUCATIVO SEGÚN EDAD

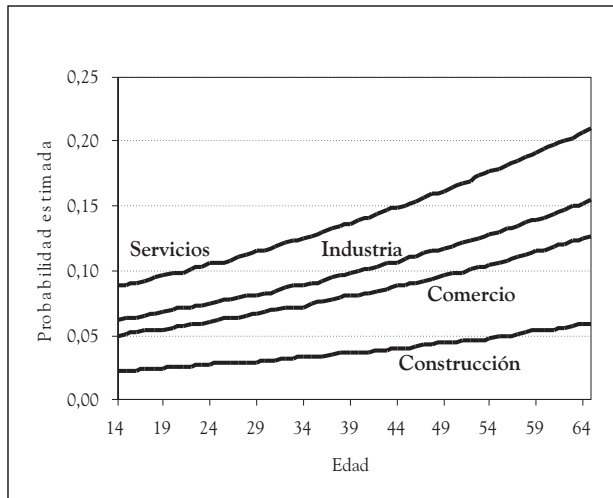


Figura 3: PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA CAMBIOS EN NIVEL EDUCATIVO SEGÚN EDAD

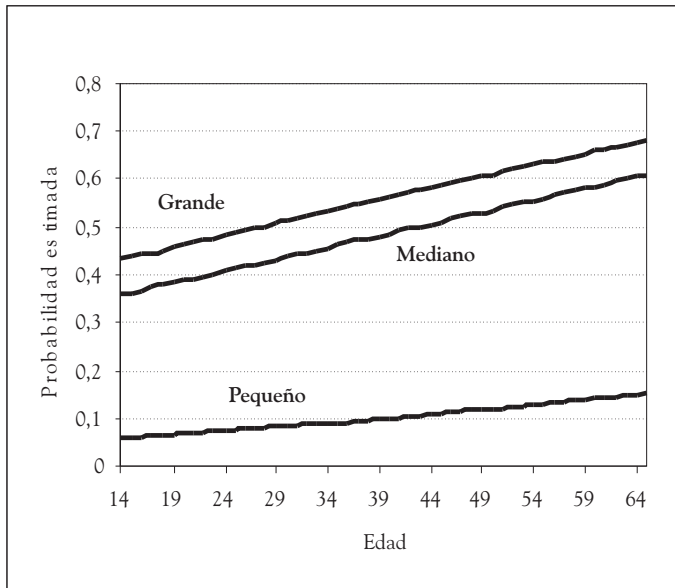


Figura 5: PROBABILIDADES ESTIMADAS PARA CAMBIOS EN TAMAÑO DEL ESTABLECIMIENTO SEGÚN EDAD