

Capítulo III

Metodología

El presente trabajo, trata de estimar el diferencial salarial sindical para el caso de México.

Las metodologías a utilizar en la estimación del modelo consisten en lo siguiente¹:

- Utilizar un corte transversal y estimarlo mediante OLS
- Utilizar un corte transversal y estimarlo mediante el método de variables instrumentales.
- Utilizar un corte transversal y estimarlo mediante el método de Switching model.

La utilización de las últimas dos metodologías, se justifica, porque existen dos problemas en la estimación de los parámetros: Primero, la endogeneidad de la variable dummy de afiliación sindical que se espera sea corregida mediante las variables instrumentales². Segundo, la existencia de un proceso selección muestral, tal que la distribución de individuos que conformen el sindicato no se realiza de manera aleatoria, el cual se espera sea considerada por el método de switching model.

III.1. Diferencial salarial sindical utilizando un corte transversal

¹ Como se ha mencionado en la introducción, el objetivo principal de este trabajo consiste en estimar el diferencial salarial inducido por los sindicatos.

² La endogeneidad según Wooldridge (1999), es resultado de la violación del supuesto de media condicional cero. Tal violación al supuesto puede surgir por cuatro distintas fuentes: Por mala especificación del modelo, omisión de variables, error de medida en alguna variable independiente, y por último por simultaneidad.

De acuerdo con Farber (2001) existen dos formas mediante las cuales, los sindicatos pueden afectar el salario de sus afiliados: La primera es directa y tiene que ver con la forma en que se fijan los salarios de los trabajadores, a través de la negociación colectiva. La segunda tiene que ver con el cambio de la distribución de los salarios, ya que los sindicatos al incrementar el salario de sus afiliados, desplazan mano de obra al sector no sindicalizado lo que provoca una disminución en los salarios del sector no organizado.

Para ser más específico, Farber (2001) define el efecto que los sindicatos provocan en los trabajadores agremiados y no agremiados de la siguiente forma:

$$\Delta u = \frac{W_u - W_o}{W_o}$$

y

$$\Delta n = \frac{W_n - W_o}{W_o}$$

Donde: W_u : Salario que reciben los trabajadores del sector sindicalizado.

W_n : Salario que reciben los trabajadores del sector no sindicalizado.

W_o : Salario que prevalecería en la economía en ausencia de los sindicatos.

Debido a que W_o no es observable, no es posible estimar alguno de los dos efectos, entonces se debe buscar una forma alternativa de cuantificar el diferencial. El

diferencial salarial entre los dos sectores, llamado la brecha salarial sindical se define de la siguiente forma:

$$\Delta = \frac{W_u - W_n}{W_n}$$

Además de que su estimación es posible, está relacionado con los efectos salariales sindicales de los dos sectores a través de la siguiente ecuación:

$$1 + \Delta = \frac{1 + \Delta_u}{1 + \Delta_n}$$

Farber (2001) considera que si todos los diferenciales son pequeños, es decir menores a .25, la expresión puede aproximarse de la siguiente forma:

$$\Delta \approx \Delta_u - \Delta_n$$

La última relación expresa que la brecha salarial sindical, es aproximadamente igual a la diferencia en los efectos proporcionales de los sindicatos en los salarios de los afiliados y de los no afiliados.

El diferencial salarial sindical, puede aproximarse por la diferencia en los logaritmos de los salarios, de la forma siguiente:

$$\Delta \approx \ln(W_u) - \ln(W_n)$$

Esta última estimación es el objetivo de la mayoría del trabajo empírico en relación a los efectos salariales sindicales. Esta diferencia salarial refleja los efectos

directos e indirectos mencionados anteriormente. No es posible aislar estos efectos y se ha considerado a Δ como el diferencial salarial sindical.

II.1.1. Dificultades de utilizar OLS en la medición de la prima sindical

Farber (2001) argumenta que esta metodología presenta diversas complicaciones. La primera se refiere a la heterogeneidad que existe entre los trabajadores afiliados y no afiliados a un gremio; y la segunda, está relacionada con el hecho de que sólo es observable un único salario para cada uno de los trabajadores³.

Del párrafo anterior, se puede afirmar que si se estima el diferencial salarial sindical por OLS se obtienen estimadores sesgados e inconsistentes. Lo anterior se debe a dos posibles problemas: Primero, la existencia de endogeneidad de la variable de afiliación sindical, que en este caso surge por distintas clases de trabajadores que conforman el sector sindicalizado y el sector no sindicalizado. Segundo, no es posible observar el salario que un trabajador sindicalizado recibiría si se localizase en el sector no sindicalizado, y viceversa; esto último es equivalente a una selección muestral no aleatoria.

La endogeneidad de la variable de afiliación sindical, surge como consecuencia de que el trabajador toma la decisión de afiliarse o no comparando el salario que recibiría en

³ En relación a los trabajadores heterogéneos, este problema puede tratarse como la fuente de endogeneidad de los trabajadores, mientras que el observar únicamente un salario implica que hay una selección muestral. Más adelante se realizan los detalles de estos dos problemas.

el sector sindicalizado con el salario en el sector no sindicalizado. Si el salario dentro del gremio es mayor, entonces el trabajador decide afiliarse, si el salario es menor, entonces el trabajador no se afilia. Por tanto, el salario viene a determinar si el trabajador se afilia o no⁴.

En relación a los trabajadores heterogéneos, es posible mencionar dos tipos extremos de trabajadores: trabajadores de baja productividad y trabajadores de alta productividad. Esta distinción es importante de realizar, porque conduce a una posible dirección del signo del sesgo.

Siguiendo el modelo de elección del trabajador, presentado en el capítulo anterior, los trabajadores afiliados a un sindicato tenderán a ser los menos productivos, por tanto el diferencial salarial obtenido utilizando OLS, conduce a un sesgo negativo.

Si se considera el modelo de la Fila, entonces los trabajadores que predominan en la composición de los gremios, serán trabajadores de mediana a alta productividad. Con lo cual el sesgo producido por OLS será un sesgo positivo.

Sin embargo, como se ha mencionado en el capítulo anterior, el modelo de la Fila es un modelo más realista, debido a que considera la elección que toman los trabajadores al momento de elegir a sus empleados. Por tanto, el presente trabajo, considera que el diferencial salarial inducido por estar dentro de un gremio, está sobre estimado.

⁴ Este tipo de endogeneidad se conoce como simultaneidad. Véase Wooldridge (2000) capítulo 16, para un análisis más detallado.

Con respecto a los salarios, si fuera posible observar los salarios que percibirían los trabajadores en ausencia del sindicato, el cálculo de Δ sería sencillo de estimar. Blanchflower (2002) argumenta que la elección de los trabajadores por los empleos sindicalizados, se realizará sólo si el salario ofrecido por este sector es mayor que el salario que obtendría fuera del sindicato. El autor menciona que es común asumir que los trabajadores más propensos a afiliarse, son aquellos con menores capacidades para generar ingresos, en cuyo caso el proceso de selección de los trabajadores tenderá a subestimar el premio de estar agremiado. Por tanto, la afiliación sindical es endógena a los salarios y resulta en el clásico problema de sesgo de selección.

En la presencia del sesgo de selección, el valor estimado de Δ utilizando un corte transversal podría interpretarse como la diferencia promedio de los salarios entre los trabajadores afiliados y no afiliados, pero no podría interpretarse como el efecto que el sindicato produciría en el salario de sus trabajadores Farber (2001).

Blanchflower (2002) menciona los problemas que surgen de utilizar métodos alternativos para cuantificar el diferencial salarial gremial, los cuales se enuncian a continuación:

La corrección de Heckman ampliamente utilizada en Estados Unidos para corregir el problema del sesgo de selección, tanto para las ganancias como para la determinación de la afiliación sindical, asume que los errores y las ganancias tienen errores distribuidos normalmente en forma conjunta⁵. Blanchflower citando a Lewis

⁵ El término earnings, se utiliza a lo largo del presente trabajo como las ganancias obtenidas de trabajar.

(1986) argumenta que estas restricciones de exclusión no sujetas a prueba y las suposiciones arbitrarias de forma funcional, provocan que estos estudios sean poco confiables. Los estimadores de la brecha salarial utilizando ecuaciones simultáneas también producen resultados grandes e inestables.

EL uso de datos panel permite evitar los supuestos excluyentes. Si las diferencias en productividad son constantes a través del tiempo, es posible controlar tales diferencias, y estimar el diferencial salarial por el modelo de efectos fijos. Sin embargo Jakubson (1991) argumenta que utilizar el modelo de efectos fijos presenta la desventaja de que los datos panel contienen una mayor información que la que se requiere para identificar el modelo de efectos fijos. Estimadores generados con datos panel, tienen problemas de clasificación y error de medida, lo que tiende a sesgar a la baja a los estimadores.

Por otra parte Freeman y Medoff (1984) mencionan las limitantes del análisis longitudinal: Se debe limitar el análisis a personas que cambiaron de status, lo que disminuye la muestra. Si los trabajadores cambien voluntariamente para incrementar sus ingresos, el análisis longitudinal puede subestimar el efecto salarial⁶. Si los trabajadores que obtienen empleos sindicalizados son especialmente capaces, y por tanto especialmente bien pagados en un empleo no sindicalizados, y es probable que comiencen desde el inicio de la escala salarial, de los sindicatos, lo cual subestiman más

⁶ Debido a que los trabajadores dejan empleos sindicalizados por empleos no sindicalizados y viceversa. Si los salarios sindicalizados son mayores que los no sindicalizados, pocos dejarán voluntariamente sus empleos, y habrá ganancias salariales comparables a aquellas de las personas que se mueven de trabajos no sindicalizados a sindicalizados, aún cuando los sindicatos eleven los salarios

aún el ingreso que podría obtener un trabajador promedio. Por tanto se cuestiona la conveniencia de utilizar el método anterior.

Ante esto Lewis (1986), favorece el utilizar OLS como la forma más adecuada para estimar la brecha salarial. Lewis sugiere que los estimadores OLS producen un límite superior del verdadero impacto que los sindicatos ejercen sobre los salarios. Como se ha mencionado con anterioridad, tales estimadores sufren de un sesgo a la alza originado por la omisión de las variables de control correlacionadas con la variable status sindical⁷.

III.1. 2 Modelo econométrico

Farber (2001) menciona que la forma estándar de estimar la brecha salarial utilizando datos individuales es la siguiente⁸:

$$\ln W_i = \alpha + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \delta U_i + \varepsilon_i$$

⁷ El supuesto se basa, en que alguna fracción del diferencial salarial sindical, se debe al menos en una parte, a características individuales de los trabajadores, los trabajos o a los empleadores. No obstante, Wessels (1994) menciona que no necesariamente los estimadores obtenidos mediante OLS, proveen un límite superior del estimador. El argumento se basa en el poder de negociación del gremio, dado que el sindicato incrementa el salario de sus afiliados, la firma tendrá incentivos a contratar trabajadores más dispuestos a trabajar, entonces el sindicato tomará acciones para elevar los salarios. Después de negociaciones sucesivas, la firma no necesariamente contratará a trabajadores más dispuestos.

⁸ Esta metodología está basada en la utilizada por Farber (2001) y Kang (2003) para su estimación más simple. Sin embargo, en el artículo de Fang y Verma (2002) para el caso de Canadá, los autores incluyen otras variables entre las que se considera: El tamaño de la firma, la presencia de niños, entre otras. Tal información está contenida en la ENIGH 2002.

Donde: i : se refiere al i -ésimo individuo

$\ln W_i$: es el logaritmo natural del salario del i ésimo individuo

\mathbf{X}_i : es un vector de características individuales incluyendo mediciones de habilidad como educación y experiencia

U_i : es una variable dummy indicando afiliación salarial

ε_i : es un término aleatorio

α : intercepto

El parámetro δ representa la diferencia proporcional de los salarios entre los trabajadores sindicalizados y los no sindicalizados, este parámetro está ajustado para diferencias medibles en las características del trabajador. Esta regresión es la regresión ajustada análoga a Δ .

De acuerdo con Farber (2001), esta metodología presenta el problema de restringir el efecto marginal que las habilidades de los trabajadores tienen en las ganancias. Dado que los sindicatos tienden a estandarizar los salarios, y relacionar los salarios a los empleos, es de esperarse que la función de las ganancias de los trabajadores sindicalizados, sea más plana en la dimensión de las habilidades, en comparación con la misma función para los trabajadores no sindicalizados. Se pueden realizar estimaciones de esta estandarización de los salarios:

$$\ln W_{ni} = \mathbf{X}_i \cdot \boldsymbol{\beta}_n + \varepsilon_i$$

$$\ln W_{ui} = \mathbf{X}_i \cdot \boldsymbol{\beta}_u + \varepsilon_i$$

Donde: W_{ni} se refiere al salario obtenido por el i ésimo trabajador en el sector no sindicalizado, y W_{ui} se refiere al salario obtenido el i ésimo trabajador en el sector sindicalizado.

Como es de esperarse $\beta_n < \beta_u$ en dimensiones como educación y experiencia. Dado que los salarios están menos atados a las características individuales en el sector sindicalizado y dado que el vector X_i consiste principalmente en características individuales, la R^2 obtenida de la estimación del corte transversal es generalmente más pequeña para la función de ganancias de los afiliados, en comparación con la función de ganancias de los no afiliados.

III.1.3 Chow Test

Para comprobar la existencia de diferencias entre grupos, en al menos una variable, se puede realizar un test de Chow. A continuación se enuncia el test de Chow:

Wooldridge (2000) afirma que existen dos grupos a los cuales puede pertenecer el individuo, en el presente trabajo se hace referencia a formar parte o no formar parte de un gremio.

Sea:

$$\ln W_i = \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}_u + \varepsilon_i$$

$$\ln W_{ni} = \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}_n + \varepsilon_i$$

$$\ln W_{ui} = \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\beta}_u + \varepsilon_i$$

Donde: W_i se refiere al salario por hora obtenido por el i ésimo trabajador
 W_{ni} se refiere al salario por hora obtenido por el i ésimo trabajador en el sector no sindicalizado
 W_{ui} se refiere al salario por hora obtenido el i ésimo trabajador en el sector sindicalizado.

El estadístico de Chow consiste en estimar:

$$F = \frac{[SSR - (SSR_1 + SSR_2)]}{SSR_1 + SSR_2} \cdot \frac{[n - 2(k + 1)]}{k + 1}$$

Donde SSR corresponde a la suma total de residuos obtenidos de la muestra conjunta de trabajadores sindicalizados y no sindicalizados
 SSR_1 corresponde a la suma total de residuos obtenidos de la muestra de trabajadores no sindicalizados.
 SSR_2 corresponde a la suma total de residuos obtenidos de la muestra de individuos sindicalizados
 n corresponde al número de observaciones del total de la muestra

Si se rechaza la hipótesis nula, entonces existe al menos un parámetro, para el cual los dos grupos difieren. No obstante el estadístico de Chow no hace referencia, acerca de cuál es el parámetro que difiere entre los dos grupos.

Sin embargo, el test de Chow es útil para identificar si es que existen diferencias entre los parámetros de dos grupos. Una desventaja del Test de Chow consiste en no especificar la(s) variable(s) en la(s) que existe(n) diferencias ente grupos.

. Estas diferencias entre grupos, corresponden precisamente al problema de selección muestral con que se ha iniciado el apartado.

III.1.4 Términos de Interacción

Si se desean observar cuales son las variables para las cuales existen diferencias entre dos grupos, entonces se deben generar interacciones del status sindical con el resto de las variables y después probar la significancia conjunta de los estimadores con un estadístico F. De igual forma, es posible probar la significancia individual de los términos de interacción utilizando el estadístico t.

Siguiendo a Wooldridge (2000) se debe definir lo siguiente:

$$\ln W_i = \alpha + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{I}_i\boldsymbol{\eta} + \delta U_i + \varepsilon_i$$

Donde: i : se refiere al i -ésimo individuo

$\ln W_i$: es el logaritmo natural del salario del i ésimo individuo

\mathbf{X}_i : es un vector de características individuales incluyendo mediciones de habilidad como educación y experiencia.

\mathbf{I}_i : es un vector que representa las interacciones de las características personales con el status sindical.

U_i : es una variable dummy indicando afiliación salarial

ε_i : es un término aleatorio

α : intercepto

III.2 Diferencial Salarial Sindical por el Método de Variables Instrumentales.

Como se ha mencionado en el apartado anterior, el utilizar un corte transversal (OLS) para estimar el diferencial salarial entre los individuos afiliados y los no afiliados a un sindicato, produce estimadores sesgados e inconsistentes. Para corregir tal problema, Wooldridge (2000) propone dos soluciones: Primero, utilizar una variable proxy de la variable habilidad que está omitida en la regresión. Segundo utilizar el método de variables instrumentales.

El uso de una variable proxy, soluciona el problema de de la omisión de variables, ya que sustituye la variable omitida, por otra variable que esté altamente correlacionada con la variable omitida. Sin embargo, para la realización del presente trabajo, no se dispone de una variable que pueda ser considerada como una buena variable proxy⁹.

⁹ Los supuestos para clasificar a una variable como buena proxy se describen a continuación:

Sea $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3^* + u$ la regresión poblacional, donde x_3^* es la variable omitida, y $x_3^* = \delta_0 + \delta_3 x_3 + v_3$ donde x_3 es la variable proxy de la variable omitida,. Entonces es posible considerar a x_3 como una buena proxy de x_3^* si: 1) El error u esta no correlacionado con x_1 , x_2 , y x_3^* . 2) El error v_3 está no correlacionado con x_1 , x_2 y x_3 ,

Por tanto el método de variables instrumentales, resulta útil ante la no disponibilidad de una variable proxy. De forma sucinta, el uso de instrumentos considera a la variable omitida dentro del error, y utiliza un método de estimación que reconoce la presencia de la variable omitida¹⁰

Sin embargo, las variables instrumentales deben de cumplir con ciertos requerimientos para corregir el problema de endogeneidad, si cumplen ciertos requisitos, entonces producirían estimadores consistentes, de lo contrario lo agravarían {Wooldridge (2000)}. A continuación se listan las condiciones necesarias para considerar a una variable instrumental (z) como un buen instrumento:

$$\text{Sea } y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + u_i$$

$$\text{y } \text{Cov}(x, u) \neq 0$$

Para obtener estimadores consistentes de β_0 y β_1 cuando x y u están correlacionados, se necesita información adicional que se produce bajo la forma de una nueva variable que satisface ciertas propiedades, las cuales son:

- 1) z no está correlacionada con u , lo cual implica que $\text{Cov}(z, u) = 0$
- 2) z está correlacionada con x , lo cual implica que $\text{Cov}(z, x) \neq 0$

El primer requerimiento implica que la variable z no debería de tener un efecto parcial en y además de que z no debería de estar correlacionada con otros factores que afecten y

¹⁰ Tal método se conoce como 2SLS ó mínimos cuadrados en dos etapas.

La primera condición no es factible de comprobar, sin embargo, para comprobar la segunda se puede realizar lo siguiente: Estimar una regresión simple entre x y z , y comprobar si z tiene un efecto parcial en x :

$$x = n_0 + n_1 z + v$$

y $H_0: \pi_1 \neq 0$

Cómo se ha mencionado en el presente apartado, las variables instrumentales conducen a estimadores consistentes. No obstante si existe una correlación débil entre z y x , las variables instrumentales (IV) producirían un sesgo asintótico, incluso si z y u están correlacionadas moderadamente. Lo anterior puede mostrarse de la siguiente manera:

$$\text{plim } \hat{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{\text{Corr}(z,u)}{\text{Corr}(z,x)} \times \frac{\sigma_u}{\sigma_x}$$

donde: σ_u y σ_x son las desviaciones de u y x en la población, respectivamente

Entonces, a pesar de que la $\text{Corr}(z,u)$ sea pequeña, la inconsistencia en las variables instrumentales puede ser muy elevada si $\text{Corr}(z,x)$ también es pequeña.

Se puede derivar la definición anterior para el estimador obtenido por OLS, el cual queda de la siguiente forma:

$$\text{plim } \bar{\beta}_1 = \beta_1 + \text{Corr}(x,u) \times \frac{\sigma_u}{\sigma_x}$$

De las dos definiciones anteriores, es posible concluir que los estimadores IV serán preferidos sobre los estimadores OLS, con base en los fundamentos de sesgo asintótico, siempre que:

$$\frac{\text{Corr}(z,u)}{\text{Corr}(z,x)} < \text{Corr}(x,u)$$

III. 2.1 Modelo econométrico

Wooldridge (2000) menciona que la forma estándar de estimar una variable instrumental, que en presente caso se utiliza para estimar la brecha salarial utilizando datos individuales, es la siguiente

Ecuación estructural:

$$\ln W_i = \alpha + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \delta U_i + \varepsilon_i$$

Donde: i : se refiere al i -ésimo individuo

$\ln W_i$: es el logaritmo natural del salario del i ésimo individuo

\mathbf{X}_i : es un vector de características individuales incluyendo mediciones de habilidad como educación y experiencia que se consideran exógenos

U_i : es una variable dummy indicando afiliación salarial que es endógena

ε_i : es un término aleatorio

α : intercepto

Ecuación reducida

$$U_i = \gamma + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\delta} + v_i$$

Donde: i : se refiere al i -ésimo individuo

U_i : es una variable dummy indicando afiliación salarial que es endógena.

\mathbf{X}_i : es un vector de características individuales incluyendo mediciones de habilidad como educación y experiencia que se consideran exógenos

Z_i es un vector que incluye a las variables relacionadas con la industria y la ocupación del individuo y que también se consideran exógenos¹¹.

v_i : es un término aleatorio

γ : intercepto

y se asume :

$$E(v_i) = 0 \text{ y } \text{Cov}(Z_i v_i) = 0$$

Las dos ecuaciones anteriores, componen el método de Mínimos cuadrados en dos Etapas (2SLS por sus siglas en inglés).

La primer etapa de este método consiste en realizar una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) en la ecuación reducida, para después obtener los valores ajustados de \hat{U}_i ¹².

La segunda etapa consiste en hacer una regresión sustituyendo los valores ajustados, obtenidos durante la primera etapa, en la ecuación estructural.

¹¹ Este último conjunto de variables, son los instrumentos a utilizar dentro del presente trabajo. Más adelante se presentan tales instrumentos, así como la justificación para su inclusión en el presente ensayo.

¹² Los valores ajustados o fitted values, corresponden a los puntos que se encuentran sobre la línea de regresión, es decir son los valores que se predicen dadas las características del individuo i . Tales valores, es posible obtenerlos después de correr una regresión por cualquier método de estimación.

III. 2.2 Hausman test

Greene (1997) citando a Hausman (1978) afirma que existe un test para la presencia de errores de medición. Bajo la hipótesis nula de no existencia de error de medición ambos vectores de estimación β_{OLS} y β_{IV} , son estimadores consistentes de β , aunque el estimador OLS es eficiente mientras que el 2SLS es ineficiente. Sin embargo, si la hipótesis nula se rechaza, entonces solo el estimador β_{IV} es consistente¹³.

El test se simplifica si existe una sola variable endógena. Wooldridge (1999) hace una ampliación de tal prueba para determinar si los estimadores son estadísticamente, al incluir en la ecuación estructural a las variables independientes exógenas. La prueba se describe a continuación:

De la ecuación reducida:

$$U_i = \gamma + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\delta} + v_i$$

Se obtienen los residuos $\hat{\lambda}v_i$, y después dichos residuos se agregan en la ecuación estructural, de tal forma que quede lo siguiente:

$$\ln W_i = \alpha + \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \delta U_i + \varepsilon_i + \hat{\lambda}v_i$$

Entonces la prueba consiste en probar la hipótesis nula de que $H_0: \lambda = 0$.

¹³ Se excluye en el presente estudio el álgebra matricial contenida en Greene, ya que el presente estudio contiene una sola variable endógena, por lo tanto el test de Hausman se reduce a una prueba de significancia estadística. Para un análisis más profundo, consulte Greene (1997) *Págs. 442-443*.

III.3. Switching Model

Después de haber argumentado que la endogeneidad de la de la variable dummy de status sindical, causaba sesgo e inconsistencia en la estimación en los parámetros, se propuso solucionar la inconsistencia a través del uso de variables instrumentales. No obstante, tales variables instrumentales, únicamente toman en cuenta el efecto que puede tener la afiliación sindical sobre el salario por hora de los trabajadores.

Siguiendo a Wooldridge (1999), el argumento anterior podría describirse como un desplazamiento paralelo en el intercepto entre afiliados y no afiliados a un sindicato. Lo anterior implica que los sindicalizados ganan una cifra mayor, y que permanece constante, en comparación a los no afiliados a un gremio. La diferencia entre salarios según status sindical, y que se obtiene mediante OLS o IV, no depende del nivel de educación ni de otros factores, depende únicamente del status sindical.

No obstante, si se considera el problema de auto selección, es decir los individuos que se unen a un sindicato, no se asignan de manera aleatoria a un gremio, es decir, si los trabajadores que se unen a un gremio presentan en promedio, una baja o una alta productividad, entonces los parámetros obtenidos de la regresión deben diferir entre un grupo y otro.

III.3.1 Estimadores en dos etapas para modelos Switching

Si los individuos afiliados a un sindicato, se auto seleccionan para formar parte del gremio, se produce una muestra restringida no aleatoria para la variable dependiente. Por tanto, sólo es posible observar el salario de los trabajadores sindicalizados cuando forman parte de un sindicato. De forma análoga, sólo se puede observar el salario que los individuos no afiliados a un gremio reciben, cuando se encuentran fuera de un sindicato.

Para considerar el problema de auto selección de los individuos, que conduzcan a muestras no aleatorias, se pueden utilizar modelos, en los cuales, el comportamiento de los agentes pueda ser descrito por dos ecuaciones, y además existe una función criterio que determina cual de las dos ecuaciones es aplicable. Maddala (1997) define las siguientes ecuaciones¹⁴:

$$\begin{array}{lll} \text{Régimen: 1} & y_i = \beta_1' \mathbf{X}_{1i} + u_{1i} & \text{if } \gamma' \mathbf{Z}_i \geq u_i \\ \text{Régimen: 2} & y_i = \beta_2' \mathbf{X}_{2i} + u_{2i} & \text{if } \gamma' \mathbf{Z}_i < u_i \end{array}$$

Donde:

i: se refiere al i-ésimo individuo

¹⁴ El programa Stata 8.2 utiliza los regímenes de forma inversa, por lo cual los resultados del régimen 1 del presente apartado, corresponden a los resultados del régimen 2 del programa. Por construcción, los resultados del régimen 2 de este apartado metodológico, corresponden a los resultados del régimen 1 del software estadístico. A continuación se enuncia los regímenes del programa Stata:

```
y(1) = x b(1) + u(1)  u(1) ~ N(0,sigma(1)-squared)
y(2) = x b(2) + u(2)  u(2) ~ N(0,sigma(2)-squared)
y(3) = x b(3) + u(3)  u(3) ~ N(0,sigma(3)-squared)
and y = y(1) if y(3) < 0
and y = y(2) if y(3) >= 0
```

y_i : es la variable dependiente, en este caso el logaritmo natural del salario

por hora

X_i : es un vector de características individuales incluyendo mediciones de

habilidad como educación y experiencia

u_i : es un término aleatorio

α : intercepto

Z_i : Es la función criterio

Y se asume que:

$$\text{Cov}(u_i, u_{1i}) \neq 0 \text{ y } \text{Cov}(u_i, u_{2i}) \neq 0$$

Maddala (1997), define la siguiente variable dummy:

$$I_i = 1 \text{ if } \gamma'Z_i \geq u_i$$

$$I_i = 0 \text{ if } \gamma'Z_i < u_i$$

En caso de observarse la separación muestral, entonces se cuentan con las observaciones I_i y por tanto se puede utilizar un Probit por Máxima Verosimilitud, para estimar los parámetros γ . Es necesario asumir que la $\text{Var}(u_i) = 1$

La función de verosimilitud del modelo es:

$$L(\beta_1, \beta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_{1u}, \sigma_{2u}) \\ = \Pi \left[\int_{-\infty}^{\gamma'Z_i} g(y_i - \beta_1'X_{1i}, u_i) du_1 \right]^{I_i} \left[\int_{\gamma'Z_i}^{\infty} f(y_i - \beta_2'X_{2i}, u_i) du_i \right]$$

La maximización de la función de verosimilitud, se realiza utilizando el método en dos etapas que Maddala (1997) cita a Lee (1976):

Se toman valores esperados de los residuos u_{1i} y u_{2i} de las ecuaciones de regímenes.

Para obtener $E(u_i | \gamma'Z_i)$, nótese que la distribución condicional de u_{1i} , dado u_i , es normal, con media σ_{u1} y varianza $\sigma_1^2 - \sigma_{1i}^2$. Por tanto:

$$\begin{aligned} E(u_{1i} | u_i \leq \gamma'Z_i) &= E(\sigma_{u1}u_i | u_i \leq \gamma'Z_i) \\ &= -\sigma_{1u} \frac{\phi(\gamma'Z_i)}{\Phi(\gamma'Z_i)} \end{aligned}$$

De forma similar:

$$\begin{aligned} E(u_{2i} | u_i > \gamma'Z_i) &= E(\sigma_{u2}u_i | u_i > \gamma'Z_i) = \\ &= \sigma_{2u} \frac{\phi(\gamma'Z_i)}{1 - \Phi(\gamma'Z_i)} \end{aligned}$$

Además se define por conveniencia que:

$$W_{1i} = \phi(\gamma'Z_i) / \Phi(\gamma'Z_i) \text{ y } W_{2i} = \phi(\gamma'Z_i) / 1 - \Phi(\gamma'Z_i)$$

Entonces es posible escribir las ecuaciones de régimen 1 y 2 respectivamente como:

$$y_i = \beta_1' X_{1i} - \sigma_{1u} W_{1i} + \varepsilon_{1i} \text{ para } I_i = 1$$

$$y_i = \beta_2' X_{2i} - \sigma_{2u} W_{2i} + \varepsilon_{2i} \text{ para } I_i = 0$$

Donde ε_{1i} y ε_{2i} son los nuevos residuos, con medias condicionales cero:

$$\varepsilon_{1i} = u_{1i} + \sigma_{1u} W_{1i}$$

$$\varepsilon_{2i} = u_{2i} + \sigma_{2u}W_{1i}$$

Por tanto el procedimiento en dos etapas se realiza de la siguiente forma: Primero, se obtiene un estimador de γ utilizando un probit por Máxima Verosimilitud, con las observaciones Ii . A estos estimadores se les denomina $\hat{\gamma}$. Después se obtienen los estimadores \hat{W}_{1i} y \hat{W}_{2i} para W_{1i} y W_{2i} respectivamente.

El procedimiento anterior produce estimadores consistentes de $\beta_1, \beta_2, \sigma_{1u}$ y σ_{2u}