



Estimación del efecto de la segregación ocupacional por sexo en el ingreso laboral para Argentina (2016-2020)

Autora: Sofía Zamparo

Legajo: 19M2214

Tutor: Federico Favata

Departamento de Economía

Maestría en Econometría

Junio 2021

Resumen

Existen múltiples factores que podrían caracterizar diferencias en el mercado laboral, como la edad de los trabajadores, su nivel educativo, su sexo, las preferencias de los empleadores, el tipo de contrato que ofrecen, la región, entre otros. Por este motivo, hay diversas maneras de cuantificar tales discrepancias: la brecha salarial entre grupos, distribución de individuos en estructuras jerárquicas y segregación ocupacional son sólo algunas. El objetivo de este trabajo es estimar el efecto de la segregación ocupacional por sexo en el ingreso real laboral horario en Argentina, para el período comprendido entre 2016 y 2020.

Utilizando la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), se estimará como impacta la segregación por sexo a través de cuatro metodologías: mínimos cuadrados clásicos (MCC), mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), regresión cuantílica (QR) y regresión cuantílica bajo variables instrumentales (SIVQR).

Controlando por diversas características observables del individuo, se procedió a evaluar el efecto del ratio de mujeres en un determinado sector en el ingreso laboral horario. En el caso de MCC, se observa que un cambio del 10% en el ratio de mujeres en la ocupación j , lleva a una caída promedio del salario de -0.49%, mientras que para el caso de MC2E lleva a una caída promedio del salario de -0.23%. Sumado a esto, el efecto de este ratio es diferente en distintos cuantiles condicionales del ingreso: en cuantiles bajos el impacto de ratio es mayor (-1.47%), y disminuye gradualmente hacia cuantiles altos (-0.46%), aun instrumentando por la existencia de endogeneidad (-1.25% en el cuantil más bajo, -0.17% en el superior).

Los resultados no solo indican que existe un impacto del sexo en el ingreso, sino que también hay evidencia de segregación, donde la magnitud varía acorde al ranking de la distribución salarial condicional donde uno se posicione. En este sentido, las estimaciones permiten identificar y cuantificar uno de los desequilibrios del mercado laboral, proporcionando una oportunidad para seguir trabajando en investigaciones y enfatizando en la necesidad de tener políticas de género que apunten a disminuir las causas de la desigualdad por sexo.

Palabra clave: segregación, salario, regresiones cuantílicas bajo variables instrumentales.

Tabla de contenidos

Introducción	p. 4
Marco teórico y empírico	
Causas de la segregación ocupacional	p. 5
Evidencia empírica general	p. 8
Metodología	
Desarrollo de la metodología econométrica	
Modelo de regresión lineal múltiple	p. 12
Modelo de regresión en dos etapas	p. 13
Modelo de regresión cuantílica	p. 14
<i>Smoothed IV Quantile Regression</i>	p. 15
Fuente de información	p. 17
Especificación econométrica	p. 19
Resultados	
El caso argentino: una mirada hacia mercado laboral (2016-2020)	p. 22
Resultados econométricos	p. 26
Conclusión	p. 29
Referencias	p. 31
Anexos	
Anexo 1	p. 33
Anexo 2	p. 35
Anexo 3	p. 36
Anexo 4	p. 37

1. Introducción

La heterogeneidad en el mercado laboral podría ser originada por diversos factores: nivel educativo, tipo de ocupación, de jornada, de contrato, ubicación, edad, y sexo, entre otros. Por eso, hay múltiples formas para visibilizar y cuantificar los aspectos disruptivos del mercado, en los que se destaca la brecha salarial, la distribución de individuos con alguna característica de interés en estructuras jerárquicas y la segregación ocupacional.

Reskin (1993) define a la segregación por sexo en el mercado laboral como algo más que una mera separación física, sino como un proceso fundamental en la desigualdad social en el que diferentes grupos de personas se someten a distintos sistemas de recompensa.

El término segregación, a su vez, se puede dividir en dos: segregación horizontal y vertical. La segregación horizontal se refiere a la concentración de cierto grupo en determinados sectores de la actividad económica, y su dificultad para acceder a otras ocupaciones. Esto se verifica en la predominancia de las mujeres hacia los sectores tradicionales feminizados y las trabas para acceder a cargos con alta tasa de masculinización. Por otro lado, la segregación vertical hace referencia a la imposibilidad de determinados grupos de desarrollarse profesionalmente. En particular, se manifiesta mediante el llamado “techo de cristal”, que impide el acceso de las mujeres a los puestos de mayor responsabilidad y de toma de decisiones.

El objetivo de esta tesis será estimar el efecto de la segregación ocupacional por sexo en el ingreso laboral horario en Argentina, para el período comprendido entre 2016 y 2020. Utilizando la información disponible en la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), se clasificará a los individuos acorde a la ocupación principal que reporten, y luego, se calculará la proporción de mujeres por sector. Una vez generada esta variable, se reportará el impacto sobre el ingreso horario de una ocupación a medida que aumenta la proporción de mujeres, utilizando cuatro modelos: regresión por mínimos cuadrados clásicos, regresión lineal en dos etapas, regresión cuantílica y regresión cuantílica bajo variables instrumentales.

La estructura de la tesis será la siguiente: la sección 2 contiene un marco teórico y empírico sobre la segregación. La sección 3 posee más información sobre la metodología utilizada, especificación econométrica e información sobre las fuentes de datos. En la sección 4 se presentan los resultados, y en la 5 las conclusiones.

2. Marco teórico y empírico

2.1 Causas de la segregación ocupacional

De acuerdo a un informe realizado por la Organización Internacional del Trabajo (OIT) focalizado en salarios y desigualdad de ingresos, la brecha salarial entre hombres y mujeres puede ser dividida entre una parte explicada - que está representada por características observables que pueden influenciar la remuneración, como el nivel de educación - y una parte no explicada, constituida por el resto después de ajustar estas características observables y que sugiere la existencia de una discriminación en el mercado laboral. Estas disparidades no pueden explicarse únicamente en términos de diferencias de edad o educación, sino que también están vinculadas con la infravaloración del trabajo que realizan las mujeres y con las calificaciones que se requieren en los sectores u ocupaciones dominados por mujeres, con la práctica de la discriminación (OIT, 2015).

Ahora bien, si los hombres y las mujeres se distribuyeran al azar entre las distintas ocupaciones, entonces la proporción de mujeres y la proporción de hombres en cada ocupación respecto del total de los ocupados deberían ser iguales. Cuando esas proporciones difieren, se dice que existe segregación ocupacional por sexo (Espino & de los Santos, 2019). ¿Pero qué motivos pueden causar la segregación? Autores suelen separar las explicaciones acerca de las causas de la segregación en dos: aquellas que se deben al lado de la demanda de trabajo y las que corresponden al lado oferta, es decir de los/las trabajadores/as.

Según el enfoque de la demanda de trabajo, Reskin (1993) sostiene que son los empleadores quienes asignan los trabajadores a las diferentes tareas, y que sus acciones son las que contribuyen sustancialmente a la concentración de hombres y mujeres en diferentes ocupaciones. Por lo general, esto sucede por las creencias de los empleadores acerca de las diferentes capacidades que poseen las personas según su género.

El argumento está sumamente relacionado con el concepto de discriminación estadística, definido como una situación en la que las decisiones con respecto a individuos se basan en probabilidades derivadas de un grupo. Por lo tanto, si los empleadores perciben a las mujeres como trabajadores menos estables, luego habrá mujeres que individualmente serán excluidas de ciertos tipos de trabajo (Blau & Jusenius, 1976; Coverman, 1983).

Por el lado de la oferta de trabajo existen diferentes teorías, no obstante, todos coinciden en que son los empleados quienes se autoseleccionan para ocupaciones de diversa naturaleza. Dos corrientes sobresalen para explicar la segregación por sexo desde esta perspectiva: el enfoque neoclásico y el enfoque de *gender socialization*.

El fundamento de la corriente neoclásica reside en que, en la mayoría de los matrimonios heterosexuales, los hombres pertenecen activamente al mercado laboral y las mujeres se ocupan del hogar. Por esta razón, difieren en la expectativa de continuidad del empleo. En líneas generales, se espera que las mujeres abandonen sus trabajos con más frecuencia debido a sus obligaciones en el hogar, a embarazos o al cuidado de sus hijos, derivando en la creación de ocupaciones dominadas por mujeres. Esta visión está alineada con la teoría de diferenciales compensatorios, cuya hipótesis es que las mujeres suelen buscar trabajos con la libertad y flexibilidad necesarias para poder ocuparse de sus hogares y de los niños, aún si esto implica menor remuneración. En esta teoría se habla de un diferencial positivo o negativo entre los salarios, según si las condiciones de un puesto de trabajo son atractivas o no (Okamoto & England, 1999).

Según Blau y Jusenius (1976), bajo modelos de competencia perfecta, el enfoque neoclásico podría basarse en dos conceptos: *overcrowding* y capital humano. Por un lado, se define al *overcrowding* como la interacción entre una demanda relativamente baja para un tipo de trabajador particular y una oferta relativamente grande para ese mismo tipo, lo que provocaría un “downward pull” de los salarios de ese sector. Esta hipótesis es formalizada por Bergman (citado en Blau & Jusenius, 1976): “en el caso de las mujeres, ellas están limitadas a un set de ocupaciones, y esto es lo que explica que reciban salarios más bajos”. Como nos encontramos frente a un modelo de competencia perfecta, cada trabajador recibe un salario que es igual al valor de su productividad marginal. El problema que enfrentan las mujeres es que solo pueden acceder a ocupaciones cuyo ratio capital/trabajo es más bajo que el de los hombres, haciéndolas tener una productividad menor y así, un salario más bajo.

El concepto de *capital humano* se apoya fuertemente en dos argumentos: en primer lugar, las preferencias entre individuos son diferentes (distintas funciones de utilidad) y, por otro lado, que los hombres y las mujeres no son perfectamente sustituibles. Más allá de su IQ, las mujeres suelen acumular menos capital humano que los hombres, porque pasan menos tiempo en el mercado de trabajo. Por lo tanto, bajo esta noción, lo que están reflejando los diferenciales salariales es la diferencia de calidad entre hombres y mujeres. Pero, aclara que la decisión de

las mujeres de trabajar en ciertas actividades que no les dan tanta experiencia es racional, dada que esta elección es óptima bajo sus funciones de utilidad y sus preferencias personales. (Blau & Jusenius, 1976).

En el enfoque de *gender socialization*, Okamoto y England (1999) hacen referencia al hecho que los hombres y mujeres son diferentes en cuanto a preferencias y habilidades (no necesariamente ligadas al trabajo), que generalmente se desarrollan según los estándares culturales que deban “cumplir” según su sexo. La actitud de las personas hacia la diferenciación, con respecto a los roles que cada uno debe cumplir, contribuye a una mayor o menor segregación. Es decir, la segregación debería ser más tangible en una sociedad con tendencia tradicional y/o heteronormativa hacia el rol que debe cumplir cada sexo, donde la mujer debe ocuparse de las tareas del hogar y el hombre salir al mercado de trabajo.

Otro factor que puede contribuir a la segregación por sexo es la forma en que las personas buscan trabajo. Los canales de información por los que se obtienen los trabajos difieren entre hombres y mujeres, y a su vez para mujeres en ocupaciones dominadas por mujeres versus ocupaciones dominadas por hombres. Según investigaciones, se encuentra que gran parte de la información acerca de potenciales trabajos se obtiene en la vida cotidiana, por lo tanto, los diferentes contactos que pueden hacer los hombres y las mujeres (según sus patrones de actividad en la vida diaria) conducen a obtener información diferente. Además, hombres y mujeres tienen diferentes prioridades a la hora de elegir o buscar un trabajo. En líneas generales, las mujeres priorizan la cercanía al hogar y las horas de trabajo, mientras que los hombres le dan más importancia al salario o a la capacidad de crecimiento. Esto naturalmente conduce a que se refuerce la segregación (Hanson & Pratt, 1991).

Es notable que, independientemente de las diferencias entre ambas teorías, la razón de fondo que conduce a la segregación en el mercado laboral es la forma en la que se dividen los roles y las tareas domésticas entre hombres y mujeres tradicionalmente. Acorde a la investigación de Coverman (1983), involucrarse en actividades domésticas afecta negativamente los salarios y reduce la productividad de la fuerza en el mercado de trabajo. Por lo tanto, una conclusión a la que se llega en reiterados estudios es que para empezar a disminuir las discrepancias del mercado laboral es necesario redistribuir, de manera más equitativa, las tareas de hombres y mujeres dentro del hogar y con respecto al cuidado de los niños.

2.2 Evidencia empírica general

Uno de los trabajos más relevantes a la hora de cuantificar el impacto de la segregación ocupacional por sexo es el de Clarhall (2011). La autora sostiene que no sólo hay diferencias en el mercado laboral noruego por sexo, sino que también por las ocupaciones, y que aquellas con mayoría femenina tienen una remuneración menor. Por ende, busca explorar la relación entre segregación y salario, focalizando en comprender el impacto de un cambio en la proporción de mujeres por ocupación sobre el ingreso promedio. Su panel contiene información de individuos empleados en el sector público y privado, para el período comprendido entre 1997 y 2006, entre 25 y 66 años. La variable dependiente es el logaritmo del ingreso horario, incluyendo salario básico, pagos irregulares y bonos, y se plantea la existencia de una relación lineal entre la variable dependiente y las diferentes covariables (una de ellas, la proporción de mujeres por ocupación).

Si bien la especificación econométrica es un modelo de regresión lineal, la autora discute sobre un potencial problema de endogeneidad por dos factores. Primeramente, cabe la posibilidad de no haber incluido todas las variables - ya sea por no considerarlas relevantes, o por no ser mensurables. Tener variables omitidas lleva a la violación del supuesto de exogeneidad estricta, causando que los resultados de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios sean sesgados e inconsistentes. El segundo elemento es la existencia de causalidad simultánea: al mismo tiempo que el ratio de mujeres impacta al ingreso, el ingreso podría influir en el ratio. Hipotéticamente, si el nivel de ingreso es más relevante para los hombres que para las mujeres, se va a dar naturalmente una separación por sexo acorde al tipo de ocupación, donde los hombres se concentraran en donde se ofrezca más ingreso. Ante este escenario, se instrumenta utilizando dos variables, que son el ratio promedio de mujeres empleadas graduadas en cada ocupación, para los cinco y diez años previos.

Los resultados arrojan evidencia significativa de un efecto negativo de la proporción de mujeres sobre el ingreso: un aumento del 10% del ratio de mujeres en una ocupación reduce el ingreso horario de esa ocupación en un 2.7%. Los resultados se sostienen ante la estimación en dos etapas, y contemplando por efectos fijos.

En América Latina, el fenómeno de segregación ocupacional por sexo también es visible. En 2019, el Centro Interdisciplinario de Estudios sobre el Desarrollo de Uruguay (CIEDUR) analizó ocho países de la región – Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, México, Uruguay - en pos de cuantificarla, para los años 2000 y 2015, utilizando los

índices de disimilitud de Karmel y MacLachlan (KM) y Duncan (ID). Estas mediciones permiten establecer comparaciones entre la segregación ocupacional registrada en diferentes países, o en un mismo país en diferentes momentos. (Centro Interdisciplinario de Estudios sobre el Desarrollo de Uruguay [CIEDUR], 2019)

El índice de disimilitud de Duncan (CIEDUR, 2019) mide las diferencias entre la inserción ocupacional de hombres y mujeres. Las variables H_i y M_i son el ratio de hombres y mujeres en la i -ésima ocupación respecto del total de ocupaciones, y el resultado arroja cual es la proporción de trabajadores/as que deberían cambiar de ocupación para eliminar la segregación. Un valor de 0 ($H_i = M_i$) indica que la distribución ocupacional es idéntica entre los sexos, un resultado de 1 ($H_i = 1, M_i = 0; H_i = 0, M_i = 1$) señala segregación ocupacional perfecta:

$$ID = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n |H_i - M_i|$$

El índice y descomposición de Karmel y MacLachlan (CIEDUR, 2019) permite conocer los cambios de la segregación en un período temporal. Este toma valores entre 0 y 0.5, donde 0 implica distribución igualitaria y 0.5 segregación total. Por otra parte, utiliza como variable el índice de Duncan, e incorpora la proporción de mujeres sobre el total de ocupados:

$$KM = 2a(1 - a)ID, \quad a = \frac{M}{T}$$

Dado que el índice incluye la proporción de mujeres, es sensible a variaciones en la distribución agregada de la fuerza de trabajo, aun si no cambiase la distribución porcentual por ocupaciones. Por ende, para un valor dado del índice de Duncan, cuanto más se acerque la proporción de mujeres al 50%, más alto es el índice de KM.

Los resultados revelan el grado de segregación ocupacional en todos los países, y sus tendencias entre 2000 y 2015. Uruguay, se mantuvo prácticamente igual (con un ID de 0.54, KM de 0.27), mientras que en Colombia y El Salvador se vio una reducción de ambos índices. No obstante, es válido mencionar que ambos eran los países con índices más altos en el 2000; sus valores en 2015 indican mejoría (ID de 0.50 y 0.59, KM de 0.25 y 0.29 respetivamente), pero distan de escenarios de baja segregación. Finalmente, en Brasil, Costa Rica, Ecuador, Guatemala y México se visibilizan tendencias al alza en las medidas de segregación: salvo

Ecuador (ID y KM de 0.22), todos los índices se mueven entre el rango de [0.44, 0.55] para el índice de Duncan, y [0.22, 0.26] para el índice de Karmel y MacLachlan. (CIEDUR, 2019)

Alonso Villar y del Río (2010) llevan a cabo un estudio sobre la segregación ocupacional por sexo en España. A diferencia de otros estudios, este trabajo no solo mide la segregación total sino también la segregación dentro de diferentes subgrupos de la población. Se consideran particiones relevantes de los individuos: por sexo y edad, sexo y nivel educativo, sexo y tipo de contrato, sexo y tipo de trabajo, y sexo y nivel salarial.

En el caso de sexo y edad, se divide a los hombres y a las mujeres que trabajan, en tres grupos: individuos jóvenes, de mediana edad y ancianos. En cuanto a la partición de sexo y nivel educativo también se forman tres grupos para hombres y para mujeres: educación alta, intermedia y baja. Para estudiar los efectos del tipo de contrato, se dividen nuevamente a hombres y mujeres en trabajadores con puestos temporales y trabajadores con puestos permanentes. En el caso de sexo y tipo de trabajo, se observa quienes trabajan *part-time*, y quienes lo hacen por tiempo completo. Se puede ver que alrededor del 23% de las mujeres ocupadas, tienen trabajos *part-time*, comparado con un 4,3% para los hombres. Por último, al enfocarse en la división de sexo y nivel salarial, se separan las ocupaciones en tres grupos según su salario por hora.

El estudio de subgrupos poblacionales permite profundizar el análisis de las diferencias entre los dos sexos, considerando otras características relevantes del mercado de trabajo. Dentro del grupo de mujeres, se encuentra evidencia de mayor segregación entre las más jóvenes y especialmente las ancianas, mientras que, para los hombres, la segregación es mayor para los más jóvenes. El estudio acerca del efecto de capital humano en la segregación ocupacional indica que los individuos que tienen un nivel de educación intermedio sufren una segregación menor que aquellos con más educación, tanto para hombres como para mujeres. Esto sugiere que un aumento en el capital humano no necesariamente reduce la segregación.

Otro estudio relevante sobre segregación es el de Charles y Bradley (2009), donde se utilizó una muestra de 44 países industriales y en desarrollo. La idea principal del trabajo radica en que la segregación por campo de estudio no va a desaparecer con la modernización cultural o económica, pero va a persistir siempre que las personas se sigan viendo a sí mismas, a su competencia y a sus oportunidades educativas y de trabajo en términos de sus sexos. Las autoras argumentan que:

Los estudiosos de la evolución son en exceso optimistas acerca de las expectativas de la des-sexualización a nivel global de las instituciones educativas, dado que subestiman la fuerza que tiene la ideología del esencialismo de género (...) para etiquetar campos académicos como intrínsecamente masculinos o femeninos. (...) La creciente segregación dentro de los campos de estudio que se genera por estos procesos refuerza los estereotipos de cada género. (pp.930)

A su vez, examinan la relación de la segregación por sexo con el nivel de desarrollo económico del país. Si bien a nivel global, se va a encontrar una relación positiva entre el PBI y el índice de segregación, si se estudia por separado a los países en desarrollo y a los industriales, se puede ver una relación positiva del PBI con la segregación únicamente para países en desarrollo. Entre las sociedades industriales avanzadas, en cambio, un aumento en la prosperidad nacional no ejerce presiones sobre la segregación en distribuciones curriculares.

Los estudios realizados muestran evidencia de una fuerte segregación. Hay una gran coincidencia entre países en cuanto a la subrepresentación de las mujeres en programas de ingeniería. Por otro lado, se obtienen coeficientes positivos que indican la sobrerrepresentación de las mujeres en las áreas de humanidades y ciencias sociales. En las áreas de matemática/ciencias naturales y salud, la composición de género está más mezclada, con una tendencia de los hombres a estar sobre representados en matemática/ciencias naturales, y las mujeres en salud.

Las diferencias entre países son menos predecibles desde la perspectiva de la modernización. Las sociedades más integradas no resultaron ser las más desarrolladas económicamente, ni tampoco son las que generalmente consideramos progresistas en términos de ideología de género o de paridad de género en la esfera pública. Los menores niveles de segregación se encontraron en Colombia, Bulgaria y Túnez; y los niveles más altos en Finlandia, Hong Kong y Sudáfrica. Entonces, podemos ver que los resultados no coinciden con explicaciones que establecen un debilitamiento general de la diferenciación de género a medida que avanza la modernización económica (Charles & Bradley, 2009).

3. Metodología

Para estimar el impacto entre la proporción de mujeres por ocupación y el ingreso percibido se utilizarán cuatro modelos: regresión lineal múltiple, regresión lineal en dos etapas, regresión cuantílica y regresión cuantílica bajo variables instrumentales. En esta sección se presentan los marcos teóricos de cada modelo, y las especificaciones econométricas de interés.

3.1 Desarrollo de la metodología econométrica

3.1.1 Modelo de regresión lineal múltiple

El modelo de regresión lineal múltiple permite estudiar la relación entre una variable dependiente y covariables independientes, asumiendo que el proceso generador de datos aleatorio tiene la siguiente forma:

$$y_i = f(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}) + \epsilon_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \epsilon_i, i = 1, \dots, n$$

El valor observado de y_i será entonces la suma de una parte determinística (dada por los regresores) y una aleatoria (dada por el término de error ϵ_i), y los β_i cuantifican el impacto que tiene cada covariable sobre la variable dependiente.

La linealidad en los parámetros no es el único supuesto; para que los resultados de las estimaciones de modelo sean insesgadas y consistentes, se asume:

1. Exogeneidad estricta: $E(\epsilon_i|x) = 0$
2. No singularidad: $pr(rank(E(x'x)) = k) = 1$
3. Homocedasticidad: $Var(\epsilon_i|x) = E(\epsilon_i^2|x) - E(\epsilon_i|x)^2 = E(\epsilon_i^2|x) = \sigma^2 > 0$
4. Ausencia de correlación serial: $E(\epsilon_i \epsilon_j|x) = 0 \forall i \neq j$

Si $y = X\beta + \epsilon$ y $E(\epsilon|X) = 0$, entonces $E(y|X) = E(X\beta + \epsilon) = X\beta$: el modelo de regresión lineal nos dice que la regresión de y sobre los X regresores es la media condicional¹. Pero, el modelo está basado en parámetros poblacionales, de los cuales sólo vemos realizaciones. Por ende, se necesita una forma para estimar aquellos valores con la data muestral:

$$E(y_i|x_i) = \hat{y}_i = x_i' b \rightarrow e_i = y_i - x_i' b$$

¹ Donde $y_{nx1}, X_{nxk}, \beta_{kx1}, \epsilon_{nx1}$

El método de estimación será el de mínimos cuadrados - los estimadores muestrales serán aquellos que minimicen la suma de los residuos e_i al cuadrado:

$$\min RSS = \min \epsilon' \epsilon = \min (y - Xb)' (y - Xb)$$

$$\min RSS = \min (y - Xb)' (y - Xb) = \min (y'y - b'X'y - y'Xb + b'X'Xb)$$

$$\min RSS = \min (y'y - 2b'X'y + b'X'Xb)$$

$$\frac{\partial RSS}{\partial b} = -2X'y + 2X'Xb = 0 \rightarrow \mathbf{b} = (X'X)^{-1}(X'y)$$

Todos los coeficientes del vector de $\mathbf{b}_{k \times 1}$ se interpretan como el efecto marginal que tiene cada regresor sobre la variable dependiente, en niveles. El estimador b_k nos dice en cuantas unidades varía Y tras aumentar una unidad del k -ésimo regresor, mientras que el resto de las variables se mantienen constantes.

3.1.2 Modelo de regresión lineal en dos etapas

Si el supuesto de exogeneidad estricta no es válido, las estimaciones presentarán sesgos y serán inconsistentes con el verdadero valor poblacional del parámetro. Son varios los motivos por los cuales los regresores podrían ser endógenos: omisión de variables independientes, errores en el cálculo de los regresores y causalidad simultánea (el regresor causa la variable dependiente, y viceversa). Cuando analizamos situaciones donde los regresores son endógenos, existe una forma alternativa de estimación llamada método de variables instrumentales. El método surge como una extensión del modelo clásico de regresión: si $y_i = x_i'\beta + \epsilon_i$, y uno o más de uno de los k regresores son endógenos, podemos encontrar una matriz Z de orden $n \times L$ (donde $L < k$) tal que cumpla con dos condiciones:

1. Relevancia: las variables en Z correlacionan con los regresores en X ,
2. Ortogonalidad: las variables en Z no correlacionan con ϵ

Intuitivamente, con una estimación de mínimos cuadrados ordinarios la estimación va a estar sesgada, el efecto de \mathbf{b} sobre y va a estar sub/sobreestimado el verdadero valor poblacional; la inclusión de Z aislará el efecto "adicional".

Supongamos que tenemos múltiples regresores, sólo uno es endógeno, y vamos a utilizar un instrumento: ¿cómo se incluye Z ? El modelo de regresión en dos etapas (2SLS) consiste en, primeramente, estimar la covariable endógena regresándola contra el instrumento y el resto de los regresores:

$$x_k = \omega_0 + \pi Z + \omega_1 x_1 + \omega_2 x_2 + \dots + \omega_{-k} x_{-k} + v_i \rightarrow \widehat{x}_k$$

Para luego, incluir la variable ya instrumentada en el modelo de regresión lineal original:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k \widehat{x}_k + \epsilon_i$$

Finalmente, b_{2sls} será el resultado de la minimización de la suma de los residuos al cuadrado de la estimación de la segunda etapa.

3.1.3 Modelo de regresión cuantílica

Los resultados de tanto el modelo de regresión lineal múltiple, como el de dos etapas, proveen estimaciones promedio de los efectos de las covariables sobre la variable de interés. El modelo de regresión cuantílica permite obtener estimaciones sobre toda la distribución condicional de la variable dependiente, basándose en los estadísticos de orden.

El τ -ésimo cuantil condicional de la variable dependiente, dado $X = x$ puede ser definido como $Q_\tau(Y|x) = F_{Y|x}^{-1}(\tau|X = x)$, $\tau \in [0,1]$, donde $F_{Y|x}$ es la función de distribución acumulada condicional de Y . $Q_\tau(Y|x)$ puede ser interpretado como el umbral tal que $\tau\%$ de la masa de y está por debajo del mismo (Pouzo, 2020). Por ejemplo, la mediana condicional es la solución al problema de minimización:

$$Q_{0.5}(y|x) = \min_b E|y - xb|$$

Eso quiere decir que $y_i = x_i \beta(0.5) + u_i \rightarrow Q_{0.5}(y|x) = x \beta(0.5) \rightarrow \beta(0.5) = \frac{\partial Q_{0.5}(y|x)}{\partial x}$, es decir, los coeficientes de la regresión de la mediana no son más que el efecto marginal de un cambio de x sobre la mediana condicional en la variable dependiente (Montes Rojas, 2020).

Extendido a todas las condiciones de orden, $\forall \tau \in (0,1)$ de interés, si definimos a $q_0(\tau)$ como el τ -ésimo cuantil de y_i , entonces $q_0(\tau)$ resuelve el problema de minimización de la suma de los desvíos absolutos:

$$\min_{q \in \mathbb{R}} E\{(\tau 1[y_i - q \geq 0] + (1 - \tau) 1[y_i - q < 0])|y_i - q|\}$$

Donde $1[\cdot]$ es la función indicadora que toma el valor 1 si el argumento entre corchetes es cierto, y 0 en caso contrario. La función:

$$c_\tau(u) = (\tau 1[u \geq 0] + (1 - \tau) 1[u < 0])|u| = (\tau - 1[u < 0])u$$

es conocida con el nombre de función de pérdida absoluta asimétrica, o *check function*, por su gráfica es similar a una marca de verificación. (Wooldridge, 2010)

3.1.4 Modelo de regresión cuantílica con VI suavizado - *Smoothed IV Quantile Regression*

La habilidad de los modelos de regresión cuantílica de caracterizar el impacto heterogéneo de covariables en diferentes estadísticos de orden de la distribución de la variable de interés provee muchas ventajas en aplicaciones económicas. Sin embargo, pueden existir problemas de endogeneidad, que traen como resultado estimaciones inconsistentes (Chernozhukov, Hansen, 2005).

De la misma forma que el modelo de regresión lineal en dos etapas soluciona el problema de endogeneidad, el modelo de Smooth IV Quantile Regression (SIVQR) incorpora instrumentos y optimiza una función objetivo; la diferencia es que este enfoque está basado en estimadores condicionales no paramétricos basados en kernels (Kaplan & Sun, 2016).

Partiendo del modelo estructural más simple, donde $y = \beta_0 + \beta_1 x + v$, β_0 y β_1 son constantes desconocidas, donde β_1 cuantifica el efecto causal que tiene el regresor sobre la variable dependiente. Pero, empíricamente, rara vez se ve que el efecto es igual para toda la población. Ante este escenario, hay dos alternativas: o se permite que las diferencias sean capturadas por el error y se interpreta a β_1 como un promedio, o se trata de medir el efecto de la heterogeneidad.

Si se permite que todos los individuos tengan un efecto diferente, los coeficientes (que ahora son aleatorios, no fijos) pueden ser expresados como funciones determinísticas de un escalar inobservable u tal que $b_0 = \beta_0(u)$ y $b_1 = \beta_1(u)$. Como no hay restricciones sobre β_0 y β_1 , la distribución de u puede ser normalizada a una uniforme: $u \sim [0,1]$. Las funciones $\beta_0(\cdot)$ y $\beta_1(\cdot)$ son desconocidas pero determinísticas: si se evalúan en un $\tau \in (0,1)$, $\beta_0(\tau)$ y $\beta_1(\tau)$ se convierten en dos constantes desconocidas, tal como eran β_0 y β_1 en un principio. Por lo tanto, las diferencias entre individuos vienen caracterizadas por u , cada observación tiene su propio vector (y, x, u) donde $y = \beta_0(u) + \beta_1(u)x$, y $\beta_0(\cdot)$ y $\beta_1(\cdot)$ no son específicas a ningún individuo.

Uno de los supuestos necesarios para que el modelo estructural esté bien definido es el de invariancia del ranking: u describe como el y de un individuo se rankea en la población, si todos tuviesen el mismo x : si $u = 0.5$, y sería la mediana, si $u = 0.9$, el individuo estaría en el percentil 90% de y . Si todos mantienen el mismo ranking independientemente del x , se sostiene la propiedad de invariancia, aun si x es endógeno: si ese es el caso, se pueden estimar $\beta_0(\tau)$ y $\beta_1(\tau)$ siempre que exista un instrumento z que correlacione con x , y que no correlacione con u .

La interpretación de los parámetros depende parcialmente de la invariancia del ranking: si es válida, $\beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)x_0$ es el valor de y para un individuo cuyo ranking es $u = \tau$, y donde $x = x_0$: esta es la función estructural del τ -ésimo cuantil sobre la distribución poblacional no

condicionada de $u \sim [0,1]$. (Kaplan, 2020)

Chernozukov y Hansen (2005) muestran como derivar condiciones de momento, usando instrumentos; notar que la definición de los momentos condicionales es análoga a la de variables instrumentales. Si $v \equiv y - \beta_0 - \beta_1 x$, en variables instrumentales, las condiciones de momento son:

$$\begin{aligned} 0 &= E(v) = E(y - \beta_0 - \beta_1 x) \\ 0 &= E(zv) = E(z(y - \beta_0 - \beta_1 x)) \end{aligned}$$

Para IVQR, las condiciones de momento son:

$$\begin{aligned} 0 &= E[I\{y - \beta_0(\tau) - \beta_1(\tau)x \leq 0\} - \tau] \\ 0 &= E[z(I\{y - \beta_0(\tau) - \beta_1(\tau)x \leq 0\} - \tau)] \end{aligned}$$

Donde $I\{\cdot\}$ es una función indicadora que toma el valor 1 si se cumple el argumento, 0 en caso contrario. La principal diferencia entre IV e IVQR es que, al tener una función indicadora, no existe una solución explícita de las condiciones de momento, ya que las mismas no son funciones diferenciables de los parámetros.

Desarrollando algebraicamente lo mencionado en los párrafos previos, para obtener β , partimos del siguiente modelo estructural:

$$y = x'\beta + u$$

Si los instrumentos son independientes del error estructural, entonces, por ley de expectativas iteradas (LEI):

$$0 = E(u|z) \xrightarrow{\text{por LEI}} 0 = E(zu) = E(z(y - x'\beta))$$

Si a esto le sumamos identificación exacta (las dimensiones de z y x son iguales), obtenemos explícitamente el estimador de β :

$$E(z'y) = E(zx'\beta) \xrightarrow{\text{por LEI}} E(z'y) = E(zx')\beta$$

$$\beta = [E(xz')]^{-1}E(zy)$$

Ahora, si tuviésemos cuantiles en vez de la media, vale que condicional a los valores que toma z , la distribución condicional de u es cero:

$$0 = Q_\tau(u|z)$$

Por definición, el τ -ésimo cuantil de una distribución es el valor con probabilidad τ bajo ese corte, y se sostiene aun condicionando por z , entonces $0 = Q_\tau(u|z)$ es equivalente a:

$$\tau = pr(u \leq 0|z) = pr(y - x'\beta \leq 0|z)$$

Usando la función indicadora mencionada previamente, reemplazamos la probabilidad por la esperanza de la función indicadora y usamos ley de expectativas iteradas (LEI) para reescribir τ como:

$$\begin{aligned}\tau &= E[I\{y - x'\beta \leq 0\}|z] \\ \Rightarrow 0 &= [I\{y - x'\beta \leq 0\} - \tau|z] = E(z(I\{y - x'\beta \leq 0\} - \tau))\end{aligned}$$

Notar que, en este caso, β está dentro de la función indicadora, y no hay una solución explícita al problema de optimización. Como alternativa, Kaplan y Sun (2016) plantean reemplazar la función indicadora (no diferenciable) con una función similar “suavizada”, continua y diferenciable. Si se reemplaza $I\{v \leq 0\}$ por una función de v - llamémosla $\tilde{I}(v)$ - que en vez de decrecer discontinuamente de 1 a 0 (en $v = 0$), decrece continuamente entre el rango de $-1 \leq v \leq 1$, el problema se podría resolver numéricamente. Si a esta función “suavizada” le agregamos un ancho de banda h , tal que $\tilde{I}(v/h)$ permitimos que la función decrezca más rápido entre $-h \leq v \leq h$.

Finalmente, el estimador $\hat{\beta}_{SIVQR}$ surge de resolver el sistema de condiciones de momento “suavizadas”:

$$0 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i [\tilde{I}((y_i - x_i'\hat{\beta})/h) - \tau]$$

Donde:

$$\tilde{I}(v) = \begin{cases} 1 & \text{si } v \leq -1 \\ \frac{1-v}{2} & \text{si } -1 < v < 1 \\ 0 & \text{si } v \geq 1 \end{cases}$$

3.2 Fuente de información

La fuente primaria de información es la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del INDEC, para un período de tiempo de cuatro años: desde el 2do trimestre del 2016 hasta el 3er trimestre de 2020. La EPH se realiza todos los años, brindando información trimestral, por lo que se dice que su periodicidad es permanente. Se lleva a cabo en hogares, entendiendo por hogar a individuos o grupos de personas que viven bajo un mismo techo y comparten sus gastos esenciales para vivir.

La EPH consta de tres cuestionarios a nivel vivienda, hogar, individuo. El cuestionario de viviendas releva información sobre el tipo de vivienda, cantidad de habitaciones, material de los pisos, cubierta exterior, revestimiento interior del techo, fuente de provisión de agua, disponibilidad de baño, existencia de basural, inundabilidad de la zona y localización de asentamientos precarios. El cuestionario por hogar posee información sobre características habitacionales, composición y características demográficas básicas de los miembros (sexo, edad, situación conyugal, nivel educativo, procedencia). Por último, el cuestionario individual: releva atributos de los individuos, en cuanto a sus características ocupacionales y de ingreso.

Si definiéramos las categorías que abarca la EPH, podríamos dividirlos en seis grupos. Primeramente, características demográficas básicas - edad, sexo, estado civil, relación de parentesco. En segundo lugar, características ocupacionales - población económicamente activa (y no económicamente activa), condiciones de actividad (población ocupada -que tiene trabajo-, desocupada -no tienen trabajo, pero están disponibles y buscando activamente- e inactiva, ni tienen ni buscan trabajo). También tenemos características migratorias - lugar de nacimiento y residencia de los últimos 5 años, características habitacionales - régimen de tenencia, tipo, calidad, materiales, tamaño de la vivienda, accesos a servicios básicos (luz, agua, gas, cloacas), características educacionales - alfabetismo y nivel de instrucción alcanzado, y finalmente, características de ingreso - retribución por trabajo y fuentes de ingresos.

De las bases de datos trimestrales del INDEC, se realizaron algunas modificaciones. En primer lugar, sólo se considera a la población mayor de 18 años, y menor de 60 y 65 si el sexo es femenino y masculino (respectivamente). Por otro lado, sólo tuvimos en cuenta individuos que declararan que su ocupación principal pertenecía al sector público o privado. Y, para evitar *outliers*, descartamos las observaciones donde los individuos declararon trabajar más de 84 horas por semana en su ocupación principal (lo que arrojaría un total de 12 horas por día).

La variable dependiente es una construcción que surge del monto de ingreso percibido por la ocupación principal. Una vez que dejamos solamente salarios mayores a cero, para que sea comparable entre trimestres se realizó una corrección por inflación usando la canasta básica de alimentos de cada trimestre y de cada región. Luego, para tener una medida del ingreso horario, dividimos cada observación ajustada por la cantidad de horas mensuales trabajadas en la ocupación principal. Por último, calculamos el logaritmo de cada observación, para suavizar su función de distribución.

Dado que queremos comprobar si existe algún efecto de la cantidad de mujeres por ocupación en el ingreso horario percibido, la variable independiente que más importancia tiene en el estudio es *la proporción de mujeres por ocupación*. Como se menciona en el inciso 2.3, para crearla, utilizamos las variables PP04B_COD y PP04D_COD. La primera codifica las ocupaciones de los individuos según el Clasificador de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográficas del Mercosur, CAES- Mercosur, y la segunda con el Código Nacional de Ocupaciones. Utilizando ambos códigos, se clasificará a los individuos entre 47 ocupaciones [ver Anexo 1]. Finalmente, se calculará la proporción de mujeres en cada ocupación como:

$$\frac{\text{cantidad de mujeres en la ocupacion } j}{\text{cantidad de mujeres en la ocupacion } j + \text{cantidad de hombres en la ocupacion } j}, j = 1, 2, \dots, 47$$

Notar que la misma metodología se usará para calcular el instrumento, que es la proporción de mujeres por ocupación para el período 2011-2012.

3.3 Especificación econométrica

Para el trabajo, se presenta el siguiente modelo de regresión:

$$\begin{aligned} \log(\text{ingreso horario percibido}_i) &= \beta_0 + \beta(\text{proporcion mujeres por ocupacion}_i) + \delta_0(\text{sexo}_i) + \delta_1(\text{categoria ocupacional}_i) \\ &+ \delta_2(\text{nivel educativo}_i) + \delta_3(\text{region}_i) + \delta_4(\text{año}_i) + \alpha_1(\text{edad}_i) + \alpha_2(\text{edad}_i^2) + u_i \end{aligned}$$

Entre las covariables tenemos:

1. **Proporción mujeres por ocupación** - representa la proporción de mujeres que trabajan en cada ocupación. Su coeficiente nos va a indicar cómo cambia el salario horario de los individuos que trabajan en determinada ocupación cuando aumenta la proporción de mujeres en la misma.
2. **sexo** – es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo es mujer, 0 si es hombre.
3. **categoría ocupacional** - es una variable categórica que puede tomar cinco posibles valores: asalariado formal privado, asalariado informal privado, asalariado formal público, asalariado informal público e independiente (grupo base de referencia).
4. **nivel educativo** - es una variable categórica que puede tomar siete posibles valores: primaria incompleta + educación especial, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior universitaria incompleta, superior universitaria completa y

- sin instrucción (grupo base de referencia).
5. **edad**, **edad**² – edad y edad al cuadrado del individuo.
 6. **región** - es una variable categórica que puede tomar seis posibles valores: Noroeste, Noreste, Cuyo, Pampeana, Patagónica y GBA (grupo base de referencia).
 7. **año** - es una variable categórica que puede tomar seis posibles valores: 2016 (grupo base de referencia), 2017, 2018, 2019 y 2020.

A priori, la estimación por MCC puede presentar un problema de endogeneidad de la variable “proporción mujeres por ocupación” debido a causalidad simultánea. Es decir, así como el ratio afecta a la variable dependiente, está a su vez afecta al ratio. Tener regresores endógenos en un modelo hará que la estimación por mínimos cuadrados clásicos esté sesgada, ya que una de las suposiciones de MCC es que no existe correlación entre una variable explicativa y el término de error.

Para testear endogeneidad, se puede utilizar el test de Durbin – Wu – Hausman (DWH). El test consiste en predecir los residuos de la forma reducida, y testear la significatividad individual de los residuos incluyéndolo como regresor de la estimación original por Mínimos Cuadrados Clásicos (variable residuo). La variable residuo representa la diferencia entre la proporción de mujeres y el resto de las variables exógenas, incluyendo el instrumento. Es decir que, de existir endogeneidad, el residuo estaría “atrapando” la parte endógena del regresor.

Al realizar la regresión por MCC, incorporando los residuos de la ecuación reducida, nos interesa ver cuál es la significatividad del coeficiente que acompaña a la variable “residuo”. Si este valor es cero, entonces tenemos evidencia a favor de la hipótesis nula del test: ausencia de endogeneidad de los regresores. Si se cumple H_0 , entonces el estimador por Mínimos Cuadrado en Dos Etapas (MC2E) coincidirá con el de MCC. En este caso, el coeficiente obtenido por MCC será consistente y eficiente mientras que el de MC2E será consistente pero ineficiente. Por lo tanto, si se acepta esta hipótesis, vamos a utilizar el estimador de MCC. Por el contrario, si se rechaza, el único coeficiente consistente va a ser el obtenido por MC2E.

Figura 1: Test de Durbin – Wu – Hausman

Variable dependiente: logaritmo del ingreso horario percibido			
	Coeficiente	t	p-valor
residuo	-1.309*** (0.0376)	-34,85	0.000

Notas:

*significativo al 10%, ** significativo al 5%, ***significativo al 1%

Errores estándar entre paréntesis

Como podemos observar en la figura 1, el p-valor es 0, menor a los niveles de significancia. Por lo tanto, hay evidencia a favor de rechazar la hipótesis nula que la proporción de mujeres por ocupación es exógena. Por este motivo es necesario una estimación en dos etapas, utilizando variables instrumentales y aplicando el método de MC2E. Similar al trabajo de Clarhall (2011), el instrumento elegido es la proporción de mujeres por ocupación para el período 2011-2012. Asumimos el cumplimiento del supuesto de ortogonalidad, ya que no habría motivos para suponer lo contrario, considerando que la variable pertenece a otros años, diferentes a los del período de estudio. La relevancia del instrumento puede ser testada al realizar el test de significatividad individual del regresor “instrumento” en la ecuación reducida:

Figura 2: relevancia del instrumento

Variable dependiente: proporción mujeres por ocupación			
	Coeficiente	t	p-valor
Instrumento	0.976*** (0.000245)	3977,04	0.000

Notas:

*significativo al 10%, ** significativo al 5%, ***significativo al 1%
Errores estándar entre paréntesis

Recordemos que, para la prueba de significatividad individual, la hipótesis nula será que π_1 es igual a cero, mientras que la alternativa es que es diferente a cero. En este caso, tenemos evidencia que rechaza la hipótesis nula, a favor de la significatividad del coeficiente.

Notar que, tal como se plantea en el inciso 3.1.2, el resultado de la primera etapa surge de la regresión de la forma reducida:

$$\begin{aligned}
 & \text{proporcion mujeres por ocupacion}_i \\
 &= \pi_0 + \pi_1 \text{instrumento}_i + \pi_2(\text{categoria ocupacional}_i) + \pi_3(\text{nivel educativo}_i) \\
 &+ \pi_4(\text{region}_i) + \pi_5(\text{año}_i) + \pi_6(\text{edad}_i) + \pi_7(\text{edad}_i^2) + \pi_8(\text{sexo}_i) + v_i \\
 &\rightarrow \text{proporcion mujéres por ocupacion}_i
 \end{aligned}$$

Por ende, la segunda etapa será:

$$\begin{aligned}
 & \log(\text{ingreso horario percibido}_{ij}) \\
 &= \beta_0 + \beta(\widehat{\text{proporcion mujéres por ocupacion}}_i) + \delta_0(\text{sexo}_i) + \delta_1(\text{categoria ocupacional}_i) \\
 &+ \delta_2(\text{nivel educativo}_i) + \delta_3(\text{region}_i) + \delta_4(\text{año}_i) + \alpha_1(\text{edad}_i) + \alpha_2(\text{edad}_i^2) + u_i
 \end{aligned}$$

Finalmente, se realiza los modelos especificados para regresión cuantílica en cuantiles condicionales y regresión cuantílica con variables instrumentales suavizada (*Smoothed IV quantile regression*). Como consideración, notar que no se presenta una prueba de DWH para el caso de cuantiles. Existen varios enfoques sobre cómo suplantar DWH en estos casos, como los

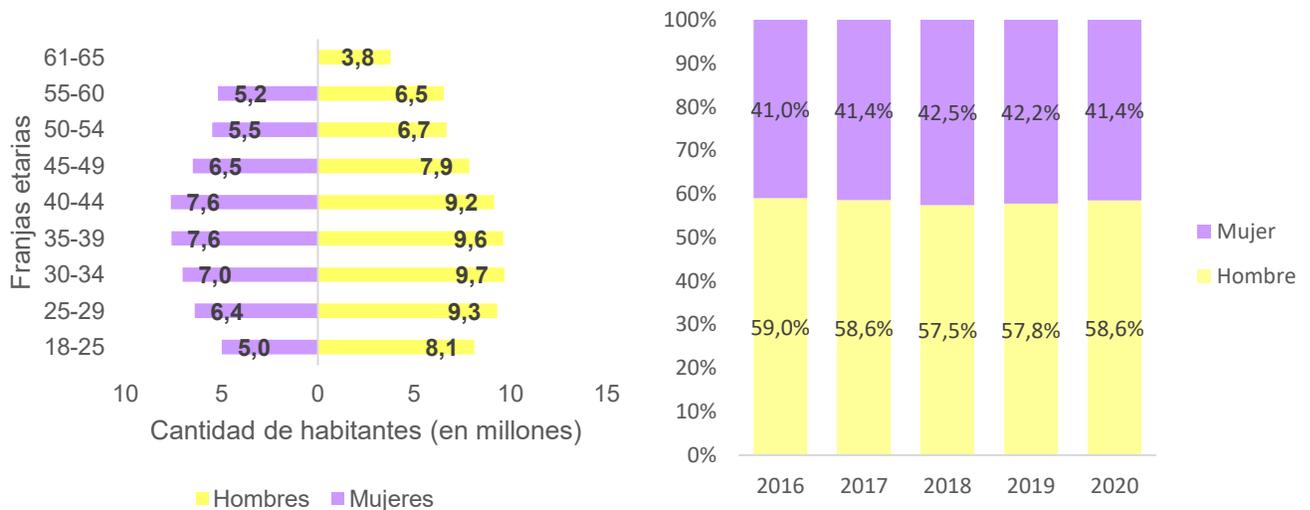
trabajos de Chernozhukov y Hansen (2006) y Kim y Muller (2013), pero computacionalmente hablando, son muy costosos y no hay paquetes estadísticos en STATA que lo calculen. Algunos trabajos empíricos, como Arabsheibani, Murphy y Staneva (2010), reconocen esta limitación y usan DWH como un *proxy*.

4. Resultados

4.1 El caso argentino: una mirada hacia mercado laboral (2016-2020)

Utilizando información de la Encuesta Permanente de Hogares, disponible en el sitio web del INDEC, podemos adentrarnos en la estructura del mercado laboral argentino. Partiendo de lo más general, en la figura 3 se presenta la pirámide poblacional de aquellos individuos que declararon estar ocupados, y la proporción de ocupados por sexo para el período de interés². En ambos casos, la mayor cantidad de individuos que declaran estar ocupados se encuentran entre los 25 y 50 años, pero para todas las franjas etarias, la cantidad de mujeres que declaran estar ocupadas es menor – tendencia que se mantuvo estable en los últimos años.

Figura 3: Pirámide poblacional de ocupados y proporción ocupados por sexo (2016-2020)



Fuente: Elaboración propia en base a EPH.

Vemos que existe una predominancia de hombres ocupados - ¿acaso esta tendencia se sostiene para las diferentes categorías ocupacionales? Dentro de los ocupados, se definen cinco subgrupos: asalariados formales e informales, públicos y privados e independientes. En algunos ámbitos la proporción de hombres/mujeres es similar ($\pm 5\%$, como en el grupo de asalariados

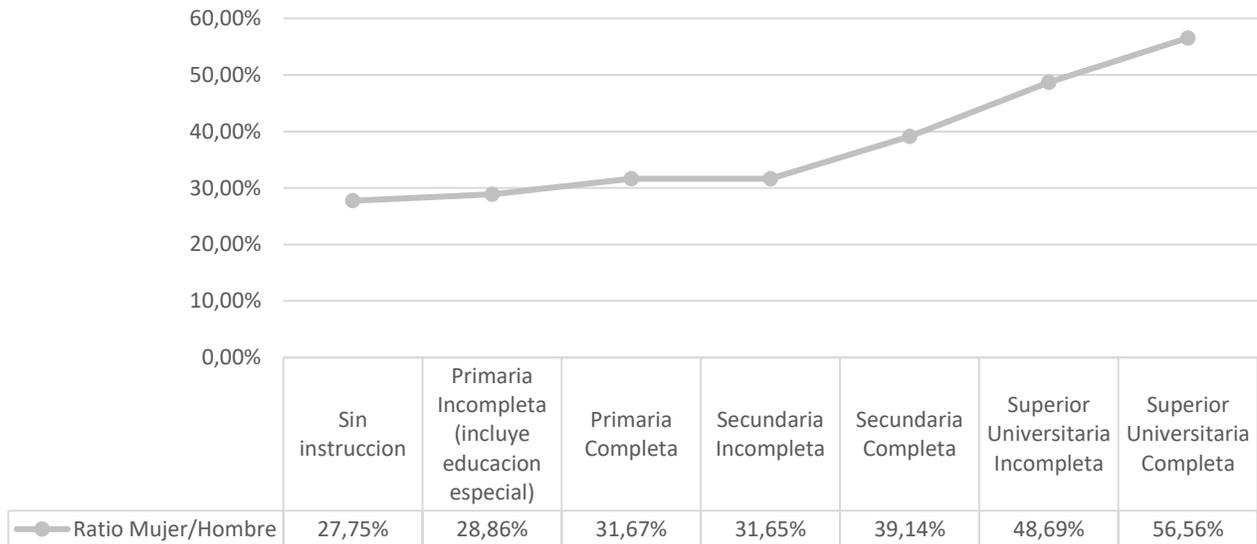
² Se presenta información de población económicamente activa – hombres de 18 a 65 años, mujeres de 18 a 60 años.

informales privados y de asalariados formales e informales públicos), pero en los formales privados e independientes vemos diferencias bastante importantes. También, se observa que, a diferencia de todos los ocupados, en el sector público hay una predominancia femenina (salvo para los formales públicos en 2017)³.

Otra desagregación del mercado laboral factible en la EPH es a nivel regional. Como podemos ver en las figuras del Anexo 3, en todas las regiones la proporción de hombres y mujeres ocupados se mantiene alineado con el total país (una diferencia de $\pm 10\%$ entre los sexos).

Un aspecto interesante para mencionar es que, a medida que aumenta el nivel educativo, mayor es la proporción de mujeres empleadas. Si tomamos la cantidad de mujeres y la dividimos por la cantidad total de ocupados por nivel educativo, vemos que hay una mayoría masculina hasta el nivel superior universitario incompleto, pero para el grupo de ocupados con universitario completo, hay mayor cantidad de mujeres que de hombres.

Figura 4: ratio de ocupados por sexo y nivel educativo (2016-2020)



Fuente: Elaboración propia en base a EPH

En los últimos años, varias entidades han emitido informes e investigaciones respecto a las diferencias en el mercado laboral a raíz del sexo. En el marco de la conmemoración del Día Internacional de la Mujer, el Banco Central de la Nación (BCRA) presentó un informe sobre mujeres y brecha económica, cuyos mayores hallazgos fueron: en primer lugar, las mujeres destinan en promedio 15 horas a trabajo remunerado, y 42 horas a trabajo doméstico no

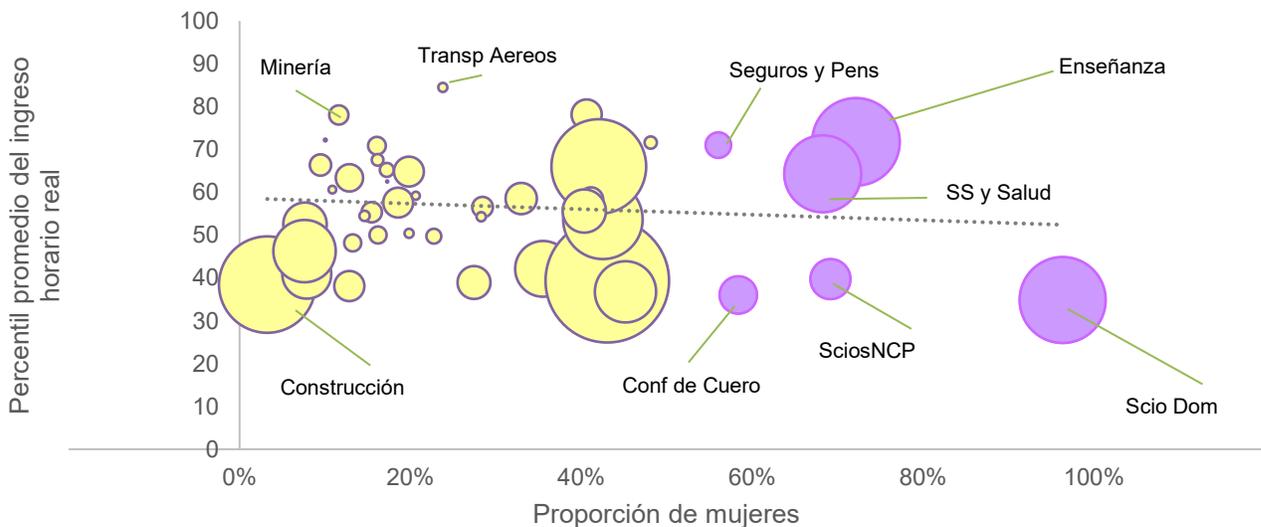
³ Gráficas disponibles en el Anexo 2.

remunerado, mientras que los hombres destinan 33 horas a trabajo remunerado y 17 a trabajo doméstico no remunerado. En segundo lugar, 2 de cada 10 mujeres son titulares de cuentas sueldo, comparado a 3 de cada 10 hombres – indicio de una brecha en el mercado laboral formal. Tercero, la brecha de ingresos promedio entre hombres y mujeres es del 27%. Cuarto, por cada dos hombres que acceden a un crédito hipotecario o prendario, sólo accede 1 mujer. Y quinto, hay un 30% menos de mujeres que de hombres en puestos jerárquicos y de decisión en ámbitos laborales, señal de segregación vertical y techo de cristal. (Banco Central de la República Argentina, 2020).

Es evidente que, salvo algunas excepciones, el mercado laboral argentino tiende a tener una predominancia masculina. No obstante, ¿se mantienen estas tendencias en todas las ocupaciones? ¿Es posible desagregar acorde al grado de feminización? Usando el Código Nacional de Ocupaciones y la Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográficas, se separa a los ocupados en 47 grupos (ver Anexo 1).

En la figura 5 se reporta la relación del percentil promedio del ingreso horario real y la proporción de mujeres por ocupación⁴ para estas 47 ocupaciones, donde se observa una tendencia a la baja de los ingresos en la ocupación principal, a medida que aumenta la proporción de mujeres:

Figura 5: relación ingreso promedio y proporción de mujeres por ocupación

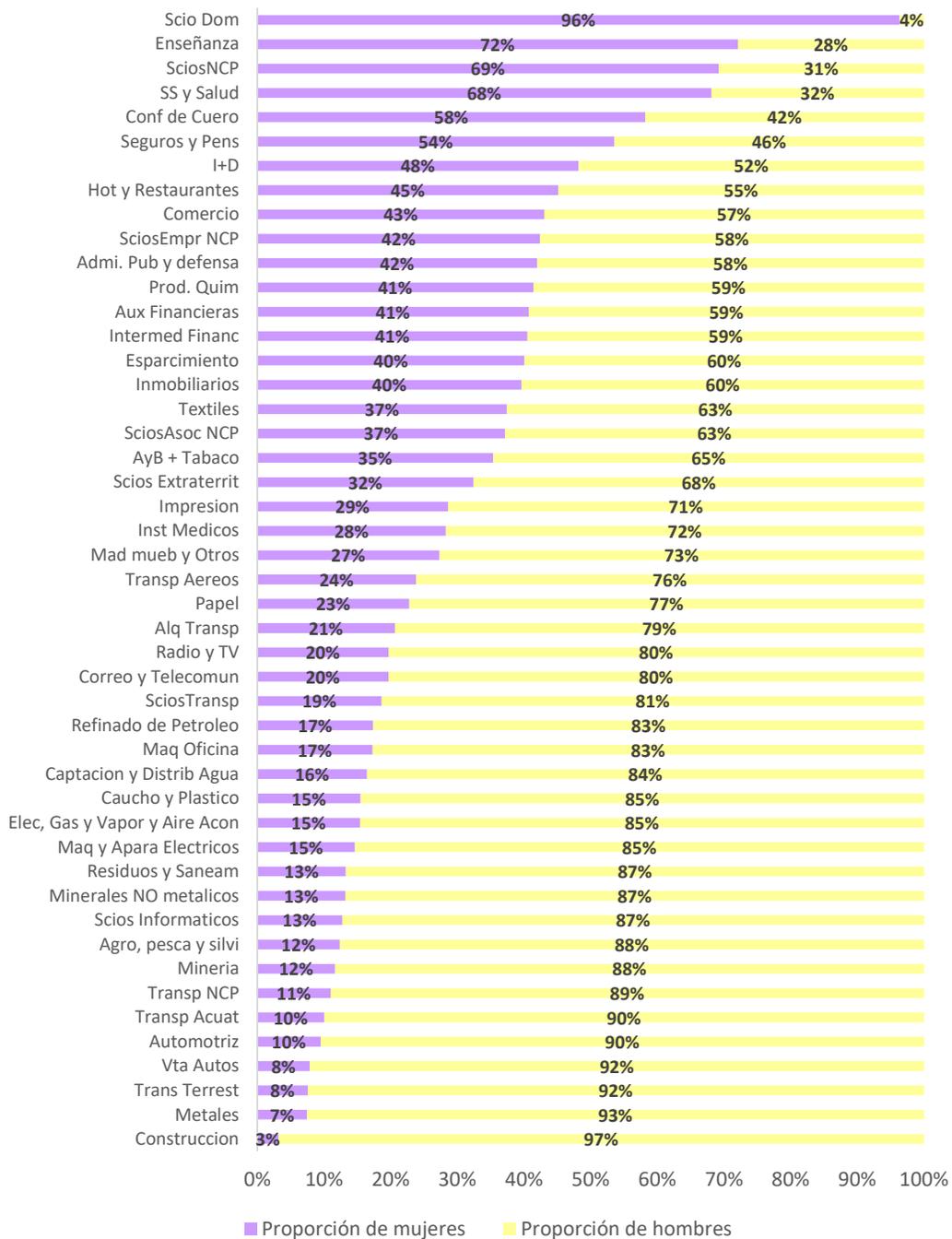


Fuente: Elaboración propia en base a EPH

⁴ El tamaño de la burbuja varía acorde a la cantidad de ocupados total en la ocupación, y aquellas de color violeta son las ocupaciones con mayoría femenina.

Finalmente, en la figura 6 se muestra a nivel desagregado la segregación ocupacional por sexo, tomando como métrica de segregación la proporción de mujeres por ocupación:

Figura 6: segregación ocupacional por sexo (2016-2020)



Fuente: Elaboración propia en base a EPH

4.2 Resultados econométricos

En la figura 7 se presentan los resultados de las estimaciones:

Figura 7: Resultados por MCC, QR (0.5), IV y SIVQR (0.5)

	MCC	QR (0.5)	IV	SIVQR (0.5)
RATIO	-0.0497*** (0.00509)	-0.0716*** (0.00536)	-0.0233*** (0.00514)	-0.0477*** (0.00556)
SEXO	-0.115*** (0.00275)	-0.0887*** (0.00271)	-0.122*** (0.00276)	-0.0941*** (0.00445)
ASALARIADO FORMAL PRIVADO	0.422*** (0.00348)	0.394*** (0.00390)	0.420*** (0.00348)	0.393*** (0.00461)
ASALARIADO INFORMAL PRIVADO	0.0274*** (0.00402)	0.0107** (0.00438)	0.0241*** (0.00402)	0.00763** (0.00327)
ASALARIADO FORMAL PÚBLICO	0.628*** (0.00385)	0.603*** (0.00424)	0.624*** (0.00385)	0.599*** (0.00482)
ASALARIADO INFORMAL PÚBLICO	0.216*** (0.00732)	0.202*** (0.00779)	0.214*** (0.00732)	0.200*** (0.00532)
EDAD	0.0262*** (0.000692)	0.0255*** (0.000706)	0.0261*** (0.000692)	0.0254*** (0.000800)
EDAD²	-0.000211*** (8.47e-06)	-0.000206*** (8.70e-06)	-0.000211*** (8.47e-06)	-0.000204*** (9.31e-06)
PRIMARIA INCOMPLETA Y ED. ESPECIAL	0.0945*** (0.0271)	0.101*** (0.0188)	0.0946*** (0.0271)	0.0982*** (0.0213)
PRIMARIA COMPLETA	0.203*** (0.0264)	0.202*** (0.0174)	0.202*** (0.0264)	0.198*** (0.0142)
SECUNDARIA INCOMPLETA	0.277*** (0.0264)	0.261*** (0.0173)	0.277*** (0.0264)	0.258*** (0.0157)
SECUNDARIA COMPLETA	0.398*** (0.0263)	0.374*** (0.0172)	0.397*** (0.0263)	0.370*** (0.0146)
SUPERIOR UNIV. INCOMPLETA	0.546*** (0.0264)	0.508*** (0.0174)	0.545*** (0.0265)	0.505*** (0.0180)
SUPERIOR UNIV. COMPLETA	0.804*** (0.0264)	0.751*** (0.0173)	0.802*** (0.0264)	0.746*** (0.0147)
NOROESTE	-0.150*** (0.00389)	-0.139*** (0.00385)	-0.150*** (0.00389)	-0.139*** (0.00375)
NORESTE	-0.201*** (0.00471)	-0.180*** (0.00480)	-0.201*** (0.00471)	-0.180*** (0.00376)
CUYO	-0.0617*** (0.00449)	-0.0484*** (0.00446)	-0.0615*** (0.00449)	-0.0480*** (0.00348)
PAMPEANA	-0.0612*** (0.00376)	-0.0581*** (0.00370)	-0.0611*** (0.00376)	-0.0581*** (0.00435)
PATAGÓNICA	0.134*** (0.00430)	0.131*** (0.00430)	0.134*** (0.00430)	0.133*** (0.00421)
AÑO 2017	0.0635*** (0.00343)	0.0585*** (0.00361)	0.0635*** (0.00343)	0.0582*** (0.00343)

AÑO 2018	0.0158*** (0.00341)	0.0108*** (0.00357)	0.0157*** (0.00341)	0.0102** (0.00426)
AÑO 2019	-0.132*** (0.00339)	-0.138*** (0.00355)	-0.132*** (0.00339)	-0.138*** (0.00226)
AÑO 2020	-0.195*** (0.00430)	-0.204*** (0.00436)	-0.195*** (0.00430)	-0.204*** (0.00501)
CONSTANTE	-4.667*** (0.0297)	-4.599*** (0.0223)	-4.670*** (0.0297)	-4.597*** (0.0171)
OBSERVACIONES	275,192	275,192	275,192	275,192
R²	0.364		0.364	
ERRORES ESTÁNDAR ENTRE PARÉNTESIS				
*** P<0.01, ** P<0.05, * P<0.1				

Los resultados de las estimaciones confirman la hipótesis de la existencia de un efecto causal negativo de la proporción de las mujeres por ocupación sobre el ingreso horario promedio percibido. En el caso de MCC, vemos que un cambio del 10% en el ratio de mujeres en la ocupación j , lleva a una caída promedio del salario del 0,50%. Para el caso de MC2E, obtenemos un coeficiente de -0,0233: un cambio de un 10% en el ratio de mujeres en la ocupación j , lleva a una caída promedio del salario del 0.23%. Para el caso de la mediana condicional bajo regresión por cuantiles, obtenemos una caída del 0.72%, mientras que, instrumentando con SIVQR, la magnitud es menor: 0.48%.

En relación con las covariables remanentes, en primer lugar, vemos que existe un efecto negativo y significativo para las mujeres, comparado a los hombres, en el ingreso: en promedio, las mujeres ganan entre un 11 y 12% menos, por el hecho de ser mujer. Si lo vemos para la mediana, la magnitud es un menor, pero sigue siendo negativa: entre un 8 y 10%. Por otro lado, existe un efecto positivo de todos los tipos de categoría ocupacional sobre el ingreso, comparado con la categoría de independientes, al igual que con todos los niveles educativos, tomando como base el grupo sin instrucción.

La edad también tiene un efecto positivo sobre el ingreso (intuitivamente podría estar relacionado con el nivel de experiencia, a mayor edad, más tiempo en el mercado laboral, y más calificación tienen los individuos), pero su coeficiente al cuadrado es negativo, signo que la edad podría tener un rendimiento decreciente – más experiencia aumenta el ingreso, pero los retornos marginales son cada vez menores. También vemos que hay un efecto negativo sobre el ingreso de casi todas las regiones, tomando como base Gran Buenos Aires, la única excepción es Patagonia. Finalmente, vemos que para los años 2017 y 2018, el efecto del paso de los años (tomando como referencia 2016) tiene un impacto positivo sobre el ingreso, pero se invierte para

2019 y 2020 – potencialmente alineado con las condiciones económicas argentinas, cómo la subida del dólar y la pandemia.

En el Anexo 4 se presentan los resultados de las estimaciones por cuantiles condicionales para todas las covariables y los estadísticos de orden de interés. Y en las figuras 8 y 9 debajo podemos visualizar cuáles fueron los resultados de las estimaciones del efecto de la proporción de mujeres por ocupación sobre el ingreso horario percibido para todos los estadísticos de orden de interés con sus intervalos de confianza al 95%, versus los resultados por MCC e IV:

Figura 8: Resultados regresión QR vs. MCC

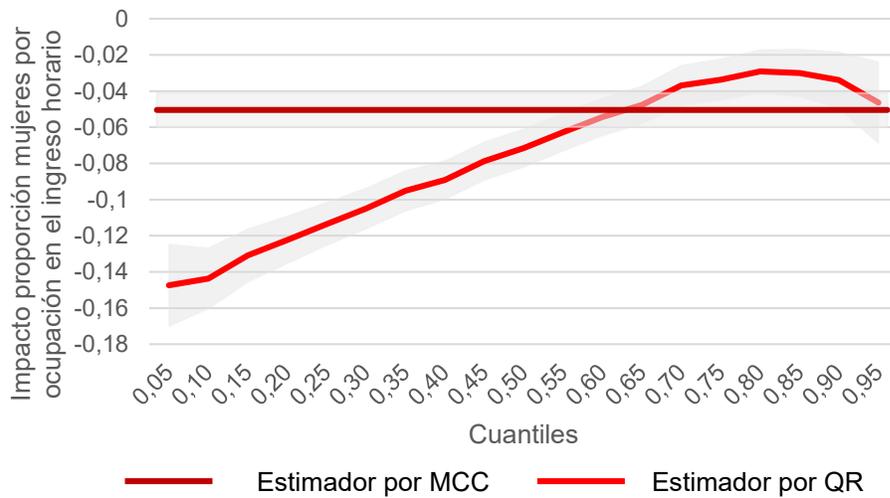
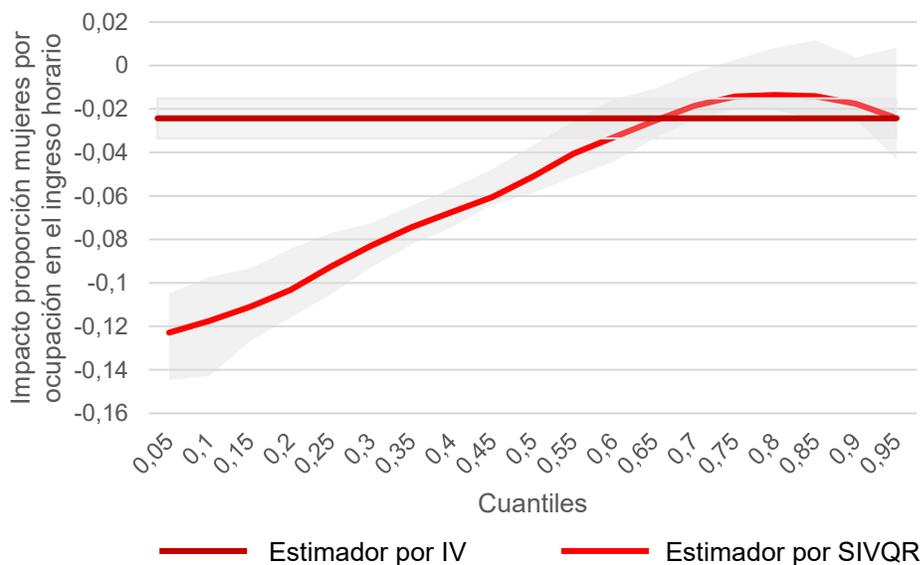


Figura 9: Resultados regresión SIVQR vs. VI



Independiente al método de estimación usado, todos los resultados muestran que existe un impacto negativo y significativo de la proporción de mujeres por ocupación sobre el ingreso. El valor agregado de las estimaciones por cuantiles condicionales es visibilizar que, dependiendo del ingreso percibido, varía la magnitud del efecto: en cuantiles condicionales más bajos, el efecto del ratio de mujeres es mayor, y decrece a medida que se acerca a los cuantiles extremos derechos. Los resultados de regresión por cuantiles reflejan que un aumento del 10% en la proporción de mujeres en la ocupación j , para los grupos de menor acumulación de ingreso - cuantiles 5 y 10 - lleva a una caída del ingreso de entre -1.47% y -1.44% respectivamente, mientras que en los cuantiles más altos (90 y 95) entre -0.34% y -0.46%. Las magnitudes se atenúan en el caso de usar instrumentos, pero siguen la misma tendencia: en los cuantiles más bajos (5 y 10) hay un efecto que varía entre -1.25% y -1.20%, llegando a -0.17% en el cuantil 95.

5. Conclusión

La desigualdad por sexo en el mercado laboral es una cuestión de estudio desde hace aproximadamente 60 años a nivel global. El análisis apunta a demostrar, a través del enfoque de la segregación ocupacional, que tal desequilibrio existe en el mercado argentino y se procede a cuantificar.

A partir de los resultados obtenidos, vemos que ante un aumento de la proporción de mujeres en un 10% para una ocupación determinada, el ingreso horario promedio de los trabajadores de tal ocupación disminuye en 0,50%. Al hacer la estimación en dos etapas, para sortear el problema de endogeneidad por causalidad simultánea, obtenemos un valor del 0,23%.

Sumado a esto, cuando se analiza el impacto en los diferentes cuantiles condicionales, vemos un efecto es más fuerte sobre la proporción de individuos con salarios más bajos (-1.47% y -1.44% en los cuantiles que acumulan menor distribución del ingreso), mientras que la magnitud disminuye de forma gradual hasta -0.46% en el cuantil extremo derecho. Los resultados persisten, aun sorteando por la existencia de endogeneidad en los regresores: -1.25% en el cuantil más bajo, -0.17% en el superior.

Por lo tanto, hay evidencia estadísticamente relevante que avala la hipótesis: la existencia de un efecto causal, robusto y negativo entre proporción de mujeres en una ocupación e ingreso horario real en el mercado laboral argentino. No sólo existe discriminación en el mercado laboral por el sexo en sí mismo, sino también por cómo se concentran los sexos en las distintas ocupaciones. Es decir, en promedio las mujeres ganan menos que los hombres, pero hombres

en ocupaciones con mayoría de mujeres perciben menos ingreso que en otras ocupaciones con más presencia masculina. Y las mujeres, en ocupaciones con predominancia femenina tienen un doble efecto negativo en su ingreso, cuya magnitud es aún mayor en la población con menor acumulación de ingreso.

Aproximarnos a la raíz de la brecha salarial a través de la segregación es una perspectiva que explora las desigualdades salariales que enfrentan las diversas ocupaciones, por ser consideradas más femeninas o masculinas. Los resultados sirven, no sólo para brindar evidencia empírica a las investigaciones preexistentes, sino también para enfatizar en el desarrollo de políticas de género, focalizando no sólo en el sexo, sino también en el tipo de ocupación y en el nivel de ingresos. Sería interesante ver el efecto de implementación de políticas que fomenten la contratación de mujeres en ocupaciones con predominancia masculina (sobre todo en el sector privado, donde los datos indican que la presencia femenina es menor), ya sea con subsidios y/o incentivos monetarios, aunque a largo plazo, se debería apuntar a tomar medidas que colaboren a deconstruir tanto el rol de la mujer como el del hombre en el mercado laboral. Ambos sexos resultan perdedores ante el encasillamiento cultural de uno u otro en los diferentes tipos de ocupaciones, al generarse preconceptos en tanto el empleado, como el empleador, a la hora de buscar trabajo y contratar a un individuo sobre otro.

Los cursos de acción posibles son múltiples, las estimaciones proporcionan una oportunidad para seguir desarrollando futuras investigaciones que apunten a profundizar la causa de dicha brecha y desigualdad por sexo en el mercado laboral. A su vez, evidencia la necesidad de seguir debatiendo esta problemática, a fin de ir minimizando las consecuencias económicas que se crean en el mercado laboral a partir de la segregación ocupacional y brindar políticas públicas que apunten a cerrar este desequilibrio existente.

6. Referencias

- Alonso-Villar, O., & Del Río, C. (2010). *Gender Segregation in the Spanish Labor Market: An Alternative Approach*. Social Indicators Research, 337-362.
- Anker, R. (1997). *Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview*. International Labour Review.
- Arabsheibani, R., Murphy, P., Staneva, A. (2010). *Returns to Education in Four Transition Countries: Quantile Regression Approach*. IZA Institute of Labor Economics, 1-36.
- Banco Central de la República Argentina. (2 de marzo de 2020). #MujeresyBrechaEconómica, la campaña del BCRA para el 8M. <http://www.bcra.gov.ar/Noticias/8M-Mujeresybrechaeconomica.asp>
- Blau, F., & Jusenius, C. (1976). *Economists' Approaches to Sex Segregation in the Labor Market: An Appraisal*. Signs, 181-199.
- Centro Interdisciplinario de Estudios sobre el Desarrollo de Uruguay. (2019). *La segregación horizontal de género en los mercados laborales de ocho países de América Latina: implicancias para las desigualdades de género*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_715929.pdf
- Chernozhukov, V., & Hansen, C. (2005). *An IV Model of Quantile Treatment Effects*. Econometrica, 245-261.
- Chernozhukov, V., & Hansen, C. (2006). *Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models*. Journal of Econometrics. 491-525.
- Charles, M., & Bradley, K. (2009). *Indulging Our Gendered Selves? Sex Segregation by Field of Study in 44 Countries*. American Journal of Sociology, 924-976.
- Clarhall, J. (2011). *Causal Effects of Occupational Gender Segregation and Wages*. University of Oslo. 1-26.
- Coverman, S. (1983). *Gender, Domestic Labor Time, and Wage Inequality*. American Sociological Review, 623-637.
- Gross, E. (1968). *Plus ça change...? The Sexual Structure of Occupations Over Time*. Social Problems, 198-208.
- Hanson, S., & Pratt, G. (1991). *Job Search and the Occupational Segregation of Women*. Annals of the Association of American Geographers, 229-253.
- INDEC (2011). *Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográficas del MERCOSUR*. https://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/menusuperior/eph/caes_mercosur_1.0.pdf

- INDEC (2017). *Encuesta Permanente de Hogares (EPH)*. <https://www.indec.gob.ar/bases-de-datos.asp>
- Introduction to Quantile Regression Models. (2020). En D. Pouzo (Comp.). *Microeconometría II* (pp.3-12). Universidad Torcuato di Tella.
- Kaplan, D. (2020). *sivqr: Smoothed IV quantile regression*. The Stata Journal, 1-124.
- Kaplan, D., & Sun, Y. (2016). *Smoothed Estimating Equations for Instrumental Variables Quantile Regression*. *Econometric Theory*, 105-157.
- Kim, T. & Muller, C. (2013). *A Test for Endogeneity in Conditional Quantiles*. Aix-Marseille School of Economics. 1-17.
- OIT. (2015). *Informe Mundial sobre Salarios 2014/2015: Salarios y desigualdad de ingresos*. Organización Internacional del Trabajo.
- Okamoto, D., & England, P. (1999). *Is There a Supply Side to Occupational Sex Segregation?* *Sociological Perspectives*, 557-582.
- Quantile Regression. (2020). En G. Montes Rojas (Comp.). *Econometría de Datos de Panel* (pp.6-12). Universidad Torcuato di Tella.
- Reardon, S., & O'Sullivan, D. (2004). *Measures of Spatial Segregation*. *Sociological Methodology*, 121-162.
- Reskin, B. (1993). *Sex Segregation in the Workplace*. *Annual Review of Sociology*, 241-270.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
- Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western Cengage Learning.

7. Anexos

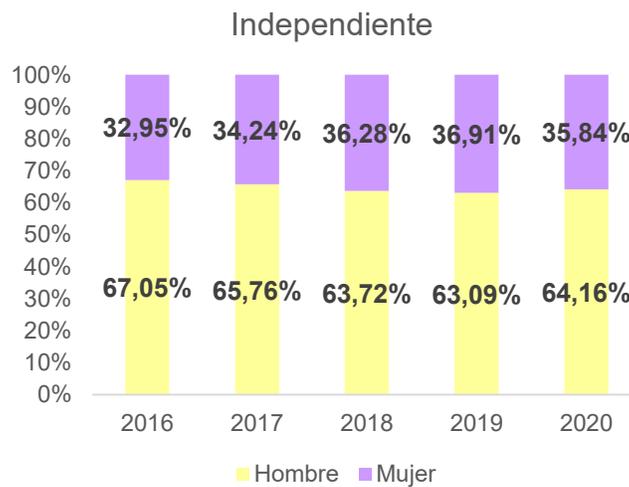
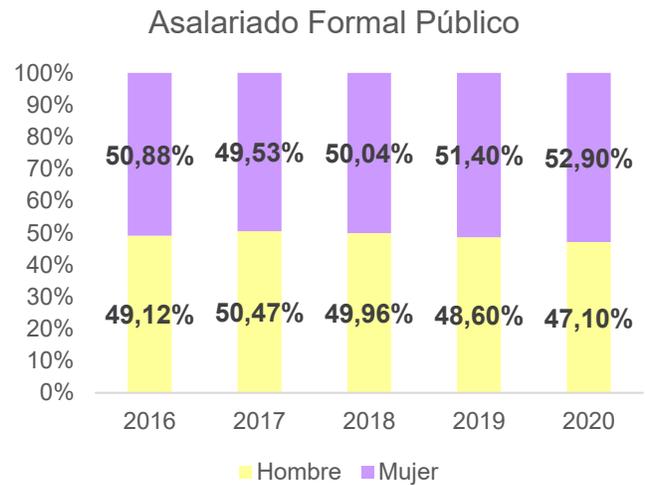
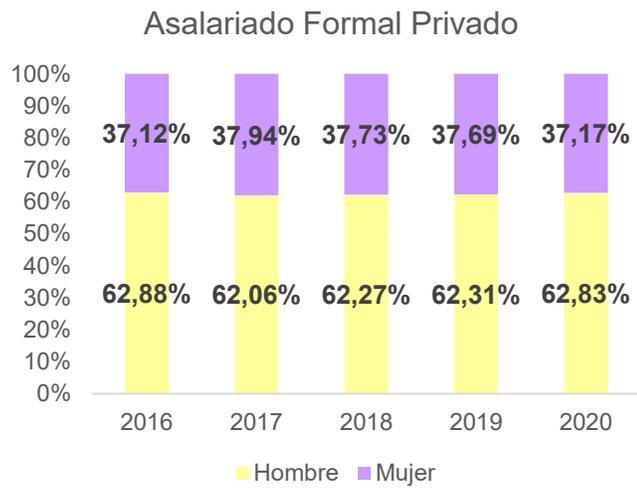
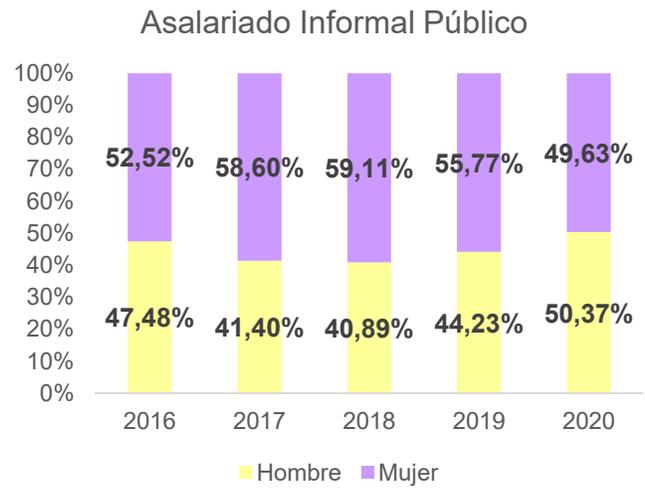
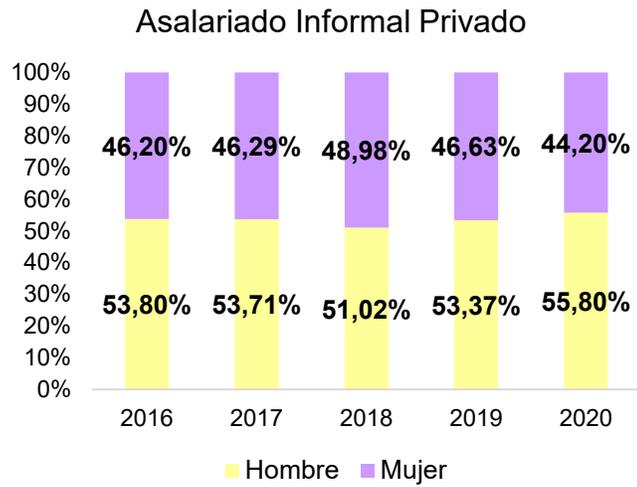
Anexo 1 - Clasificación ocupaciones

Ocupación en la base de datos	Grupos CAES que caen en la ocupación	Grupos CNO que caen en la ocupación
Admi. Pub y defensa	[8300; 8403], 83, 84	00001, 01001, 02001, 03001, [48000;49400]
Agro, pesca y silvi	[100; 300], 1, ,2, 3, 8102	[60000; 65400]
Alq Transp	7701, 7702, 77	
Automotriz	29, 2900	
Aux Financieras	6600, 66	
AyB + Tabaco	[1001; 1200], 10, 11, 12	
Captacion y Distrib Agua	3600, 36	
Caucho y Plastico	2201, 2202, 22	
Comercio	[4800; 4811], 48, 9503, 4806	[30000; 33400]
Conf de Cuero	1501, 1502, 15, 1400, 14	
Construccion	4000, 40	[72000; 72400]
Correo y Telecomun	5300, 53, 61, 6100	[35000; 36400]
Elec, Gas y Vapor y Aire Acon	3501, 3502, 35	[71000; 71400]
Enseñanza	8501, 8509, 85	[41000; 41400]
Esparcimiento	5900, 6000, 59, 60, [9000; 9302], [90; 93], 6300, 63	[50000; 52400]
Hot y Restaurantes	5500, 5601, 5602, 55, 56	[53000; 54400]
I+D	7200, 72	
Impresion	1800, 18, 5800, 58	
Inmobiliarios	6800, 68	
Inst Medicos	2604	
Intermed Financ	6400, 64	[20000; 20400]
Mad mueb y Otros	1600, 16, 3100, 31, 3200, 32	[80000; 80400]
Maq Oficina	2601, 2602, 26	
Maq y Apar Electricos	2701, 2709, 27	
Metales	24, 2500, 25, 2800, 28, 3300, 33	
Minerales NO metalicos	2301, 2309, 23	
Mineria	[500; 900], [5; 9]	[70000; 70400]
Papel	1700, 17, 2701	

Prod. Quim	[2001; 2100], 20, 21	
Radio y TV	2603, 2602, 2601, 9502	
Refinado de Petroleo	1901, 1902, 19, 2009	
Residuos y Saneam	3700, 37, 3800, 38, 3900, 39	
Scio Dom	9700, 9800, 97, 98	[55000; 57400]
Scios Extraterrit	9900, 99, 9999	
Scios Informaticos	6200, 62, 9501	[81000; 89999]
SciosAsoc NCP	[9401; 9409], 94	
SciosEmpr NCP	[6900; 7100], 69, 70, 71, [7300; 7400], 73, 74, [7800; 8101], 8200, [78; 82], 9501, 95	[11000; 11400], [42000; 47400], [90000; 92400], [10000; 10400], 04001, 05001, 05002, 06001, 06002, [82000; 82400]
SciosNCP	[9601; 9609], 96	
SciosTransp	5201, 5202, 52, 7900	
Seguros y Pens	6500, 65	
SS y Salud	7500, 75, [8600; 8800], [86; 88]	[40000; 40400], [58000; 58400]
Textiles	1300, 13	
Trans Terrest	[4901; 4909], 49	[34000; 34400]
Transp Acuat	5000, 50	
Transp Aereos	5100, 51	
Transp NCP	30, 3001, 3002, 3003, 3009	
Vta Autos	4501, 4502, 4503, 4504, 45	

Anexo 2: proporción de ocupados por sexo, categoría ocupacional y año

Fuente: Elaboración propia en base a EPH



Anexo 3: proporción de ocupados por sexo, región y año

Fuente: Elaboración propia en base a EPH



Anexo 4 - Resultados Estimaciones QREG y SIVQR

VARIABLES	Resultados - QREG									
	QR 0.05	QR 0.10	QR 0.15	QR 0.20	QR 0.25	QR 0.30	QR 0.35	QR 0.40	QR 0.45	QR 0.50
<i>Proporción mujeres por ocupación</i>	-0.147*** (0.0116)	-0.144*** (0.00855)	-0.131*** (0.00750)	-0.122*** (0.00668)	-0.114*** (0.00607)	-0.105*** (0.00575)	-0.0952*** (0.00569)	-0.0892*** (0.00546)	-0.0787*** (0.00540)	-0.0716*** (0.00536)
<i>Sexo</i>	-0.120*** (0.00557)	-0.112*** (0.00423)	-0.105*** (0.00373)	-0.0994*** (0.00337)	-0.0953*** (0.00308)	-0.0925*** (0.00287)	-0.0923*** (0.00293)	-0.0894*** (0.00280)	-0.0887*** (0.00273)	-0.0887*** (0.00271)
<i>Asalariado formal privado</i>	1.051*** (0.00852)	0.874*** (0.00664)	0.768*** (0.00563)	0.686*** (0.00509)	0.616*** (0.00455)	0.564*** (0.00423)	0.513*** (0.00424)	0.470*** (0.00399)	0.431*** (0.00383)	0.394*** (0.00390)
<i>Asalariado informal privado</i>	0.396*** (0.0102)	0.304*** (0.00765)	0.240*** (0.00654)	0.192*** (0.00579)	0.145*** (0.00512)	0.113*** (0.00488)	0.0804*** (0.00477)	0.0561*** (0.00453)	0.0330*** (0.00441)	0.0107** (0.00438)
<i>Asalariado formal público</i>	1.264*** (0.00911)	1.079*** (0.00706)	0.973*** (0.00608)	0.890*** (0.00544)	0.821*** (0.00492)	0.770*** (0.00460)	0.719*** (0.00458)	0.677*** (0.00437)	0.639*** (0.00424)	0.603*** (0.00424)
<i>Asalariado informal público</i>	0.640*** (0.0188)	0.516*** (0.0111)	0.439*** (0.0124)	0.386*** (0.0103)	0.338*** (0.00949)	0.299*** (0.00900)	0.276*** (0.00953)	0.245*** (0.00850)	0.228*** (0.00868)	0.202*** (0.00779)
<i>edad</i>	0.0315*** (0.00150)	0.0295*** (0.00114)	0.0285*** (0.00101)	0.0276*** (0.000861)	0.0269*** (0.000808)	0.0259*** (0.000766)	0.0259*** (0.000748)	0.0258*** (0.000722)	0.0255*** (0.000702)	0.0255*** (0.000706)
<i>edad²</i>	-0.000295*** (1.85e-05)	-0.000268*** (1.39e-05)	-0.000253*** (1.23e-05)	-0.000240*** (1.05e-05)	-0.000231*** (9.85e-06)	-0.000217*** (9.44e-06)	-0.000215*** (9.13e-06)	-0.000213*** (8.85e-06)	-0.000208*** (8.64e-06)	-0.000206*** (8.70e-06)
<i>Primaria incompleta y ed. especial</i>	0.219*** (0.0441)	0.227*** (0.0221)	0.232*** (0.0527)	0.145*** (0.0319)	0.118*** (0.0318)	0.107*** (0.0392)	0.107*** (0.0204)	0.105*** (0.0246)	0.0883*** (0.0264)	0.101*** (0.0188)
<i>Primaria completa</i>	0.429*** (0.0407)	0.381*** (0.0177)	0.369*** (0.0517)	0.280*** (0.0309)	0.246*** (0.0309)	0.231*** (0.0386)	0.223*** (0.0188)	0.215*** (0.0235)	0.194*** (0.0255)	0.202*** (0.0174)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.481*** (0.0405)	0.435*** (0.0175)	0.425*** (0.0517)	0.340*** (0.0308)	0.306*** (0.0309)	0.292*** (0.0386)	0.287*** (0.0187)	0.276*** (0.0235)	0.254*** (0.0255)	0.261*** (0.0173)
<i>Secundaria completa</i>	0.627*** (0.0402)	0.567*** (0.0173)	0.551*** (0.0516)	0.459*** (0.0308)	0.423*** (0.0308)	0.407*** (0.0385)	0.399*** (0.0186)	0.389*** (0.0235)	0.368*** (0.0254)	0.374*** (0.0172)
<i>Superior universitaria incompleta</i>	0.733*** (0.0405)	0.676*** (0.0179)	0.662*** (0.0517)	0.574*** (0.0309)	0.543*** (0.0310)	0.530*** (0.0386)	0.526*** (0.0189)	0.519*** (0.0236)	0.498*** (0.0256)	0.508*** (0.0174)
<i>Superior universitaria completa</i>	0.927*** (0.0404)	0.876*** (0.0175)	0.872*** (0.0517)	0.789*** (0.0309)	0.761*** (0.0309)	0.752*** (0.0386)	0.754*** (0.0188)	0.751*** (0.0235)	0.737*** (0.0255)	0.751*** (0.0173)
<i>Noroeste</i>	-0.0410*** (0.00835)	-0.0760*** (0.00630)	-0.0899*** (0.00540)	-0.103*** (0.00476)	-0.113*** (0.00438)	-0.118*** (0.00438)	-0.124*** (0.00432)	-0.130*** (0.00399)	-0.136*** (0.00395)	-0.139*** (0.00385)
<i>Noreste</i>	-0.144*** (0.00967)	-0.155*** (0.00764)	-0.159*** (0.00670)	-0.159*** (0.00615)	-0.161*** (0.00545)	-0.167*** (0.00521)	-0.168*** (0.00522)	-0.173*** (0.00495)	-0.177*** (0.00481)	-0.180*** (0.00480)
<i>Cuyo</i>	0.0281*** (0.00944)	0.00531 (0.00754)	-0.00211 (0.00671)	-0.0124** (0.00583)	-0.0163*** (0.00509)	-0.0283*** (0.00475)	-0.0337*** (0.00492)	-0.0374*** (0.00484)	-0.0440*** (0.00456)	-0.0484*** (0.00446)
<i>Pampeana</i>	0.0422*** (0.00819)	0.0143** (0.00613)	0.000191 (0.00521)	-0.0135*** (0.00454)	-0.0228*** (0.00424)	-0.0320*** (0.00412)	-0.0372*** (0.00411)	-0.0469*** (0.00390)	-0.0529*** (0.00381)	-0.0581*** (0.00370)

<i>Patagónica</i>	0.205*** (0.00925)	0.173*** (0.00656)	0.161*** (0.00589)	0.153*** (0.00535)	0.145*** (0.00503)	0.140*** (0.00476)	0.140*** (0.00471)	0.138*** (0.00453)	0.136*** (0.00438)	0.131*** (0.00430)
<i>año 2017</i>	0.0593*** (0.00740)	0.0664*** (0.00551)	0.0719*** (0.00490)	0.0688*** (0.00431)	0.0667*** (0.00417)	0.0638*** (0.00386)	0.0605*** (0.00380)	0.0581*** (0.00360)	0.0578*** (0.00359)	0.0585*** (0.00361)
<i>año 2018</i>	0.0239*** (0.00713)	0.0191*** (0.00541)	0.0200*** (0.00490)	0.0199*** (0.00432)	0.0179*** (0.00416)	0.0158*** (0.00393)	0.0135*** (0.00376)	0.00969*** (0.00360)	0.0109*** (0.00356)	0.0108*** (0.00357)
<i>año 2019</i>	-0.129*** (0.00705)	-0.131*** (0.00549)	-0.128*** (0.00485)	-0.129*** (0.00433)	-0.128*** (0.00410)	-0.133*** (0.00385)	-0.135*** (0.00388)	-0.137*** (0.00356)	-0.136*** (0.00353)	-0.138*** (0.00355)
<i>año 2020</i>	-0.230*** (0.00923)	-0.219*** (0.00642)	-0.212*** (0.00599)	-0.209*** (0.00551)	-0.208*** (0.00493)	-0.208*** (0.00473)	-0.207*** (0.00453)	-0.208*** (0.00447)	-0.205*** (0.00448)	-0.204*** (0.00436)
<i>constante</i>	-6.285*** (0.0501)	-5.835*** (0.0288)	-5.597*** (0.0554)	-5.329*** (0.0354)	-5.142*** (0.0349)	-4.997*** (0.0415)	-4.890*** (0.0240)	-4.783*** (0.0276)	-4.673*** (0.0290)	-4.599*** (0.0223)
<i>observaciones</i>	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192

Errores estándar entre parentesis
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

VARIABLES	QR 0.55	QR 0.60	QR 0.65	QR 0.70	QR 0.75	QR 0.80	QR 0.85	QR 0.90	QR 0.95
<i>Proporción mujeres por ocupación</i>	-0.0627*** (0.00532)	-0.0543*** (0.00531)	-0.0476*** (0.00530)	-0.0368*** (0.00561)	-0.0337*** (0.00584)	-0.0291*** (0.00606)	-0.0300*** (0.00673)	-0.0340*** (0.00797)	-0.0464*** (0.0115)
<i>Sexo</i>	-0.0869*** (0.00273)	-0.0850*** (0.00270)	-0.0843*** (0.00274)	-0.0852*** (0.00291)	-0.0827*** (0.00304)	-0.0840*** (0.00320)	-0.0846*** (0.00365)	-0.0835*** (0.00422)	-0.0807*** (0.00597)
<i>Asalariado formal privado</i>	0.357*** (0.00389)	0.319*** (0.00368)	0.284*** (0.00375)	0.249*** (0.00402)	0.212*** (0.00414)	0.164*** (0.00437)	0.116*** (0.00496)	0.0461*** (0.00556)	-0.0628*** (0.00807)
<i>Asalariado informal privado</i>	-0.0145*** (0.00432)	-0.0380*** (0.00426)	-0.0600*** (0.00417)	-0.0860*** (0.00446)	-0.111*** (0.00462)	-0.143*** (0.00484)	-0.172*** (0.00550)	-0.215*** (0.00630)	-0.264*** (0.00925)
<i>Asalariado formal público</i>	0.564*** (0.00421)	0.527*** (0.00408)	0.491*** (0.00411)	0.454*** (0.00439)	0.416*** (0.00455)	0.370*** (0.00486)	0.326*** (0.00559)	0.265*** (0.00627)	0.162*** (0.00908)
<i>Asalariado informal público</i>	0.176*** (0.00824)	0.149*** (0.00758)	0.128*** (0.00795)	0.100*** (0.00786)	0.0697*** (0.00850)	0.0308*** (0.00828)	-0.00805 (0.00862)	-0.0604*** (0.0102)	-0.127*** (0.0157)
<i>edad</i>	0.0250*** (0.000693)	0.0243*** (0.000686)	0.0242*** (0.000692)	0.0233*** (0.000747)	0.0225*** (0.000762)	0.0223*** (0.000803)	0.0217*** (0.000911)	0.0212*** (0.00109)	0.0202*** (0.00154)
<i>edad²</i>	-0.000197*** (8.50e-06)	-0.000187*** (8.43e-06)	-0.000184*** (8.50e-06)	-0.000171*** (9.22e-06)	-0.000156*** (9.35e-06)	-0.000152*** (9.88e-06)	-0.000141*** (1.11e-05)	-0.000131*** (1.35e-05)	-0.000103*** (1.90e-05)
<i>Primaria incompleta y ed. especial</i>	0.0969*** (0.0268)	0.0721** (0.0283)	0.0587* (0.0355)	0.0627*** (0.0231)	0.0390 (0.0393)	0.00377 (0.0324)	-0.0120 (0.0264)	-0.00746 (0.0291)	-0.0586 (0.0929)
<i>Primaria completa</i>	0.187*** (0.0260)	0.157*** (0.0277)	0.141*** (0.0349)	0.133*** (0.0221)	0.104*** (0.0388)	0.0629** (0.0317)	0.0420* (0.0252)	0.0415 (0.0278)	-0.0239 (0.0919)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.250*** (0.0259)	0.218*** (0.0277)	0.205*** (0.0349)	0.200*** (0.0221)	0.173*** (0.0387)	0.140*** (0.0317)	0.126*** (0.0252)	0.131*** (0.0279)	0.0783 (0.0918)
<i>Secundaria completa</i>	0.359*** (0.0259)	0.329*** (0.0276)	0.315*** (0.0348)	0.310*** (0.0220)	0.285*** (0.0387)	0.251*** (0.0317)	0.242*** (0.0251)	0.247*** (0.0277)	0.200** (0.0917)

<i>Superior universitaria incompleta</i>	0.499*** (0.0260)	0.474*** (0.0277)	0.463*** (0.0349)	0.464*** (0.0222)	0.446*** (0.0388)	0.419*** (0.0318)	0.420*** (0.0254)	0.444*** (0.0280)	0.424*** (0.0919)
<i>Superior universitaria completa</i>	0.747*** (0.0260)	0.731*** (0.0277)	0.724*** (0.0349)	0.728*** (0.0221)	0.714*** (0.0388)	0.692*** (0.0318)	0.699*** (0.0253)	0.727*** (0.0279)	0.704*** (0.0918)
<i>Noroeste</i>	-0.142*** (0.00391)	-0.149*** (0.00396)	-0.156*** (0.00388)	-0.164*** (0.00420)	-0.168*** (0.00432)	-0.173*** (0.00454)	-0.180*** (0.00541)	-0.194*** (0.00596)	-0.217*** (0.00867)
<i>Noreste</i>	-0.182*** (0.00467)	-0.187*** (0.00473)	-0.192*** (0.00481)	-0.197*** (0.00496)	-0.204*** (0.00508)	-0.208*** (0.00548)	-0.215*** (0.00669)	-0.224*** (0.00727)	-0.257*** (0.0106)
<i>Cuyo</i>	-0.0520*** (0.00458)	-0.0593*** (0.00459)	-0.0665*** (0.00441)	-0.0788*** (0.00480)	-0.0868*** (0.00495)	-0.0951*** (0.00547)	-0.109*** (0.00582)	-0.132*** (0.00708)	-0.173*** (0.0101)
<i>Pampeana</i>	-0.0626*** (0.00380)	-0.0700*** (0.00390)	-0.0757*** (0.00379)	-0.0847*** (0.00398)	-0.0911*** (0.00413)	-0.0987*** (0.00438)	-0.107*** (0.00517)	-0.122*** (0.00579)	-0.148*** (0.00865)
<i>Patagónica</i>	0.133*** (0.00441)	0.130*** (0.00457)	0.133*** (0.00472)	0.135*** (0.00492)	0.140*** (0.00501)	0.141*** (0.00526)	0.142*** (0.00625)	0.141*** (0.00672)	0.116*** (0.00985)
<i>año 2017</i>	0.0585*** (0.00344)	0.0593*** (0.00347)	0.0611*** (0.00357)	0.0619*** (0.00386)	0.0632*** (0.00406)	0.0611*** (0.00399)	0.0625*** (0.00456)	0.0602*** (0.00541)	0.0558*** (0.00723)
<i>año 2018</i>	0.0104*** (0.00341)	0.0106*** (0.00349)	0.0101*** (0.00352)	0.0114*** (0.00377)	0.0111*** (0.00396)	0.00907** (0.00413)	0.0104** (0.00445)	0.00740 (0.00531)	0.00789 (0.00753)
<i>año 2019</i>	-0.139*** (0.00336)	-0.139*** (0.00346)	-0.139*** (0.00342)	-0.140*** (0.00373)	-0.139*** (0.00391)	-0.142*** (0.00404)	-0.139*** (0.00463)	-0.137*** (0.00525)	-0.131*** (0.00743)
<i>año 2020</i>	-0.201*** (0.00430)	-0.200*** (0.00438)	-0.196*** (0.00426)	-0.190*** (0.00465)	-0.188*** (0.00476)	-0.183*** (0.00532)	-0.172*** (0.00588)	-0.152*** (0.00733)	-0.113*** (0.0104)
<i>constante</i>	-4.495*** (0.0294)	-4.371*** (0.0308)	-4.271*** (0.0375)	-4.165*** (0.0266)	-4.033*** (0.0416)	-3.883*** (0.0355)	-3.736*** (0.0312)	-3.557*** (0.0352)	-3.221*** (0.0967)
<i>observaciones</i>	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192
<i>Errores estándar entre parentesis</i>									
<i>*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1</i>									

Resultados - SIVQR

VARIABLES	SIVQR 0.05	SIVQR 0.10	SIVQR 0.15	SIVQR 0.20	SIVQR 0.25	SIVQR 0.30	SIVQR 0.35	SIVQR 0.40	SIVQR 0.45	SIVQR 0.50
<i>Proporción mujeres por ocupación</i>	-0.125*** (0.0102)	-0.120*** (0.0116)	-0.110*** (0.00857)	-0.100*** (0.00803)	-0.0912*** (0.00726)	-0.0827*** (0.00520)	-0.0735*** (0.00456)	-0.0654*** (0.00460)	-0.0559*** (0.00423)	-0.0477*** (0.00556)
<i>Sexo</i>	-0.126*** (0.00463)	-0.118*** (0.00516)	-0.112*** (0.00451)	-0.105*** (0.00419)	-0.101*** (0.00343)	-0.0983*** (0.00415)	-0.0982*** (0.00415)	-0.0959*** (0.00437)	-0.0943*** (0.00427)	-0.0941*** (0.00445)
<i>Asalariado formal privado</i>	1.050*** (0.0102)	0.871*** (0.00802)	0.764*** (0.00555)	0.683*** (0.00601)	0.614*** (0.00589)	0.562*** (0.00618)	0.512*** (0.00461)	0.468*** (0.00371)	0.429*** (0.00409)	0.393*** (0.00461)

<i>Asalariado informal privado</i>	0.395***	0.302***	0.238***	0.190***	0.143***	0.110***	0.0788***	0.0525***	0.0299***	0.00763**
	(0.00903)	(0.00842)	(0.00678)	(0.00793)	(0.00600)	(0.00509)	(0.00425)	(0.00360)	(0.00414)	(0.00327)
<i>Asalariado formal público</i>	1.259***	1.076***	0.969***	0.885***	0.817***	0.766***	0.716***	0.673***	0.635***	0.599***
	(0.0117)	(0.00790)	(0.00740)	(0.00823)	(0.00711)	(0.00678)	(0.00579)	(0.00608)	(0.00506)	(0.00482)
<i>Asalariado informal público</i>	0.639***	0.512***	0.436***	0.384***	0.334***	0.299***	0.274***	0.245***	0.225***	0.200***
	(0.0173)	(0.00902)	(0.0126)	(0.0119)	(0.0145)	(0.0111)	(0.00745)	(0.00727)	(0.00397)	(0.00532)
<i>edad</i>	0.0316***	0.0295***	0.0285***	0.0275***	0.0267***	0.0260***	0.0257***	0.0255***	0.0254***	0.0254***
	(0.00134)	(0.00156)	(0.00164)	(0.00135)	(0.00114)	(0.000944)	(0.000943)	(0.000926)	(0.000779)	(0.000800)
<i>edad²</i>	-0.000296***	-0.000268***	-0.000253***	-0.000239***	-0.000230***	-0.000219***	-0.000213***	-0.000210***	-0.000207***	-0.000204***
	(1.41e-05)	(1.90e-05)	(2.01e-05)	(1.73e-05)	(1.46e-05)	(1.29e-05)	(1.21e-05)	(1.10e-05)	(9.63e-06)	(9.31e-06)
<i>Primaria incompleta y ed. especial</i>	0.227***	0.234***	0.229***	0.138***	0.122***	0.107***	0.108***	0.106***	0.0914***	0.0982***
	(0.0611)	(0.0602)	(0.0573)	(0.0484)	(0.0423)	(0.0388)	(0.0231)	(0.0225)	(0.0184)	(0.0213)
<i>Primaria completa</i>	0.435***	0.387***	0.367***	0.272***	0.248***	0.230***	0.223***	0.216***	0.197***	0.198***
	(0.0639)	(0.0527)	(0.0549)	(0.0445)	(0.0390)	(0.0358)	(0.0228)	(0.0166)	(0.0194)	(0.0142)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.486***	0.442***	0.425***	0.332***	0.309***	0.292***	0.286***	0.277***	0.257***	0.258***
	(0.0584)	(0.0605)	(0.0663)	(0.0516)	(0.0399)	(0.0340)	(0.0202)	(0.0161)	(0.0177)	(0.0157)
<i>Secundaria completa</i>	0.630***	0.574***	0.550***	0.452***	0.425***	0.406***	0.398***	0.390***	0.371***	0.370***
	(0.0560)	(0.0554)	(0.0597)	(0.0474)	(0.0349)	(0.0304)	(0.0204)	(0.0170)	(0.0185)	(0.0146)
<i>Superior universitaria incompleta</i>	0.736***	0.682***	0.662***	0.568***	0.545***	0.529***	0.524***	0.519***	0.501***	0.505***
	(0.0531)	(0.0528)	(0.0608)	(0.0492)	(0.0395)	(0.0364)	(0.0212)	(0.0200)	(0.0243)	(0.0180)
<i>Superior universitaria completa</i>	0.931***	0.883***	0.871***	0.781***	0.763***	0.750***	0.752***	0.752***	0.739***	0.746***
	(0.0541)	(0.0532)	(0.0622)	(0.0501)	(0.0420)	(0.0370)	(0.0213)	(0.0172)	(0.0208)	(0.0147)
<i>Noroeste</i>	-0.0414***	-0.0755***	-0.0918***	-0.103***	-0.113***	-0.119***	-0.124***	-0.130***	-0.136***	-0.139***
	(0.00526)	(0.00527)	(0.00406)	(0.00402)	(0.00185)	(0.00341)	(0.00336)	(0.00341)	(0.00419)	(0.00375)
<i>Noreste</i>	-0.144***	-0.158***	-0.160***	-0.159***	-0.161***	-0.168***	-0.169***	-0.173***	-0.177***	-0.180***
	(0.0106)	(0.00543)	(0.00520)	(0.00434)	(0.00457)	(0.00378)	(0.00267)	(0.00330)	(0.00421)	(0.00376)
<i>Cuyo</i>	0.0296**	0.00538	-0.00394	-0.0110**	-0.0171***	-0.0278***	-0.0339***	-0.0380***	-0.0432***	-0.0480***
	(0.0136)	(0.00945)	(0.00558)	(0.00527)	(0.00616)	(0.00591)	(0.00455)	(0.00452)	(0.00318)	(0.00348)
<i>Pampeana</i>	0.0428***	0.0144**	-0.00154	-0.0130***	-0.0227***	-0.0324***	-0.0386***	-0.0466***	-0.0530***	-0.0581***
	(0.00784)	(0.00697)	(0.00641)	(0.00429)	(0.00419)	(0.00385)	(0.00344)	(0.00451)	(0.00500)	(0.00435)
<i>Patagónica</i>	0.206***	0.173***	0.160***	0.153***	0.146***	0.140***	0.139***	0.138***	0.135***	0.133***
	(0.00545)	(0.00652)	(0.00555)	(0.00499)	(0.00449)	(0.00469)	(0.00468)	(0.00339)	(0.00283)	(0.00421)
<i>año 2017</i>	0.0582***	0.0672***	0.0712***	0.0681***	0.0672***	0.0643***	0.0604***	0.0588***	0.0582***	0.0582***
	(0.00620)	(0.00676)	(0.00800)	(0.00679)	(0.00588)	(0.00403)	(0.00420)	(0.00401)	(0.00368)	(0.00343)
<i>año 2018</i>	0.0217***	0.0206***	0.0194***	0.0192***	0.0177***	0.0155***	0.0129***	0.0112***	0.0109***	0.0102**
	(0.00445)	(0.00658)	(0.00631)	(0.00623)	(0.00580)	(0.00527)	(0.00451)	(0.00285)	(0.00318)	(0.00426)

<i>año 2019</i>	-0.131*** (0.0101)	-0.130*** (0.00490)	-0.129*** (0.00607)	-0.128*** (0.00447)	-0.128*** (0.00375)	-0.132*** (0.00347)	-0.135*** (0.00305)	-0.136*** (0.00230)	-0.137*** (0.00271)	-0.138*** (0.00226)
<i>año 2020</i>	-0.230*** (0.00844)	-0.218*** (0.00633)	-0.212*** (0.00601)	-0.209*** (0.00516)	-0.206*** (0.00529)	-0.206*** (0.00429)	-0.208*** (0.00352)	-0.207*** (0.00439)	-0.205*** (0.00495)	-0.204*** (0.00501)
<i>constante</i>	-6.295*** (0.0617)	-5.850*** (0.0605)	-5.598*** (0.0570)	-5.323*** (0.0407)	-5.146*** (0.0450)	-5.002*** (0.0385)	-4.888*** (0.0214)	-4.783*** (0.0206)	-4.678*** (0.0265)	-4.597*** (0.0171)
<i>observaciones</i>	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192

Errores estándar entre parentesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VARIABLES	SIVQR 0.55	SIVQR 0.60	SIVQR 0.65	SIVQR 0.70	SIVQR 0.75	SIVQR 0.80	SIVQR 0.85	SIVQR 0.90	SIVQR 0.95
<i>Proporción mujeres por ocupación</i>	-0.0385*** (0.00652)	-0.0299*** (0.00730)	-0.0222*** (0.00583)	-0.0138** (0.00547)	-0.00868 (0.00580)	-0.00617 (0.00728)	-0.00640 (0.00916)	-0.0105 (0.00732)	-0.0174 (0.0131)
<i>Sexo</i>	-0.0929*** (0.00494)	-0.0915*** (0.00411)	-0.0909*** (0.00402)	-0.0912*** (0.00407)	-0.0900*** (0.00332)	-0.0903*** (0.00334)	-0.0912*** (0.00392)	-0.0901*** (0.00412)	-0.0887*** (0.00578)
<i>Asalariado formal privado</i>	0.355*** (0.00412)	0.317*** (0.00377)	0.283*** (0.00444)	0.249*** (0.00423)	0.211*** (0.00462)	0.164*** (0.00724)	0.115*** (0.00629)	0.0455*** (0.00623)	-0.0636*** (0.0131)
<i>Asalariado informal privado</i>	-0.0173*** (0.00390)	-0.0412*** (0.00442)	-0.0633*** (0.00510)	-0.0880*** (0.00300)	-0.115*** (0.00368)	-0.146*** (0.00472)	-0.177*** (0.00448)	-0.219*** (0.00691)	-0.270*** (0.0113)
<i>Asalariado formal público</i>	0.561*** (0.00598)	0.523*** (0.00519)	0.488*** (0.00569)	0.452*** (0.00610)	0.412*** (0.00476)	0.368*** (0.00696)	0.322*** (0.00703)	0.261*** (0.00551)	0.162*** (0.0116)
<i>Asalariado informal público</i>	0.173*** (0.00750)	0.147*** (0.00673)	0.126*** (0.00497)	0.1000*** (0.00548)	0.0664*** (0.00770)	0.0298*** (0.00638)	-0.00891 (0.00676)	-0.0612*** (0.00700)	-0.127*** (0.0203)
<i>edad</i>	0.0248*** (0.000625)	0.0243*** (0.000596)	0.0241*** (0.000652)	0.0234*** (0.000620)	0.0224*** (0.000780)	0.0223*** (0.000952)	0.0219*** (0.000975)	0.0212*** (0.00135)	0.0203*** (0.00146)
<i>edad²</i>	-0.000196*** (7.49e-06)	-0.000187*** (5.63e-06)	-0.000183*** (6.70e-06)	-0.000172*** (7.72e-06)	-0.000156*** (8.41e-06)	-0.000152*** (1.02e-05)	-0.000143*** (1.18e-05)	-0.000131*** (1.79e-05)	-0.000105*** (2.02e-05)
<i>Primaria incompleta y ed. especial</i>	0.0967*** (0.0271)	0.0775*** (0.0238)	0.0647** (0.0274)	0.0616** (0.0269)	0.0423 (0.0316)	0.00799 (0.0179)	-0.0112 (0.0254)	-0.0151 (0.0308)	-0.0662 (0.0435)
<i>Primaria completa</i>	0.187*** (0.0214)	0.162*** (0.0177)	0.144*** (0.0239)	0.131*** (0.0216)	0.107*** (0.0263)	0.0685*** (0.0258)	0.0438* (0.0249)	0.0330 (0.0282)	-0.0331 (0.0550)
<i>Secundaria incompleta</i>	0.249*** (0.0206)	0.224*** (0.0177)	0.209*** (0.0229)	0.199*** (0.0214)	0.177*** (0.0279)	0.145*** (0.0255)	0.127*** (0.0254)	0.123*** (0.0285)	0.0684 (0.0588)
<i>Secundaria completa</i>	0.358***	0.334***	0.318***	0.309***	0.288***	0.256***	0.243***	0.239***	0.190***

	(0.0217)	(0.0174)	(0.0231)	(0.0216)	(0.0251)	(0.0284)	(0.0255)	(0.0279)	(0.0555)
<i>Superior universitaria incompleta</i>	0.498***	0.478***	0.467***	0.462***	0.448***	0.424***	0.421***	0.435***	0.415***
	(0.0238)	(0.0187)	(0.0223)	(0.0214)	(0.0266)	(0.0258)	(0.0255)	(0.0250)	(0.0535)
<i>Superior universitaria completa</i>	0.745***	0.733***	0.726***	0.725***	0.716***	0.696***	0.697***	0.717***	0.692***
	(0.0195)	(0.0163)	(0.0220)	(0.0235)	(0.0304)	(0.0260)	(0.0241)	(0.0267)	(0.0542)
<i>Noroeste</i>	-0.143***	-0.149***	-0.156***	-0.163***	-0.167***	-0.173***	-0.180***	-0.193***	-0.219***
	(0.00378)	(0.00501)	(0.00437)	(0.00369)	(0.00344)	(0.00386)	(0.00523)	(0.00503)	(0.00555)
<i>Noreste</i>	-0.182***	-0.188***	-0.192***	-0.198***	-0.203***	-0.208***	-0.214***	-0.226***	-0.259***
	(0.00296)	(0.00453)	(0.00559)	(0.00423)	(0.00438)	(0.00560)	(0.00650)	(0.00592)	(0.00966)
<i>Cuyo</i>	-0.0529***	-0.0598***	-0.0677***	-0.0787***	-0.0863***	-0.0954***	-0.109***	-0.131***	-0.174***
	(0.00322)	(0.00419)	(0.00489)	(0.00540)	(0.00491)	(0.00495)	(0.00560)	(0.00580)	(0.00881)
<i>Pampeana</i>	-0.0629***	-0.0695***	-0.0761***	-0.0844***	-0.0905***	-0.0985***	-0.108***	-0.122***	-0.150***
	(0.00358)	(0.00396)	(0.00284)	(0.00264)	(0.00384)	(0.00379)	(0.00462)	(0.00287)	(0.0116)
<i>Patagónica</i>	0.132***	0.131***	0.133***	0.136***	0.141***	0.143***	0.143***	0.142***	0.117***
	(0.00442)	(0.00436)	(0.00320)	(0.00337)	(0.00418)	(0.00478)	(0.00741)	(0.00702)	(0.00913)
<i>año 2017</i>	0.0588***	0.0601***	0.0606***	0.0628***	0.0637***	0.0620***	0.0618***	0.0602***	0.0560***
	(0.00413)	(0.00405)	(0.00334)	(0.00360)	(0.00340)	(0.00319)	(0.00441)	(0.00546)	(0.00782)
<i>año 2018</i>	0.0108**	0.0109***	0.0103**	0.0120**	0.0116**	0.0102**	0.0104**	0.00753	0.00751
	(0.00428)	(0.00352)	(0.00462)	(0.00504)	(0.00455)	(0.00408)	(0.00438)	(0.00548)	(0.0106)
<i>año 2019</i>	-0.139***	-0.138***	-0.139***	-0.139***	-0.138***	-0.141***	-0.139***	-0.138***	-0.131***
	(0.00249)	(0.00284)	(0.00248)	(0.00339)	(0.00333)	(0.00434)	(0.00351)	(0.00551)	(0.00691)
<i>año 2020</i>	-0.201***	-0.199***	-0.196***	-0.190***	-0.187***	-0.183***	-0.173***	-0.153***	-0.112***
	(0.00442)	(0.00441)	(0.00435)	(0.00478)	(0.00457)	(0.00517)	(0.00444)	(0.00439)	(0.0105)
<i>constante</i>	-4.496***	-4.379***	-4.277***	-4.171***	-4.040***	-3.893***	-3.742***	-3.551***	-3.214***
	(0.0223)	(0.0265)	(0.0314)	(0.0167)	(0.0375)	(0.0349)	(0.0432)	(0.0534)	(0.0571)
<i>observaciones</i>	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192	275,192
<i>Errores estándar entre parentesis</i>									
*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$									