

## LA PARTICIPACIÓN DE INDOCUMENTADOS MEXICANOS EN ESTADOS UNIDOS: UN MODELO *TOBIT* DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS\*

Héctor A. Olea Hernández  
*Secofi/Universidad de Rice*

### Resumen

Este documento analiza el impacto de la inmigración ilegal mexicana sobre el mercado de trabajo de EU. Constituye un primer paso para desarrollar modelos estructurales econométricos que analicen empíricamente la dinámica de la fuerza de trabajo indocumentada. La estimación estructural de la oferta de trabajo y la decisión de participar de los inmigrantes ilegales mexicanos requiere de la solución de problemas complicados de estimación que no han sido tratados en la literatura previa en este campo. El análisis desarrollado aquí identifica esos problemas y propone soluciones innovadoras. La especificación empírica del análisis examina los problemas de selección muestral y observaciones faltantes que caracterizan la información disponible de la migración mexicana. La especificación empírica propuesta es evaluada mediante procedimientos de variables dependientes limitadas, donde se resuelve un modelo *Tobit* de ecuaciones simultáneas usando métodos de máxima verosimilitud.

De acuerdo a los resultados empíricos, la inmigración indocumentada mexicana puede ser vista como un fenómeno transitorio. Los individuos fluyen entre México y EU como reacción no sólo a los diferenciales de ingreso, sino también a adherencias a factores sociales, familiares y económicos en sus comunidades de origen. Los trabajadores mexicanos parecen tener pocos incentivos para invertir en capital humano específico para EU, como puede ser la habilidad para hablar inglés. Este comportamiento puede ser resultado de la transferencia parcial de las habilidades mexicanas, como la educación formal al mercado secundario de EU. Finalmente, en contra del conocimiento convencional, la evidencia empírica sugiere que los incrementos exógenos en los salarios de EU, por ejemplo un incremento no esperado en el salario mínimo legal, puede de hecho desalentar

\* Documento preparado para el IX Encuentro de la Sociedad Econométrica en Santiago, Chile (agosto, 1989). El autor agradece sus discusiones con Bryan Brown, de las que resultaron valiosas sugerencias; aunque por supuesto, éste no es responsable de las opiniones expresadas aquí.

la participación indocumentada mexicana en el mercado de trabajo de EU.

### Introducción

Este ensayo presenta estimadores eficientes de la decisión de inmigrar y de la función de oferta de trabajo de los trabajadores indocumentados mexicanos. Trata sobre la especificación y estimación de un modelo empírico en el contexto de *variables limitadas dependientes*. El modelo econométrico desarrollado aquí brinda un marco natural para la interpretación de estimadores del ciclo vital asociados al análisis de corte transversal.

Un problema mayor al enfrentar el estudio de la inmigración indocumentada es la disponibilidad de información empírica. Dos características identifican a la información muestral en este campo: autoselección y un régimen mexicano inobservable. Primero, la población indocumentada no es una muestra aleatoria, ya que las variables sólo pueden ser observadas en un rango limitado, es decir cuando los residentes mexicanos participan de hecho en el mercado de trabajo de EU. Esto da como resultado una muestra “truncada”, donde los procedimientos de estimación estándar son asintóticamente sesgados. Segundo, no se encuentran observaciones del régimen mexicano, ya que es imposible identificar a los trabajadores indocumentados potenciales; es decir, bajo ciertas condiciones toda la población mexicana podría convertirse en inmigrantes ilegales. Estas características proporcionan un reto de estimación que no se encuentra en muchas otras ramas de la econometría.

El objetivo de este trabajo es probar empíricamente los determinantes de la decisión de inmigración mexicana y su efecto sobre el mercado de trabajo de EU. En particular, el análisis empírico se centra en el efecto de los salarios estadounidenses sobre la regla de participación de los indocumentados y su oferta de trabajo. Además, el marco econométrico proporciona estimadores para analizar el impacto de otras variables como son la riqueza financiera y las características sociodemográficas.

La organización del ensayo es la siguiente: la primera sección destaca las relaciones económicas básicas del sistema simultáneo y discute las características limitadas de sus variables dependientes. La segunda sección examina los problemas de especificación observados en los procedimientos estándares debidos a la autoselección. El modelo econométrico propuesto se presenta en la tercera sección, donde se muestra la derivación de la función de máxima verosimilitud y sus propiedades asintóticas. La información muestral y las variables son descritas en la cuarta sección. Las secciones quinta y sexta reportan las técnicas de estimación y la interpretación de los estimadores empíricos de las ecuaciones de salarios de EU, la oferta de trabajo de los indocumentados mexicanos y la regla de participación. Finalmente, se discuten algunos comentarios a manera de conclusión.

### 1. Teoría de estimación

En esta sección se presenta el marco teórico de estimación que sienta las bases para la especificación empírica desarrollada en secciones subsecuentes. Además, señala las modificaciones requeridas para adoptar un análisis de corte transversal a un modelo del ciclo vital. La autoselección de la muestra (no aleatoria) y la exclusión de un régimen (el mexicano), transforma un modelo simple de ecuaciones simultáneas en una especificación *Tobit* con variables dependientes censuradas.

#### 1.1 El modelo básico

Los migrantes enfrentan dos estados de la naturaleza o regímenes: México ( $m$ ) y EU ( $u$ ). Se asume que los trabajadores indocumentados planean su conducta vital haciendo uso óptimo de la información disponible en la edad  $t$ . En este contexto, los residentes mexicanos eligen una vía óptima que puede llevar a una inmigración transitoria o una residencia permanente ya sea en México o en Estados Unidos.

Un reto empírico en el presente contexto es inferir el comportamiento del ciclo vital de inmigrantes que usan un conjunto de variables exógenas contemporáneas. Resumamos el marco teórico descrito en Olea (1988) utilizando el siguiente sistema de ecuaciones:<sup>1</sup>

La ecuación de salario de EU:

$$\log W_{ui} = Z\Theta_w + e_{ui}, \quad \text{con } i = 1 \dots Nu. \quad (1a)$$

Oferta de trabajo de EU:

$$\log[1 - H_{ui}^*] = b_0 + b_1 t_i + b_2 A_i + b_3 \log W_{ui} - Z\Theta_h + v, \quad (1b)$$

con  $i = 1 \dots Nu$ .

La regla de participación:

$$GAP_i = \gamma_0 + \gamma_1 A_i + \gamma_2 \log W_{ui} + [X - Z]\gamma + \xi \equiv Y\Gamma + \xi \quad (1c)$$

con  $i = 1 \dots N$ .

Donde  $W_{ui}$  y  $H_{ui}$  son la tasa de salario y la cantidad de horas trabajadas en EU respectivamente; mientras que  $GAP_i$  es un índice latente que

<sup>1</sup> El supuesto de estimación de corte transversal ha sido explícitamente incorporado en estas expresiones. Las letras resaltadas, mayúsculas y minúsculas, representan matrices y vectores respectivamente.

mide las diferenciales de utilidad generadas de una posible migración a Estados Unidos.<sup>2</sup> Las variables exógenas son los activos financieros ( $A_i$ ), la edad ( $t_i$ ) y los vectores de variables sociodemográficas que afectan al régimen de EU ( $Z$ ) y al mexicano ( $X$ ). El vector de términos aleatorios está dado por la siguiente distribución:

$$\begin{pmatrix} e_{ui} \\ v \\ \xi \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_e & \sigma_{ev} & \sigma_{e\xi} \\ \sigma_{ev} & \Sigma_v & \sigma_{v\xi} \\ \sigma_{e\xi} & \sigma_{v\xi} & \Sigma_\xi \end{pmatrix} \quad (1)$$

Aquí  $N$  es la población mexicana total y  $Nu$  es el número de trabajadores indocumentados que efectivamente están participando en el mercado de trabajo de EU.<sup>3</sup> Nótese que las ecuaciones (1a) y (1b) se especifican sólo para esta última muestra, mientras que la regla de participación (1e) está definida para la población total  $N$ . Este sistema de ecuaciones constituye un modelo parcialmente recursivo ya que las horas trabajadas ( $H_{ui}$ ) y la variable de participación ( $GAP_i$ ) no aparecen como variables explicativas en ninguna otra ecuación. No obstante, el sistema (1) mantiene sus propiedades de simultaneidad ya que la matriz de varianza-covarianza puede no ser diagonal.

### 1.2 Variables dependientes limitadas

Un problema obvio en la estimación del sistema (1) es que la variable de participación  $GAP$  no está disponible. Más aún, la tasa de salario [ $W_{ui}$ ] y el número de horas trabajadas [ $H_{ui}$ ] sólo son observadas si hay residentes mexicanos que participan de hecho en EU ( $GAP_i > 0$ ). La clase de modelos regresivos donde las variables endógenas sólo pueden observarse en un rango limitado ha sido tratada en la literatura econométrica en el contexto de variables dependientes limitadas con muestras truncadas. De acuerdo a Judge *et al.* (1985) una muestra truncada resulta cuando el conocimiento de las variables independientes solamente se encuentra disponible cuando la variable dependiente también es observada.

La teoría estadística de las variables dependientes limitadas tiene sus fundamentos en la noción de que las variables endógenas discretas son generadas por variables continuas latentes que pasan de un punto crítico. Tobin (1958) estima la demanda por bienes de consumo durables. En su mo-

<sup>2</sup> La inmigración indocumentada se observa únicamente cuando la utilidad al ciclo vital de la participación en EU es mayor que la utilidad vital de la residencia permanente en México, por ejemplo,  $GAP_i > 0$ .

<sup>3</sup> Esta definición asume que cualquier persona que viva en México puede ser un inmigrante potencial. Aunque para algunos residentes mexicanos la probabilidad de trabajar en EU puede ser muy pequeña, constituye una opción viable.

delo, la intensidad de la demanda por bienes durables es limitada. Aunque las demandas de los consumidores son continuas, las compras reales de bienes son discretas. En consecuencia algunos consumidores darán soluciones de esquina al momento de la encuesta. Se perderán observaciones si las compras no se realizan, de manera que la muestra es censurada en el cero. De esto resultarán grandes variaciones entre aquellos hogares que hacen cualquier gasto, con muchas observaciones concentradas alrededor de cero.<sup>4</sup>

A pesar de que los modelos de una sola ecuación con variables dependientes limitadas han recibido atención considerable en la literatura econométrica,<sup>5</sup> poco se sabe sobre la especificación y estimación de *modelos de ecuaciones simultáneas*. Amemiya (1974) trata sobre un sistema de ecuaciones simultáneas en donde todas las variables dependientes están truncadas en cero. Siguiendo esta contribución, Sickles y Schmidt (1978) desarrollan un procedimiento similar donde algunas variables dependientes, pero no todas, están truncadas. En particular, ellos analizan la estimación de un modelo de dos ecuaciones con una variable truncada usando procedimientos de máxima verosimilitud. Adicionalmente, Nelson y Olson (1978) proponen una especificación alternativa donde algunas variables endógenas de la ecuación estructural se asumen como dependientes, no de los valores observados de las variables truncadas, sino de sus índices latentes no observados.

El modelo de estimación aquí considerado sigue las características de un modelo *Tobit* simultáneo con una muestra truncada.<sup>6</sup> La tasa de salario y las horas trabajadas en EU sólo son observadas si *GAP* es positivo. Más aún, la regla de decisión (*GAP*), la cual agrega la conducta laboral de los individuos en ambos países, es totalmente inobservable. De acuerdo con esto, el sistema de ecuaciones simultáneas (1) puede ser definido en términos de las siguientes condiciones:

$$\log(1 - H_i) = \begin{cases} \log[1 - H_{ui}^*] & \text{si } YI > -\xi \\ \text{No observable} & \text{de otra forma} \end{cases} \quad (2)$$

$$\log W_i = \begin{cases} \log W_{ui} & \text{si } \log W_i = \log W_{ui} \\ \text{No observable} & \text{de otra forma} \end{cases}$$

<sup>4</sup> De acuerdo con Maddala (1983), Tobin fue el primero en escribir sobre este problema en un modelo regresivo. "Ya que él relacionó su estudio con la literatura de análisis de probabilidad, su modelo fue apodado modelo de Tobit (probabilidad de Tobit) por Goldberger (1964). "(*Ibid.*, p. 151.)

<sup>5</sup> Véase Maddala (1983) para una extensa lista de artículos.

<sup>6</sup> Los modelos *Tobit* están censurados por construcción. Véase Judge *et al.* (1983), para una discusión detallada y una comparación de modelos censurados y truncados.

Nótese que la regla de participación, es decir,  $GAP_i > 0$  o equivalentemente  $YT > -\xi$  es la condición que dirige las características de truncamiento de las dos variables dependientes ( $W_i$  y  $H_i$ ). La ecuación de salario y la de oferta de trabajo sólo son observadas si los trabajadores mexicanos participan en la fuerza de trabajo de EU. El sistema (2) constituye una representación *ad hoc* ya que integra a la variable inobservada  $GAP$  dentro de la ecuación de salario (1a) y la función de oferta de trabajo (1b).

Finalmente, las características de simultaneidad del modelo responden a dos componentes diferentes: *i*) Las características recursivas de las tasas de salario en la oferta de trabajo y la regla de participación, y *ii*) la dependencia estocástica entre ecuaciones. Aunque la primera fuente de autocorrelación es evidente, el último concepto requiere de una mayor explicación. Nótese que el término (estocástico) latente en la regla de participación  $\xi$  agrega tres fuentes de comportamiento estocástico: las tasas de salario en ambos países, la producción del hogar en México e información limitada sobre eventos futuros. De esta manera, la regla de participación (1c) está correlacionada contemporáneamente con la ecuación de salario (1a) no sólo como sus regresores, sino también por medio de su término estocástico, es decir, la matriz de varianza-covarianza puede no ser diagonal. Las implicaciones de esta correlación en términos de especificación incorrecta del modelo de regresión se estudian en la siguiente sección.

### 1.3 Sesgo de especificación en modelos autoselectivos

El modelo básico (1) y su modificación (2) que resulta debido a información insuficiente, lleva a problemas de especificación bajo procedimientos estándar de estimación. La aplicación directa de mínimos cuadrados (MC) puede generar estimadores asintóticamente sesgados. La figura 1 describe la relación de la tasa de salario en EU con las horas trabajadas en ambos países. Cada punto representa una observación de trabajadores indocumentados y trabajadores indocumentados latentes. Ciertamente, una característica importante de la muestra es que los inmigrantes *potenciales* (aquellos que se encuentran en el cuadrante inferior) no son observados.<sup>7</sup> Esta característica lleva a una muestra truncada donde el supuesto de linealidad del método de mínimos cuadrados es claramente inapropiado.

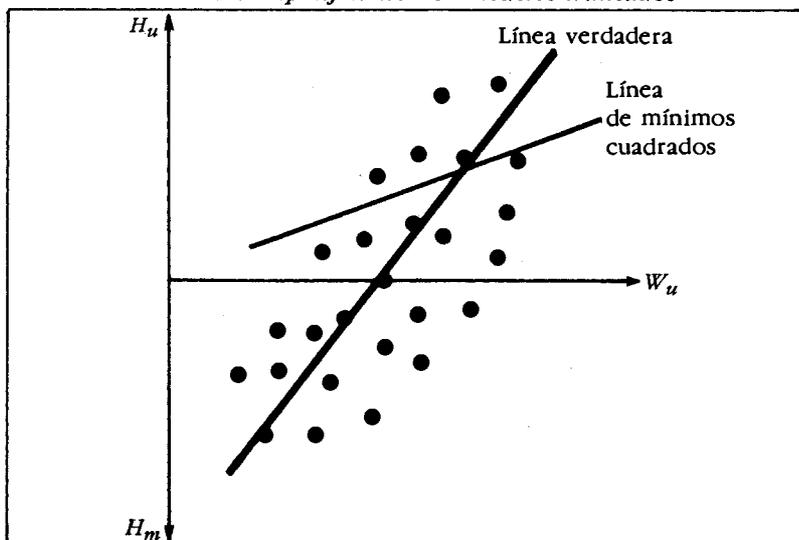
En este contexto, la autoselección es un problema relacionado específicamente al tema de cómo se generan las observaciones sobre un fenómeno económico específico dado; en particular, sobre cómo las variables de-

<sup>7</sup> La falta de datos en este sector de la muestra se debe a la imposibilidad de definir los elementos que caracterizan a los inmigrantes latentes. Los residentes mexicanos revelarán sus preferencias migratorias *sólo* a través de su participación real en el país receptor.

pendientes pueden ser observadas o no dependiendo de otro conjunto de variables o reglas de decisión. Siguiendo a Dhrymes (1986) la observación de  $W_i$  en el modelo (2) es una función del proceso estocástico que genera  $GAP_i$ , así como de la estructura estocástica que gobierna  $W_{ui}$  en la expresión (1a). Recuérdese que se asume que la regla de participación ( $GAP_i$ ) es inherentemente no observable, aunque sus variables exógenas son conocidas, al menos en parte.

Figura 1

Errores de especificación en modelos truncados



El sistema de ecuaciones (1) y (2) han sido extensamente tratados en la literatura, que adopta dos grandes enfoques. Por una parte, Heckman (1974), Hanoch (1980), Lee (1981) y Heckman y MaCurdy (1986), entre otros, explotan los procedimientos de estimación en dos etapas. La primera etapa requiere que se use la estimación de un modelo *Probit* en el modelo de regresión de mínimos cuadrados de la segunda etapa.<sup>8</sup> Por otra parte, Tobin (1958), Lee, Maddala y Trost (1980), Perloff y Sickles (1987) y otros, resolvieron problemas de autoselección usando procedimientos *Tobit* de máxima verosimilitud. La diferencia principal entre los dos enfoques es que la carga computacional se reduce en el primer método, pero lleva a una matriz de covarianzas heterocedástica. La estimación por *MC* es consistente pero no eficiente.

<sup>8</sup> Este procedimiento es también conocido como modelos de Heckit. Véase Killingsworth (1983), pp. 156-157.

Sin tomar en cuenta las diferencias estadísticas de ambos métodos, su característica importante es que la regla de selección ( $GAP > 0$ ) genera una muestra de datos observados. Siguiendo a Heckman (1980), esta cualidad caracteriza a las especificaciones de autoselección, y no representa un prototipo de modelos de variables dependientes limitadas, como muchos economistas los han interpretado.

De acuerdo con Heckman (1980), la idea que está detrás de los problemas de selección es que la autoselección no aleatoria se genera debido a la falta de datos. Análogamente a las variables estándar omitidas, éste es un problema de especificación del término de error. "Entonces, un sesgo de selección muestral, visto inicialmente como un problema de falta de una variable dependiente, puede ser reformulado como un problema ordinario de una variable explicatoria omitida." (*Ibid.*, p. 210.)

Es fácil demostrar el sesgo de especificación que resulta del uso de estimadores de mínimos cuadrados en modelos autoselectivos. Considérese la ecuación de salario en los modelos (1) y (2):

$$\log W_i = \begin{cases} \log W_{ui} = Z\Theta_w + e_{ui} & \text{si } Y\Gamma > -\xi \\ \text{No observada} & \text{de otra forma;} \end{cases}$$

donde el componente de error para la ecuación de salario ( $e_{ui}$ ) se asume que sigue propiedades estocásticas convencionales, es decir,  $e_{ui} \sim (0, \sigma_u)$ . Análogamente,  $\xi$  es un término *iid* aleatorio con una función de distribución conocida y con sus primeros dos momentos dados por  $E[\xi] = 0$  y  $E[\xi\xi'] = \Sigma_\xi$ . Recuérdese que  $\xi$  es un vector de variables latentes que agrega, entre otros elementos, el comportamiento de la tasa de salario, es decir,  $E[e_{ui}\xi] = \sigma_{e\xi} \neq 0$ . Por lo tanto, la expectativa condicional de la ecuación de salario es:

$$E[\log W_i | Z, Y\Gamma > -\xi] = Z\Theta_w + E[e_{ui} | Z, Y\Gamma > -\xi].$$

Asumiendo regresores ortogonales, es decir,  $E[Ze_{ui}] = 0$ , y usando resultados bien conocidos en la literatura (véase Killingsworth, 1983 y Maddala, 1983), la expectativa condicional de  $e_{ui}$  puede ser escrita como:

$$E[e_{ui} | Z, Y\Gamma > -\xi] = -\frac{\sigma_{e\xi}}{\Sigma_\xi^{1/2}} \left[ \frac{\phi(Y\Gamma/\Sigma_\xi^{1/2})}{\Phi(Y\Gamma/\Sigma_\xi^{1/2})} \right] = -\frac{\sigma_{e\xi}}{\Sigma_\xi^{1/2}} \left[ \frac{\phi(M)}{\Phi(M)} \right];$$

donde  $\phi$  y  $\Phi$  son las funciones de densidad y distribución, respectivamente de la variable estandarizada normal  $M = Y\Gamma/\Sigma_\xi^{1/2}$ . Así, la expectativa condicional para la ecuación de salario es:

$$E[\log W_i | Z, YI > -\xi] = Z\theta_w - \frac{\sigma_{e\xi}}{\Sigma_\xi^{1/2}} \left[ \frac{\phi(M)}{\Phi(M)} \right].$$

La aplicación directa de Mínimos Cuadrados (*MC*) implica que el segundo término en la expresión previa es omitido de las variables de la derecha. Por lo tanto, los estimadores de *MC* son, en general, asintóticamente sesgados.

No obstante, debe notarse que la estimación por *MC* puede ser consistente si  $\sigma_{e\xi} = 0$ . Aquí, el término perturbación del salario de EU es ortogonal a la regla de autoselección.<sup>9</sup> Como resultado, los términos omitidos desaparecen del procedimiento de estimación de la ecuación de salario, y su valor esperado es dado sólo por  $Z\theta_w$ .

Otra fuente de la ineficiencia de mínimos cuadrados se encuentra en la imposibilidad de identificar los estimadores en la regla de participación, es decir, la expresión (1c). Ya que *GAP* es completamente inobservable, el vector de parámetros  $\Gamma$  no es estimable bajo procedimientos estándar de regresión. De acuerdo con esto, los elementos que guían las decisiones de participación de mexicanos no son empíricamente estimables.<sup>10</sup> El no estimar dichos parámetros nos negaría uno de los objetivos más importantes de este estudio.

Para resumir, surgen problemas de especificación como resultado de variables omitidas. En esta situación los procedimientos de mínimos cuadrados no son eficientes y pueden resultar estimadores asintóticamente sesgados. Más aún, los métodos econométricos tradicionales no permiten la identificación empírica de parámetros en la regla de decisión. En el caso de la migración indocumentada, estos estimadores proveen información fundamental para el análisis de los flujos de la población mexicana. Con el objetivo de lograr consistencia asintótica y de ser capaces de identificar los elementos que afectan la decisión de los indocumentados, pueden ser usados métodos de máxima verosimilitud. Tales procedimientos representan una alternativa apropiada para estimar las características específicas tratadas en la inmigración indocumentada mexicana en Estados Unidos.

## 2. Estimación de máxima verosimilitud y eficiencia asintótica

En esta sección, se propone una estrategia general de estimación para los modelos de regresión (1) y (2) con base en métodos de máxima verosimilitud con información completa. En presencia de variables endógenas limitadas y modelos de regresión simultáneos, los procedimientos de máxima ve-

<sup>9</sup> Tal situación puede ser observada si los salarios entre regímenes son idénticos. De ahí la esencia económica de la participación de indocumentados

<sup>10</sup> En particular, la elasticidad no compensada del salario de la ecuación de *GAP* ( $\gamma_2$ ) que constituye un elemento importante en el estudio de la migración indocumentada.

rosimilitud son conceptualmente posibles, pero complicados en la práctica. Más aún, la carga computacional es mayor que en los procedimientos estándar de mínimos cuadrados. No obstante, pueden evadirse las fuentes potenciales de sesgo por especificación y pérdida de eficiencia cuando se usan estas técnicas.

Los modelos de estimación similares al aquí presentado no son nuevos en la literatura econométrica. Roberts, Maddala y Enholm (1978) desarrollan un modelo *Tobit* de ecuaciones simultáneas para explicar cómo se determinan las tasas de utilidad. Además, Hauseman y Wise (1979) usan una versión de estos modelos para analizar la oferta de trabajo de participantes en experimentos de impuestos negativos al ingreso (INI). Su análisis está truncado ya que las observaciones de la muestra son generadas solamente para aquellos que participan de hecho en el experimento. De acuerdo con Amemiya (1985) estos modelos (así como el que se presenta aquí) pueden ser generalizados bajo su clasificación de *Modelo de Tobit tipo B*, donde la función de verosimilitud es descrita por:

$$P(Y_1 < 0) \cdot P(Y_1, Y_2).$$

### 2.1 La función de verosimilitud

La estimación de máxima verosimilitud (MV) implica la maximización de la función de verosimilitud del siguiente modelo lineal.<sup>11</sup>

$$YB + X\Gamma = U; \quad (3)$$

donde, en particular,  $Y$  es un vector de variables dependientes de  $1 \times 3$  y  $X$  es un vector de variables independientes de  $1 \times K$ ;  $B$  y  $\Gamma$  son matrices conformables de coeficientes con dimensión de  $3 \times 3$  y  $K \times 3$ , respectivamente. Más aún, se requiere que  $B$  pueda ser *no singular* para obtener una solución única de las variables dependientes con respecto a los componentes predeterminados y aleatorios. Se asume que el término estocástico  $U$  que sigue una distribución normal con media cero y varianza-covarianza constante  $\Psi$ .<sup>12</sup> Bajo supuestos usuales de totalidad, la forma reducida de (3) está dada por:

$$Y = X\Pi + V;$$

<sup>11</sup> Recuérdese que el procedimiento de MV requiere de los siguientes supuestos: (i) La especificación completa de todas las ecuaciones es conocida y (ii) las variables aleatorias de las ecuaciones estructurales están normalmente distribuidas.

<sup>12</sup> Nótese que en contraste con el modelo en la sección 1, la expresión (3) requiere de supuestos de normalidad.

donde  $\Pi \equiv -\Gamma B^{-1}$  y  $V \equiv UB^{-1}$ . En particular, el término aleatorio  $V$  es caracterizado por una distribución normal trivariada<sup>13</sup>

$$\begin{bmatrix} v_{1i} \\ v_{2i} \\ v_{3i} \end{bmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \Omega \right);$$

la matriz de varianza-covarianza de la forma reducida de los residuales  $\Omega$  puede ser expresada con respecto a las siguientes particiones

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \omega_{13} \\ \omega_{12} & \omega_{22} & \omega_{23} \\ \omega_{13} & \omega_{23} & \omega_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ & \Omega_{22} \end{bmatrix}.$$

De esta manera, el vector de variables dependientes  $Y$  conforma una función de distribución dada por

$$\begin{bmatrix} Y_{1i} \\ Y_{2i} \\ Y_{3i} \end{bmatrix} \sim N \left[ X \begin{bmatrix} \Pi_1 \\ \Pi_2 \\ \Pi_3 \end{bmatrix}, \Omega \right].$$

Supóngase que la muestra se saca de distribuciones de  $Y_{1i}$  y  $Y_{2i}$  truncadas en el punto  $Y_{3i} = 0$ , es decir,  $GAP_i = 0$ , de manera que ninguna observación se registra para  $Y_{3i} < 0$ . De hecho, todas las observaciones provienen del área sombreada en la figura 2. Entonces, una función de densidad continua no puede ser empleada para explicar la distribución condicional de  $Y_{1i}$  y  $Y_{2i}$ .

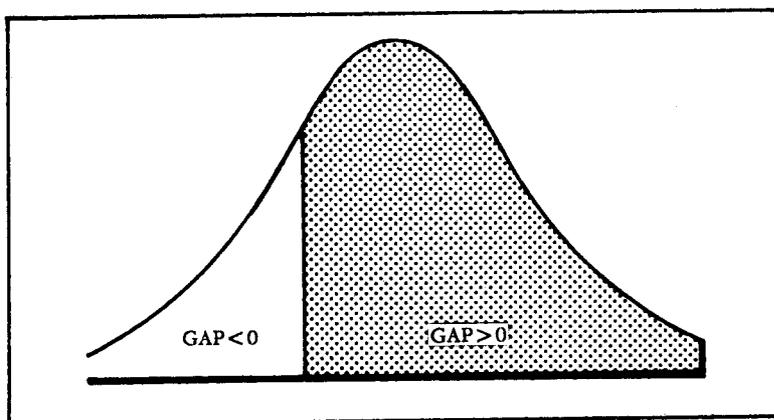
En este contexto, sea  $Y_{3i}$  una función índice inobservable sobre la cual  $Y_{1i}$  y  $Y_{2i}$  están limitadas (truncadas) en su rango. De hecho, estas últimas variables son observadas sólo si  $Y_{3i} > 0$ . Nótese que la distribución marginal de  $Y_{3i}$  está dada por  $N(X\Pi_3, \Omega_{22})$ . Por lo tanto, la función de distribución de *probabilidad* condicional (fdp) para el sistema (3) puede ser expresada como:

$$pdf_i(Y_1, Y_2 | Y_3 > 0) = \int_0^{\infty} \frac{pdf_i(Y_1, Y_2, Y_3)dY_{3i}}{1 - CDF_i(Y_3 = 0)}; \quad (4)$$

donde  $CDF_i(Y_3 = 0)$  es la función *acumulativa* marginal de distribución de la regla de decisión evaluada en cero. Esto representa la probabilidad de que la regla de decisión sea mayor que cero. Además, nótese que la *fdp* tri-

<sup>13</sup> Para mayores referencias de distribuciones trivariadas, véase Johnson y Kotz (1972).

**Figura 2**  
*Distribución normal truncada*



variada dada por el numerador de (4) puede ser expresada en términos de las siguientes funciones de distribución de probabilidad y acumulativas:

$$pdf_i(Y_1, Y_2, Y_3) = b_1(Y_1, Y_2) \cdot b_2(Y_3 | Y_1, Y_2) dY_{3i}$$

donde  $b_1$  es una función de probabilidad bivariada y  $b_2$  es la función condicional de distribución acumulativa de la regla de decisión dado que  $Y_1$  y  $Y_2$  son observados. La expresión (4) puede ser combinada con la ecuación anterior para derivar la *pdf* condicional del sistema truncado en (3),

$$pdf_i[Y_1, Y_2 | Y_3 > 0] = \frac{\int_0^{\infty} b_1(Y_1, Y_2) \cdot b_2(Y_3 | Y_1, Y_2) dY_{3i}}{1 - CDF_i(Y_3 = 0)}$$

nótese que  $b_1$  así como la función de densidad acumulativa (*FDA*) son independientes de la regla de participación  $Y_{3i}$ . Aún así cierta manipulación algebraica lleva a que

$$pdf_i[Y_1, Y_2 | Y_3 > 0] = \frac{b_1(Y_1, Y_2)}{1 - CDF_i(Y_3 = 0)} \int_0^{\infty} b_2(Y_3 | Y_1, Y_2) dY_{3i} \quad (4')$$

La inspección de (4') revela que tres elementos caracterizan el compor-

tamiento de la *fdp* condicional para cada observación. A continuación se revisan cada una de estas componentes.

1.  $b_1$  sigue una distribución normal bivariada del tipo:

$$b_1(Y_1, Y_2) \sim N\left[X\begin{pmatrix} \Pi_1 \\ \Omega_2 \end{pmatrix}, \Omega_{11}\right];$$

dado que  $v_s = Y_s - X\Pi_s$  para  $s = 1, 2$  la función de densidad de  $b_1$  puede ser expresada como:

$$b_1(Y_1, Y_2) = \frac{1}{2\pi^{2/2} |\Omega_{11}|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \begin{pmatrix} Y_1 - X\Pi_1 \\ Y_2 - X\Pi_2 \end{pmatrix} \Omega_{11}^{-1} \begin{pmatrix} Y_1 - X\Pi_1 \\ Y_2 - X\Pi_2 \end{pmatrix}\right] \quad (5)$$

Una versión diferente de la función normal de densidad (5) puede dar como resultado la función de verosimilitud para el modelo (3), si  $Y_{1i}$  y  $Y_{2i}$  son tratadas como variables estándar (no truncadas) dependientes. Ya que éste no es el caso, la caracterización de la función de verosimilitud apropiada requiere una descripción más extensa (véase a continuación).

2. La función de densidad condicional  $b_2$  describe el comportamiento estadístico de la función índice  $Y_{3i}$  ya que ésta se encuentra completamente *perdida*. Mientras que los datos para  $Y_{3i}$  no se encuentran disponibles, su función de distribución puede ser evaluada imponiendo indirectamente la estructura teórica del modelo.<sup>14</sup> La siguiente definición y lemma son requeridos para describir la densidad condicional  $b_2$ ,

DEFINICIÓN 1: Sea  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

$$\int_{-\infty}^a f(x)dx \equiv CDF(a) = \Phi\left[\frac{a-\mu}{\sqrt{\sigma}}\right];$$

entonces,

$$\int_b^{\infty} f(x)dx \equiv 1 - CDF(b) = 1 - \Phi\left[\frac{b-\mu}{\sqrt{\sigma}}\right].$$

LEMMA: Sea

$$\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} \sim N\left[\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}\right];$$

entonces, la distribución condicional para  $X_1$  dada  $X_2$  es:

<sup>14</sup>  $Y_{3i}$  puede no ser observable, pero sus efectos empíricos sobre el modelo de estimación lo son.

$$[X_1 | X_2] \sim N\left[\mu_1 + \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1}(X_2 - \mu_2), \Sigma_{11} - \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{12}\right].$$

PRUEBA: Véase Dhrymes, 1970 p. 16.

De esta manera,  $b_2$  puede ser expresada como:

$$\int_0^{\infty} b_2(Y_3 | Y_1, Y_2) dY_{3i} = 1 - \Phi \left[ \frac{0 - X\Pi_3 - \Omega'_{12} \Omega_{11}^{-1} \begin{pmatrix} Y_1 - X\Pi_1 \\ Y_2 - X\Pi_2 \end{pmatrix}}{\sqrt{\Omega_{22} - \Omega'_{12} \Omega_{11}^{-1} \Omega_{12}}} \right]. \quad (6)$$

Nótese que la función de densidad condicional de la regla de decisión es una función de toda la información disponible en el sistema. De acuerdo con la expresión (6), sólo variables observables (cuando menos parcialmente debido al truncamiento) pueden aparecer explícitamente en el modelo de estimación.

3. Finalmente, el denominador de (4') es el resultado de las características de *truncamiento* de las variables dependiente  $Y_{1i}$  y  $Y_{2i}$ . Aquí, una aplicación directa de la DEFINICIÓN 1 nos conduce a la función:

$$CDF_{\lambda}(Y_3 = 0) = \Phi \left[ \frac{0 - X\Pi_3}{\Omega_{22}^{1/2}} \right]. \quad (7)$$

La función acumulativa de distribución normal estándar  $\Phi$  en (7) denota el rango limitado de las variables dependientes observables. Nótese que en contraste con los modelos censurados, esta función depende de elementos que están dentro de la regla de decisión (los cuales son observados).

La función de verosimilitud logarítmica apropiada resultante de (4) está definida como la suma de funciones condicionales de probabilidad sobre toda la muestra observable  $i = 1 \dots N$ .<sup>15</sup>

$$\log \mathcal{L} = \sum_{i=1}^N \log \text{pdf}_i[Y_1, Y_2 | Y_3 > 0].$$

Nótese que la función de verosimilitud es una mezcla de dos *CDF* normales (probabilidades discretas) y una función de densidad. Combinando los componentes de la *fdp* condicional dada por las expresiones (5)-(7) y sacando logaritmos, la función de verosimilitud logarítmica puede ser reescrita como:

<sup>15</sup> Se requiere el supuesto de una muestra *iid* en esta proposición.

$$\log \mathcal{L} = -N \log(2\pi) - \frac{N}{2} \log |\Omega_{11}| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \Omega_{11}^{-1} \begin{bmatrix} Y_{1i} - X_i \Pi_1 \\ Y_{2i} - X_i \Pi_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1i} - X_i \Pi_1 \\ Y_{2i} - X_i \Pi_2 \end{bmatrix}, \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^N \log \left( = 1 - \Phi \left[ \frac{0 - X_i \Pi_3 - \Omega_{12} \Omega_{11}^{-1} (Y_{1i} - X_i \Pi_1)}{\sqrt{\Omega_{22} - \Omega_{12} \Omega_{11}^{-1} \Omega_{12}}} \right] \right) -$$

$$\sum_{i=1}^N \log \left( = 1 - \Phi \left[ \frac{0 - X_i \Pi_3}{\sqrt{\Omega_{22}}} \right] \right)$$

No es sorprendente, una característica de la función de verosimilitud (8) es que la matriz diagonal de covarianza, es decir  $\Omega_{12} = 0$ , transforma un modelo *Tobit* truncado en un modelo estándar de estimación de máxima verosimilitud con información completa (MVIC).<sup>16</sup> Bajo tal condición, los últimos dos renglones de la expresión (8) desaparecen. Entonces, la función de verosimilitud resultante está dada solamente por una función de densidad normal bivariada del tipo obtenido en (5).

La expresión (8) demuestra que la función de verosimilitud logarítmica es altamente no lineal, y por lo tanto sus raíces deben ser obtenidas numéricamente. Así las cosas, pueden obtenerse estimadores consistentes usando procesos iterativos de búsqueda. Olsen (1978) demuestra que si se utilizan métodos iterativos estándar, por ejemplo *Newton-Ranson* o *Scoring*, la concavidad global del  $\log \mathcal{L}$  en términos de los parámetros  $\Pi$  y  $\Omega$  siempre converge a un máximo global bajo procedimientos *Tobit* de máxima verosimilitud (MV).

## 2.2 Propiedades de los estimadores *Tobit* MV

Bajo supuestos generales, el método de máxima verosimilitud proporciona estimadores consistentes, asintóticamente normales y/o asintóticamente eficientes en el sentido de que su distribución limitada tiene la matriz de varianza-covarianza más pequeña posible. Éste es el caso donde la covarianza de los estimadores MV es igual a la cuota inferior de Cramer-Rao.<sup>17</sup>

No obstante, los procedimientos MV son particularmente sensitivos a

<sup>16</sup> Una matriz de varianza-covarianza diagonal implica que la regla de decisión no guarda relación con las variables dependientes limitadas dentro del sistema ( $W_u$  y  $H_u$ ). En este caso, la relación entre la función índice inobservable y las variables parcialmente observadas se rompe. De esta manera,  $Y_{3i}$  no es estimable y el resto del sistema no es afectado por la función índice.

<sup>17</sup> Para una especificación completa de la desigualdad de Cramer-Rao, véase Dhrymes (1970) y Chow (1983).

varios tipos de supuestos no estándar, que pueden llevar a errores importantes de especificación. Este resultado contrasta con el modelo de regresión clásica donde los estimadores de mínimos cuadrados son por lo general asintóticamente consistentes bajo heterocedasticidad, correlación serial y problemas de no normalidad. Los estimadores MV *Tobit*, por el contrario, permanecen consistentes bajo correlación serial, pero no bajo heterocedasticidad y no normalidad.

De acuerdo con Amemiya (1985), hay dos casos donde se observa heterocedasticidad en modelos *Tobit* truncados simples: *i*) El caso de un regresor consistente de sólo un término constante, y *ii*) el caso de un término constante más una variable independiente. En estos casos puede esperarse un sesgo asintótico extremadamente grande.<sup>18</sup> Además, pueden aparecer problemas de heterocedasticidad con menor frecuencia en análisis de corte transversal que en series de tiempo o información de corte transversal. Finalmente, bajo las circunstancias presentes, es decir con estimaciones de corte transversal, la correlación serial no constituye una fuente importante de errores de especificación. Por lo tanto se espera que los estimadores MV obtenidos de la maximización de la función de verosimilitud en (8) sean asintóticamente eficientes.

### 3. El conjunto de datos

Analizar la migración indocumentada de mexicanos tiene una limitación mayor en la disponibilidad de datos empíricos. La información muestral complica los procedimientos de estimación debido al estatus ilegal de los trabajadores indocumentados y a la imposibilidad de identificar inmigrantes potenciales en el régimen mexicano. Por lo tanto, los requerimientos de datos transforman un modelo regresivo de tipo esencialmente cambiante en una especificación autoselectiva donde un régimen no es observable.

#### 3.1 Selección de la muestra

Los datos muestrales de este ensayo están basados en el Censo de Población de 1980 de EU. La Oficina de Censos provee muestras de información a nivel micro para uso público que contienen información de las características de cada persona entrevistada. En particular, este estudio usa la muestra de información micro del uno por ciento (muestra B) que consta de 2 172 293 registros personales en los 50 estados y el distrito de Columbia. Los trabajadores indocumentados mexicanos se identifican en esta muestra al imponer una serie de restricciones que son las más adecuadas para describirlas.

<sup>18</sup> El modelo de estimación presentado en (3) no se parece a estos modelos.

Una metodología similar ha sido propuesta por Passel y Woodrow (1984) y Pearce y Gunther (1985). Estos artículos exploran el potencial de usar datos del censo de 1980 para obtener un mejor entendimiento sobre cómo la inmigración de México afecta la economía de EU. Su metodología sugiere que *la habilidad para hablar inglés* aporta un elemento importante para distinguir a residentes indocumentados. Aunque la información del lugar de nacimiento y ciudadanía ha sido tradicionalmente recopilada por la Oficina de Censos en años previos, el censo de 1980 introduce una dimensión adicional al incluir elementos de lenguaje.<sup>19</sup>

En particular, Pearce y Gunther caracterizan a los inmigrantes mexicanos como entrevistados nacidos en México que no hablan inglés. El presente estudio va más allá al introducir restricciones adicionales que dan un mejor perfil del indocumentado mexicano que investigaciones anteriores. El cuadro 1 resume los efectos de diferentes restricciones sobre la muestra completa del censo. Los entrevistados nacidos en México constituyen 1.02% de la muestra original; dada una población total de aproximadamente 223 millones en 1980, este porcentaje implica que 2.275 millones de mexicanos estaban viviendo legal o ilegalmente en EU.

**Cuadro 1**  
*Selección muestral\**

<i>Restricción</i>	<i>Observaciones</i>
1% Datos micro muestra B	2 172 293
Nacidos en México	22 219
Español hablado en el hogar	21 218
Origen mexicano	21 034
Rango de edad 16-70	17 690
No es ciudadano de EU	15 468
Habilidad para hablar inglés: baja o nula	11 282
Tuvo horas trabajadas en 1979	11 811
Tuvo ingresos salariales en 1979	11 395
Todas combinadas	4 662

\*Incluye datos de 20 estados de la Unión Americana que representan el 96% de la muestra original.

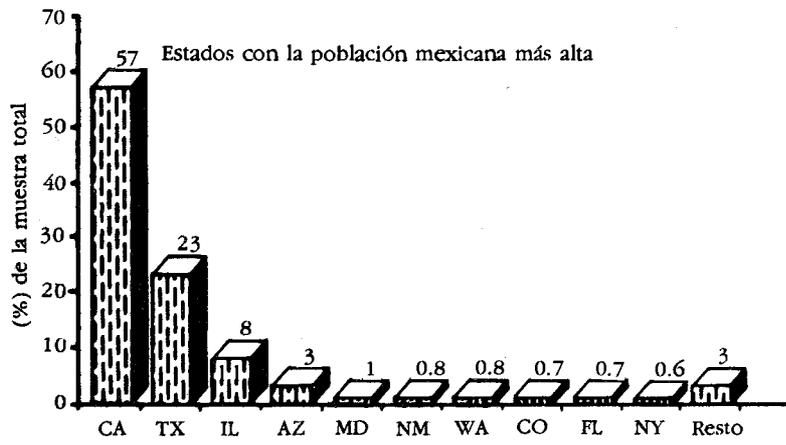
Fuente primaria: Muestra de uso público B, Censo de Población de EU, 1980.

<sup>19</sup> Nótese que los residentes indocumentados tienen incentivos para mentir sobre su estatus de ciudadanía, ya que guarda relación directa con su condición ilegal. En contraste, la habilidad para hablar inglés es una cualidad objetiva que no puede ser distorsionada por los entrevistados.

No obstante, se requieren restricciones adicionales para caracterizar a los entrevistados indocumentados mexicanos. De acuerdo al cuadro 1 las restricciones que más probablemente identifican a los residentes indocumentados mexicanos son el rango de edad, la ciudadanía de EU y, en particular, la habilidad para hablar inglés. Más aún, con el objeto de aproximarnos al comportamiento de la fuerza de trabajo de este grupo, se omitió a los entrevistados desempleados durante 1979. Este factor resulta ser una importante restricción delimitadora. Una imposición *conjunta* de las ocho restricciones del cuadro 1 da como resultado la muestra utilizada en el modelo de estimación.

Tal muestra representa el 0.22% de los datos originales del censo, lo que implica que aparentemente *menos de medio millón* de indocumentados mexicanos estaban empleados en el mercado de trabajo de EU durante 1979.<sup>20</sup> Con el fin de comparar la exactitud de esta estimación se consideró el estudio de Warren y Passel (1987): usando una metodología menos restrictiva, donde sólo fue considerada la habilidad para hablar inglés, estimaron que en 1980 el número total de indocumentados extranjeros de origen mexicano fue de 1.13 millones (*ibid.*, p 382). Esta estimación, no obstante, incluye inmigrantes trabajadores y no trabajadores, y no res-

**Figura 3**  
*Concentración regional de los asentamientos mexicanos*



Resto indica un porcentaje de los 20 estados de la muestra.

Fuente primaria: Muestra de uso público B, censo de población de EU 1980.

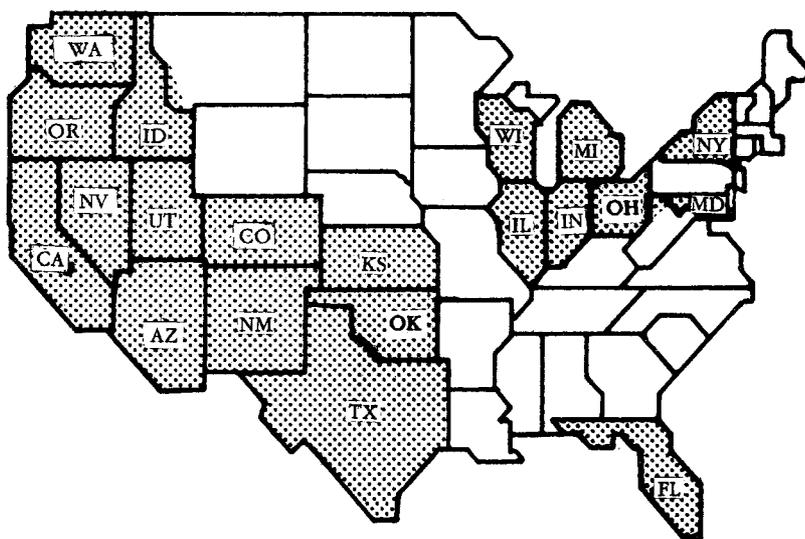
<sup>20</sup> La cantidad real es de 498 516. Cuatro por ciento más que el número calculado sobre sólo 20 estados (96 por ciento de la muestra total).

tringe el rango de edad. Consecuentemente, se puede establecer que casi la mitad de la población indocumentada mexicana es menor de edad y/o no participa en el mercado de trabajo.

Un descubrimiento importante confirmado por la muestra obtenida es que la inmigración indocumentada mexicana es un fenómeno regional. Ciertamente, se observan asentamientos altamente concentrados en pocas partes de Estados Unidos. De acuerdo con la figura 3, sólo tres estados capturan hasta 88% de los inmigrantes nacidos en México: California (57%), Texas (23%) e Illinois (8%). No obstante, con el fin de obtener una muestra representativa a nivel nacional, los 20 estados con la población mexicana más grande, las regiones sombreadas en la figura 4, fueron incluidos en la base de datos. Esta agregación corresponde al 96% de la muestra nacional.

Finalmente, es importante hacer notar que aun cuando muchos miembros del grupo *proxy* identificados en el cuadro 1 no sean en realidad trabajadores indocumentados mexicanos, el uso de la información del censo puede proveer la información requerida para el análisis empírico. De acuerdo a Pearce y Gunther, los censados contienen habilidades de trabajo y características sociodemográficas comparables al típico trabajador ilegal, y son capaces, muy probablemente, de reproducir su comportamiento económico. Más aún, la información del censo es probablemente más cercana a lo aleatorio y metodológicamente más acertada que las encuestas regionales sobre inmigrantes mexicanos que proliferan en este campo.

**Figura 4**  
*Distribución geográfica de la muestra*



### 3.2 Las variables

Además de la posibilidad de identificar a residentes indocumentados mexicanos, el censo otorga ventajas adicionales. Contiene descripciones detalladas de características económicas, sociales y demográficas de los inmigrantes. Usando la información codificada de los archivos originales, las siguientes variables son definidas y calculadas para cada observación de la manera siguiente:<sup>21</sup>

#### i) Variables económicas

WAGE	Salario, sueldo o ingreso por autoempleo en 1979 (dólares).
HOURS	Horas trabajadas en 1979, que es el producto de las horas trabajadas por semana y el número total de semanas trabajadas en 1979 (horas).
ASSETS	Ingreso proveniente de todas las fuentes menos de WAGE en 1979 (dólares).

#### ii) Variables personales:<sup>22</sup>

AGE	Edad (años).
SEX	0, si es hombre, 1, mujer.
MARITAL	0, si es casado, 1, de otra manera.
SCHOOL	Educación formal (años).
CHILDREN	0, información no disponible u hombre, 1, ninguno, 2, si un niño, . . .
ENGLISH	Habilidad para hablar inglés: 0, si no lo habla muy bien, 1, si no lo hace en lo absoluto.
IMMIGR	Años de inmigración: 1, si 1975-1980, 2, si 1970-1974, 3, si 1965-1969, 4, si 1960-1964, 5, si 1950-1959, y 6, si antes de 1950.
POVERTY	Estatus de pobreza en 1979: 0, información no disponible, 1, debajo del nivel de pobreza y 2, por encima.

#### iii) Variables demográficas.

HOUSEHLD	1, si es jefe de familia; 0, de otra forma.
FAMILY	1, si es miembro de la familia dentro del hogar; 0, de otra forma.

<sup>21</sup> Las unidades de las variables están entre paréntesis.

<sup>22</sup> Este conjunto de variables son intrínsecas al individuo y no exclusivas del ambiente de EU.

URBAN	1, si tiene residencia SMSA; 0, de otra forma.
INDAGR	1, si trabaja en la industria agrícola; 0, de otra forma.
INDCONST	1, si trabaja en la industria de la construcción; 0, de otra forma.
INDMANUF	1, si trabaja en la industria manufacturera; 0, de otra forma.
INDSERV	1, si trabaja en servicios; 0, de otra forma.
OCCUTECH	1, si tiene ocupación técnica; 0, de otra forma.
OCCUSERV	1, si tiene ocupación en servicios; 0, de otra forma.
OCCUFARM	1, si tiene ocupación en una granja, forestal o pesca; 0, de otra forma.
OCCUPROD	1, si tiene ocupación de producción, artesano o reparación; 0, de otra forma.
PRIVATE	1, si es empleado de compañía privada; 0, de otra forma.

El resumen de estadísticos de estas variables se presenta en el cuadro 2. De acuerdo con esta información, en la muestra los trabajadores indocumentados mexicanos tienden típicamente a ser hombres, casados y menores de 30 años. La estructura de edad de la muestra sugiere una población trabajadora relativamente joven caracterizada por inmigrantes recién llegados, comúnmente con no más de 10 años de inmigración. Su educación formal es casi de ocho años, y 42% de la muestra no habla inglés en lo absoluto.

El trabajador mexicano típico gana anualmente más de siete mil dólares. Estos ingresos representan una tasa de salario promedio de 4.35 dólares/hora, que significan una cantidad 45% más alta que el salario mínimo en 1980, que fue de 3.10 dólares/hora, pero 34% más bajo que los ingresos promedio por hora de los trabajadores legales, que es de 6.55 dólares/hora.<sup>23</sup> El ingreso por riqueza reportado (ASSETS) proporciona poca información sobre la riqueza neta de los trabajadores mexicanos. Esto es de esperarse ya que a los censados se les pide que reporten ingresos financieros, de seguridad social y de asistencia pública. Probablemente ninguno de estos conceptos caracterice la riqueza real, del trabajador inmigrante indocumentado. En caso de que la haya, ellos tienden a guardar sus activos en su comunidad de origen, por ejemplo en ganado y propiedades.

#### 4. La estimación empírica

En esta sección se esboza el procedimiento de estimación del modelo MV *Tobit* propuesto. Se identifican dos versiones del modelo riginal, lo que

<sup>23</sup> Salario mínimo legal y tasa de salario promedio para todos los trabajadores no supervisores en el sector privado. Fuentes: FMI, *International Financial Statistics* y AN.C10 respectivamente.

permite la derivación de un análisis de inferencia robusto. Éstas se distinguen por el número de restricciones de exclusión impuestas en la estructura original. Adicionalmente, se presenta un procedimiento detallado de estimación con base en el modelo econométrico general descrito en la sección 3.

**Cuadro 2**  
*Resumen de estadísticas*

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desv. estándar</i>	<i>Valor mín.</i>	<i>Valor max.</i>
EARNING	7 148.90	5 174.40	15.0	75 000.0
HOURS	1 642.70	722.30	1.0	5 148.0
ASSETS	261.80	1 628.80	-3 265.0	67 005.0
AGE	33.00	11.60	16.0	70.0
SEX	0.33	0.47	0.0	1.0
MARITAL	0.32	0.46	0.0	1.0
SCHOOL	7.90	4.00	0.0	22.0
CHILDREN	1.20	2.30	0.0	13.0
ENGLISH	0.58	0.49	0.0	1.0
IMMIGR	2.10	1.30	1.0	6.0
POVERTY	4.90	2.20	0.0	7.0
HOUSEHLD	0.49	0.50	0.0	1.0
FAMILY	0.40	0.49	0.0	1.0
URBAN	0.30	0.46	0.0	1.0
INDAGR	0.19	0.39	0.0	1.0
INDCONST	0.08	0.27	0.0	1.0
INDMANUF	0.41	0.49	0.0	1.0
INDSERV	0.31	0.46	0.0	1.0
OCCUTECH	0.04	0.21	0.0	1.0
OCCUSERV	0.15	0.36	0.0	1.0
OCCUFARM	0.18	0.38	0.0	1.0
OCCUPROD	0.61	0.49	0.0	1.0
PRIVATE	0.96	0.20	0.0	1.0

Fuente primaria: Muestra de uso público B, Censo de población de EU, 1980.

Considérese una especificación más conveniente para el sistema simultáneo (1), donde se observan variables dependientes truncadas para el tamaño de muestra  $Nu$ , esto es,  $W_i = W_{ui}$  y  $H_i = H_{ui}^*$  (véanse las condiciones en el modelo (2)):

La ecuación observada de salario es:

$$\log WAGE_i = d_0 + Z_i d + u_{1i}, \quad (1a')$$

con  $i = 1 \dots Nu$ ;

la oferta de trabajo observada es:

$$\log[1 - HOURS_i] = b_0 + b_1 AGE_i + b_2 ASSETS_i + b_3 \log WAGE_i - Z_i b + u_{2i}, \quad (1b')$$

con  $i = 1 \dots Nu$ ;

la regla no observada de participación es:

$$GAP_t \equiv \gamma_0 + \gamma_1 ASSETS_t + \gamma_2 \log WAGE_t + Z\gamma + u_{3t}, \quad (1e')$$

con  $t = 1 \dots N$  y  $\gamma \equiv g-d$ ;

donde  $d$ ,  $b$  y  $\gamma$  son vectores conformables de características socio-demográficas ( $Z$ ). De nuevo, nótese que  $\gamma$  representa una combinación lineal de parámetros que influye a la ecuación de salarios en ambos países, EU ( $d$ ) y México ( $g$ ).

Una restricción importante en el sistema simultáneo (1') está dada por la exclusión de la habilidad para hablar inglés como un regresor en la ecuación de horas, es decir  $b_{.5} = 0$ .<sup>24</sup> La cantidad de tiempo destinada a actividades del mercado no está correlacionada explícitamente con las habilidades lingüísticas de los trabajadores indocumentados. Las decisiones de oferta de trabajo sólo están relacionadas con esa variable a través de la tasa de salario. Además, se estimaron dos modelos diferentes; el condicional y el incondicional. La distinción entre estos modelos está dada por la exclusión de todas excepto una de las variables demográficas. Se imponen tales restricciones para evaluar los efectos del ambiente huésped sobre la oferta de trabajo y la decisión de participar de los trabajadores indocumentados mexicanos.

Más aún, otra fuente de identificación está dada por las características urbanas de los trabajadores indocumentados que están incluidas en la decisión de inmigrar, pero no en la ecuación de horas salario. La existencia de una red de reclutamiento informal en los asentamientos mexicanos apoya esta restricción. Dichas redes permiten encontrar trabajo dejando de lado las características urbanas del trabajador en Estados Unidos. Finalmente, con base en las pruebas estadísticas, la ecuación de salario fue más robusta cuando las variables de industria eran omitidas (INDCONST, INDMANUF e INDSERV) lo cual permitió que las actividades no agrícolas fueran aproximadas por variables ocupacionales (OCCUTECH, OCCUSERV y OCCUPROD).

#### 4.1 El modelo de estimación

La especificación empírica descrita en (1') se reproduce aquí usando la estructura básica de estimación esbozada en la sección 3. El modelo estructural puede ser escrito como:

$$YB + XT' = U, \quad (3)$$

<sup>24</sup> Los subíndices con punto representan coeficientes asociados con las características sociodemográficas  $Z$ .

donde:

$$Y = [\log WAGE, \log(\bar{L} - \text{HOURS}), GAP];$$

$$X = [1, \text{AGE}, \text{ASSETS}, Z'];$$

$$U = [u_1, u_2, u_3] \sim N(0, \Sigma),$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & -b_3 & -g_2 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \text{ y } G = \begin{bmatrix} d_0 & b_0 & g_0 \\ 0 & b_1 & 0 \\ 0 & b_2 & g_1 \\ d & -b & g \end{bmatrix}$$

Por lo tanto, la forma reducida de (3) es:

$$\log WAGE_t - [d_0 + Zd] = v_{1t}, \quad (10a)$$

$$\log(\bar{L} - \text{HOURS}_t) - [(b_0 + d_0 b_3) + b_1 \text{AGE}_t + b_2 \text{ASSETS}_t - Z(b - db_3)] = v_{2t}, \quad (10b)$$

$$GAP_t \equiv -[(\gamma_0 + d_{0\gamma_2}) + \gamma_1 \text{ASSETS}_t + Z(\gamma + d_{\gamma_2})] = v_{3t}; \quad (10c)$$

donde  $\bar{L}$  es la cantidad total de ocio disponible en un periodo dado,  $v$  es un vector de términos aleatorios tal que  $[v_{1t}, v_{2t}, v_{3t}] \sim N(0, \Omega)$  y la matriz de covarianza toma la forma dada en la sección 3.1.

Aplicando el procedimiento de estimación desarrollado en la expresión (8), la función de verosimilitud logarítmica del sistema simultáneo (10) está determinada por

$$\log L = -N_u \log(2\pi) - \frac{N_u}{2} |\Omega_{11}| - \sum_{i=1}^{N_u} \left\{ \frac{pdf_i}{2} - \log[1 - CDF_{1i}] + \log[1 - CDF_{2i}] \right\}, \quad (11)$$

donde las funciones de distribución acumulativas y de probabilidad están definidas en términos de la forma reducida del término estocástico  $v_i$  y su respectiva matriz de covarianza:

$$pdf_i = \frac{1}{|\Omega_{11}|} [v_{1i}^2 \omega_{22} - 2v_{1i} v_{2i} \omega_{12} + v_{2i}^2 \omega_{11}],$$

$$CDF_{1i} = \Phi \left[ \frac{v_{3i}}{\Omega_{22}^{1/2}} \right],$$

$$CDF_{2i} = \Phi \left[ \frac{v_{3i} - \{v_1(\omega_{22}\omega_{13} - \omega_{12}\omega_{23}) + v_2(\omega_{11}\omega_{23} - \omega_{12}\omega_{13})\} / |\Omega_{11}|}{\sqrt{\Omega_{22}^2 - (\omega_{22}\omega_{13}^2 - 2\omega_{12}\omega_{13}\omega_{23} + \omega_{11}\omega_{23}^2) / |\Omega_{11}|}} \right].$$

Nótese que se requiere que la matriz de covarianza  $\Omega$  sea no singular ya que  $\Omega^{-1}$  debe existir. Además, se supone que  $\Omega$  es positiva definida de tal forma que se asegure la concavidad global. Dhrymes (1970) propone una transformación manejable que garantiza este resultado.

PROPOSICIÓN 1: Sea  $\Omega$  una matriz positiva definida de orden 3. Entonces existe una matriz triangular superior  $P$  tal que  $\Omega = PP'$ .

PRUEBA: Véase Dhrymes, 1970, p. 579; PROPOSICIÓN 15 y ENUNCIADO 9.

Así, la matriz de varianza-covarianza, puede ser reescrita como

$$\Omega = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & P_{13} \\ 0 & P_{22} & P_{23} \\ 0 & 0 & P_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{11} & 0 & 0 \\ P_{12} & P_{22} & 0 \\ P_{13} & P_{23} & P_{33} \end{bmatrix},$$

donde se aplican las siguientes definiciones:

$$\begin{aligned} \omega_{11} &= P_{11}^2 + P_{12}^2 + P_{13}^2 & \omega_{12} &= P_{22}P_{12} + P_{23}P_{13} & \omega_{13} &= P_{33}P_{13} \\ \omega_{22} &= P_{22}^2 + P_{23}^2 & \omega_{23} &= P_{33}P_{23} \\ \omega_{33} &= P_{33}^2. \end{aligned}$$

Más aún, Maddala (1983) recomienda que "ya que  $\gamma$  es estimable hasta un factor escalar, nosotros supondremos que  $[\text{Var}(v_{3i})] = 1$ ." (*Ibid.*, p. 223.) Esta regla de normalización implica que  $P_{33}^2 = 1$ .<sup>25</sup>

La estimación de parámetros en el sistema simultáneo (10) se realiza para ambos modelos, condicional e incondicional. Se utilizan tres procedimientos econométricos: mínimos cuadrados iterativos en tres etapas (MCIT3E), máxima verosimilitud de información completa estándar (MVIC) y máxima verosimilitud de *Tobit* (MV *Tobit*).<sup>26</sup> La estimación en MCIT3E fue aplicada directamente a la ecuación (10a) y (10b) usando la versión estructural de SAS/ETS procedimiento lineal simultáneo. El procedimiento MVIC también emplea la ecuación (10a) y (10b), mientras la estimación por MV *Tobit* requiere la maximización de la función de verosimilitud logarít-

<sup>25</sup> Nótese que bajo esta normalización  $\omega_{13}$  y  $\omega_{23}$  no son únicos ya que  $P_{33} = \pm 1$ , es decir,  $P_{33} = \sqrt{1}$ .

<sup>26</sup> Recuérdese que bajo supuestos de linealidad y normalidad los métodos MCIT3E y MVIC son equivalentes. Esta equivalencia se prueba empíricamente en la siguiente sección.

mica (11) por procedimientos numéricos iterativos. Se emplearon las subrutinas GQOPT4/I en estos casos.<sup>27</sup> En particular, el modelo MVIC fue estimado utilizando los algoritmos DFP y GRADX, mientras la estimación del modelo *Tobit* requirió sólo de la optimización por DFP.<sup>28</sup>

La convergencia está asegurada por la concavidad global de la función de verosimilitud logarítmica (11). Sin embargo, es necesario proporcionar valores iniciales adecuados para mejorar la velocidad de convergencia. En este estudio, se tomaron los estimadores de MCIT3E como valores iniciales en el proceso de optimización. La desventaja de esta aproximación es que no se calculan estimadores iniciales para los parámetros asociados con la regla de decisión, es decir  $\gamma_0$ ,  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$ ,  $g$ ,  $\omega_{13}$  y  $\omega_{23}$ . Por consiguiente, estos valores son iniciados en cero. Ambos conjuntos de conversiones obtenidas en este estudio, la condicional y la incondicional, reportan parámetros estimados óptimos.<sup>29</sup>

El modelo (10) se calcula usando una oferta de trabajo definida en términos del valor  $\bar{L}$ , la cantidad máxima de ocio en un periodo dado. No obstante, la medida apropiada de la oferta de trabajo es objeto de debate. Hanoch (1980) desarrolla un modelo teórico en el cual la sustitución imperfecta entre diferentes definiciones del tiempo de ocio se reconoce explícitamente. Él concluye que los diferentes tipos de ocio se distinguen por sus dimensiones correspondientes de tiempo. Por lo tanto, "ocio durante semanas de trabajo ( $L_1$ ) y ocio durante semanas sin trabajo ( $L_2$ ), son argumentos separados en la función de utilidad y de este modo no son sustitutos perfectos." (*Ibid.*, p. 120.) No obstante, siguiendo las sugerencias de Ghez y Becker (1975), Smith (1977) y Heckman y MaCurdy (1980), el presente modelo estima una función de oferta de trabajo definida para  $\bar{L} = 8760$  horas, el número total de horas trabajadas en un año.

Las estimaciones de todos los parámetros en el modelo estructural (10) se reproducen en los cuadros 3-6. Con fines comparativos, la primera columna reporta los estimadores por MCIT3E. Las siguientes columnas proporcionan los estimadores de MVIC y MV *Tobit* para ambos modelos, condicional e incondicional. La inspección de estos estimadores revela que MCIT3E y MVIC generan resultados estadísticos idénticos. Por consiguiente, dado que el modelo estructural es lineal, los resultados empíricos apoyan el supuesto de términos con distribución normal aleatoria. La evidencia

<sup>27</sup> Véase Goldfeld y Quandt (1986), GQOPT4/I versión 4.01. Princeton University, mimeo.

<sup>28</sup> Para las descripciones de los algoritmos DFP y GRADX, véase Powell (1971) y la explicación de la cuadrática ascendente en Goldfeld y Quandt (1972), respectivamente. Olea (1988, Apéndice B) presenta el programa *Fortran* usado para estas estimaciones.

<sup>29</sup> Por supuesto, la convergencia no garantiza que se ha localizado un óptimo global.

de normalidad es un prerrequisito *sine qua non* para evitar los errores de especificación bajo procedimientos MV.

#### 4.2 La matriz de varianza-covarianza y las pruebas de especificación

Si bien es imposible concluir del análisis empírico que el método de estimación MV *Tobit* propuesto proporciona mejores resultados, las comparaciones demuestran que nos lleva a diferentes estimadores empíricos. Además, está claro que la estimación por MV *Tobit* es eficiente y asintóticamente insesgada. En contraste con los métodos de MCIT3E y MVIC, la función de verosimilitud propuesta en (11) introduce problemas de especificación resultantes del uso de una muestra truncada ( $CDF_1$ ) y de un régimen mexicano no observado ( $CDF_2$ ). Como se esperaba, los procedimientos estándar (MCIT3E y MVIC) son sesgados e inconsistentes ya que no corrigen el sesgo por autoselección. Estas diferencias parecen favorecer el método MV *Tobit* propuesto. No obstante, el que la fuente de una mala especificación sea lo suficientemente significativa para justificar la carga computacional impuesta por las técnicas MV *Tobit* en la ecuación de salario y horas, representa una interrogante empírica.<sup>30</sup>

Para tratar esta pregunta se pueden considerar dos argumentos. Primero, la correlación entre las funciones de salario y horas y la regla de participación  $\Omega_{12}$ , es decir  $\omega_{13}$  y  $\omega_{23}$ . Valores significativos de correlación implican errores importantes de especificación si el sesgo de autoselección es omitido de la estrategia de estimación. Segundo, la razón principal para calcular y reportar resultados de MVIC además de los estimadores por MV *Tobit* es el establecer un modelo general de referencia contra el cual se pueden calcular las pruebas de razones de verosimilitud. Esta medida establece el nivel de desempeño de la estimación por MV *Tobit* con respecto a procedimientos estándar.

Considérense los estimadores de la matriz  $P$  de transformación reportados en el cuadro 3. Aplicando la definición utilizada en (11), la matriz de varianza-covarianza triangular superior para el modelo incondicional es:

$$W = \begin{bmatrix} 0.346 & -0.001 & *0.588 \\ & & (0.014)^* \\ & 0.012 & *0.067 \\ & & (0.003)^* \\ & & 1.000 \end{bmatrix}$$

<sup>30</sup> Obsérvese que esta controversia no se aplica a la regla de participación (GAP), ya que bajo procedimientos estándares esta función no es estimable, es decir, la variable GAP no es observable. En este contexto, la estimación por MV *Tobit* es sin duda superior.

donde los términos entre paréntesis son errores estándar asintóticos y los asteriscos denotan un coeficiente significativamente diferente de cero a un nivel de confianza de 95%.<sup>31</sup> La inferencia estadística sugiere que la regla de decisión (GAP) influye en los ingresos salariales y la decisión de oferta de trabajo de los trabajadores indocumentados que ya participan en la fuerza de trabajo de EU. La exclusión de la ecuación de GAP negará tal correlación con el sesgo asintótico correspondiente. Más aún, estos resultados indican que pueden obtenerse ganancias importantes en eficiencia usando procedimientos de información completa, ya que no se acepta la hipótesis de una matriz de covarianza diagonal.

**Cuadro 3**  
*Estimadores de la regresión de la matriz de varianza-covarianza: P.*  
(Errores asintóticos estándar entre paréntesis)

Variable	Condicional		Incondicional	
	MVIC	MV. Tobit	MVIC	MV. Tobit
$P_{11}$	0.708 (0.007)*	0.274 (0.007)*	0.690 (0.007)*	0.479 (0.009)*
$P_{22}$	0.095 (0.001)*	0.088 (0.001)*	0.092 (0.001)*	0.088 (0.001)*
$P_{33}$	1.0 —	1.0 —	1.0 —	1.0 —
$P_{12}$	-0.343 (0.011)*	-0.081 (0.011)*	-0.303 (0.011)*	-0.462 (0.011)*
$P_{13}$	—	-2.26 (0.053)*	—	-0.588 (0.014)*
$P_{23}$	—	0.107 (0.006)*	—	-0.067 (0.003)*
Valor de Log Verosimilitud	-647.8	-395.4	-400.8	-144.8
Observaciones ( $Nu$ ) = 4662				

\* Denota un coeficiente significativamente diferente de cero a un nivel de confianza de 95 por ciento.

Aparte de generar parámetros estimados consistentes y eficientes, la estimación por *MV Tobit* tiene otra función. La de servir como un modelo de referencia contra el cual se mida el *desempeño* de los modelos estandar MVIC. Recuérdese que el modelo *MV Tobit* es equivalente a la especificación de MVIC si  $\omega_{13}$  y  $\omega_{23}$  son iguales a cero. Por consiguiente, se puede efectuar una prueba de razones de verosimilitud bajo estas restricciones. La estimación por *MV Tobit* constituye el modelo irrestricto contra el cual un modelo alternativo restringido (MVIC) puede comparar su desempeño

<sup>31</sup> Sobre la indeterminación de las covarianzas  $\omega_{13}$  y  $\omega_{23}$ ; véase nota 25.

empírico. De acuerdo con el cuadro 3, el valor de la prueba LR (-2 veces el logaritmo de la razón de verosimilitud) tanto para el modelo condicional como para el incondicional, son de 504.8 y 512.0 respectivamente. Usando una distribución  $X^2$  con (Nu-48) grados de libertad, permite rechazar la hipótesis nula (modelo MVIC) en favor de la estimación por MV *Tobit*, con 99 por ciento de confianza en ambos casos.

De la misma manera, una prueba similar puede llevarse a cabo bajo la estructura empírica de MV *Tobit* comparando los modelos condicional e incondicional. Aquí, el modelo restringido es la especificación condicional, donde todas las variables *dummies* demográficas excepto uno (PRIVATE), se igualan a cero. En este caso, la razón -2 Log de Verosimilitud es de 501.2 la cual, bajo una distribución  $X^2$  con (Nu-48) grados de libertad, permite rechazar la hipótesis nula en favor de los modelos incondicionales.

Para resumir, la estimación por MV *Tobit* proporciona los estimadores más eficientes y asintóticamente insesgados cuando se compara con procedimientos estándar que no toman en cuenta la selección de muestra. Más aún, la inclusión de toda la información disponible, en términos de variables demográficas, también mejoran el desempeño de la estimación bajo el modelo incondicional. Finalmente, se esperan ganancias por eficiencia con el uso de procedimientos de información completa que incluyen la ecuación de participación (GAP), ya que se rechaza la hipótesis de una matriz de covarianza diagonal.

#### 4.3 La función de salario

En el cuadro 4 se presentan estimadores empíricos del logaritmo de los salarios de los trabajadores indocumentados mexicanos. Del conjunto de características personales sólo sexo y estado civil tienen efectos sustanciales sobre los salarios de EU. Los trabajadores ilegales hombres solteros tienen mayor probabilidad de tener una tasa de salario más alta que las mujeres o que los hombres casados. Las contradicciones observadas con los estimadores de MCIT3E y MVIC pueden explicarse por errores de especificación debido al sesgo por autoselección en métodos estándar de estimación.

Una fuente adicional de divergencia se encuentra en la inferencia estadística del estimador de SCHOOL. En contraste con los coeficientes de MCIT3E y MVIC, el modelo incondicional MV *Tobit* reporta que la educación formal tiene un efecto positivo estadísticamente significativo sobre los salarios.<sup>32</sup> Contrariamente a la opinión convencional, este resultado implica que los inmigrantes indocumentados de hecho son capaces de transferir

<sup>32</sup> Recuérdese que la existencia de correlación estadística entre dos variables no implica *causalidad*.

parte de su educación específicamente mexicana al mercado de trabajo de EU. La inversión en capital formal humano (educación escolar) puede ser una inversión rentable aún en el país huésped. De esta manera, la educación formal mexicana es transferible entre regímenes.

**Cuadro 4**  
*Estimadores de la regresión de la ecuación de salario: LogWAGE*  
(Errores asintóticos estándar entre paréntesis)

Variable	MCIT3E	Condicional		Incondicional	
		MVIC	MV. Tobit	MVIC	MV. Tobit
INTERCEPT (d <sub>0</sub> )	7.61 (0.093)*	7.50 (0.079)*	11.45 (0.438)*	7.63 (0.094)*	8.30 (0.024)*
SEX (d <sub>1</sub> )	-0.379 (0.039)*	-0.606 (0.038)*	-2.93 (0.405)*	-0.378 (0.039)*	-0.216 (0.039)*
MARITAL (d <sub>2</sub> )	-0.127 (0.025)*	-0.177 (0.025)*	0.685 (0.294)*	-0.129 (0.025)*	0.161 (0.027)*
SCUOOL (d <sub>3</sub> )	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.047 (0.046)	0.002 (0.002)	0.045 (0.004)*
CHILDREN (d <sub>4</sub> )	0.014 (0.008)	0.003 (0.008)	-0.019 (0.072)	0.014 (0.008)	-0.005 (0.008)
ENGLISH (d <sub>5</sub> )	0.033 (0.022)	0.073 (0.022)*	0.517 (0.085)*	0.033 (0.021)	0.020 (0.019)
IMMIGR (d <sub>6</sub> )	0.026 (0.009)*	0.052 (0.009)*	0.306 (0.041)*	0.024 (0.009)*	0.035 (0.007)*
POVERTY (d <sub>7</sub> )	0.215 (0.005)*	0.196 (0.005)*	0.875 (0.049)*	0.215 (0.005)*	0.167 (0.004)*
HOUSEHLD (d <sub>8</sub> )	0.121 (0.040)*	-	-	0.115 (0.040)*	0.146 (0.028)*
FAMILY (d <sub>9</sub> )	-0.406 (0.041)*	-	-	-0.414 (0.041)*	-0.303 (0.031)*
INDAGR (d <sub>11</sub> )	-0.234 (0.058)*	-	-	-0.241 (0.058)*	-0.133 (0.029)*
OCCUTECH (d <sub>15</sub> )	-0.115 (0.077)	-	-	-0.108 (0.077)	-0.056 (0.055)
OCCUSERV (d <sub>16</sub> )	-0.218 (0.063)*	-	-	-0.215 (0.063)*	-0.146 (0.039)*
OCCUPROD (d <sub>18</sub> )	-0.052 (0.058)	-	-	-0.050 (0.058)	-0.005 (0.029)
PRIVATE (d <sub>19</sub> )	0.168 (0.056)*	0.186 (0.094)*	-0.003 (0.018)	0.159 (0.058)*	0.111 (0.029)*
R2 Ponderada	0.317				
Valor de Log Verosimilitud		-647.8	-395.4	-400.8	-144.8
Observaciones (Nu) =	4662				

\* Denota un coeficiente significativamente diferente de cero a un nivel de 95% de confianza.

En contraste, es menos probable que la educación específica al régimen de EU, por ejemplo la habilidad para hablar inglés, afecte los ingresos de los trabajadores indocumentados. El parámetro estimado de inglés no es estadísticamente significativo al 95 de confianza en MCIT3E y modelos incondicionales. Este resultado apoya la tendencia observada en los trabajadores ilegales, que demuestran pocos incentivos para aprender inglés.

La falta de correlación estadística entre la habilidad para hablar inglés y las tasas de salario puede ser explicada por los efectos de solidaridad grupal y/o de redes informales. Aquí, los trabajadores mexicanos tienden a colocarse en trabajos que reproduzcan su ambiente nativo al trabajar con compatriotas. En este contexto, la coordinación laboral tiene lugar dentro del mismo grupo sin la necesidad de comunicarse en lengua extranjera. Sólo se requiere una persona bilingüe, por ejemplo el capataz, como puente entre los patrones que hablan inglés y los trabajadores indocumentados. La deficiencia en el dominio del inglés puede dar evidencia a favor de las características transitorias de la inmigración indocumentada mexicana, en la cual se observan bajas tasas de asimilación social y cultural.

En la estimación de la variable *IMMIGR* se obtiene un resultado robusto. La experiencia específica en EU, dentro y fuera del mercado, constituye una fuente de inversión en capital humano. A diferencia de otras formas específicas de inversión en capital humano en EU (por ejemplo la habilidad para hablar inglés) el tiempo de inmigración tiene un efecto directo sobre los salarios.<sup>33</sup>

En suma, se demuestra que la inversión en capital humano de los residentes mexicanos puede tomar las siguientes formas: educación formal interna (*SCHOOL*), habilidades especiales de EU (*ENGLISH*) y experiencia en EU (*IMMIGR*). La educación formal en México puede ser transferida entre regímenes y afecta positivamente a los salarios en EU. Además, la habilidad para hablar inglés no constituye una inversión rentable, ya que los trabajadores indocumentados tienden a colocarse en trabajos de poca calificación donde la organización grupal elimina la necesidad de interacción con el inglés hablado. Finalmente, el tiempo de inmigración constituye una variable *proxy* para el entrenamiento laboral, donde el grado de asimilación dentro del mercado de trabajo de EU es proporcional a la experiencia migratoria.

#### 4.4 La oferta de trabajo

En el cuadro 5 se presentan estimadores de la oferta de trabajo.<sup>34</sup> De acuer-

<sup>33</sup> Nótese que el tiempo de inmigración no está necesariamente correlacionado positivamente con la habilidad para hablar inglés.

<sup>34</sup> Recuérdese que la oferta de trabajo en el régimen de EU es recíproca a la demanda de ocio, es decir  $H_u = 1 - L_u$ .

do con el modelo de ciclo vital de la inmigración indocumentada descrito en Olea (1988), las preferencias de tiempo y tasas de interés son capturadas por el coeficiente estimado de AGE. Aunque los inmigrantes más viejos tienen una tendencia a trabajar más, como se espera en el modelo teórico, este parámetro no es estadísticamente significativo bajo ambos modelos incondicionales (MVIC y MV *Tobit*). La racionalidad de este comportamiento puede estar dada por la equivalencia entre las preferencias de tiempo y la tasa de interés real, es decir  $r \approx p$ .<sup>35</sup> El coeficiente estimado de ASSETS, en contraste, es enteramente convencional. Los incrementos en el ingreso por propiedad en EU reducen el número de horas asignadas a las actividades de mercado.

La oferta de trabajo de los trabajadores indocumentados mexicanos parece ser positiva y relativamente inelástica a cambios en la tasa de salarios en EU. Bajo el modelo MV *Tobit*, las elasticidades salario estimadas de demanda de ocio son  $-0.052$  y  $-0.060$  para los modelos incondicional y condicional, respectivamente. No obstante, se sobrestima sustancialmente la elasticidad salario en términos absolutos, cuando se utilizan procedimientos de estimación estándar. Tanto MCIT3E como MVIC reportan estimadores de elasticidades salario con rangos de  $-0.102$  hasta  $-0.114$ , donde estos estimadores rechazan la hipótesis nula al 95% de confianza.

Estudios similares del ciclo vital hechos por Smith (1977), MaCurdy (1985) y Altonji (1986), entre otros, parecen confirmar este resultado.<sup>36</sup> Smith usa información grupal sintética de una muestra tomada en 1967 de hombres blancos y negros, y encuentra demandas de ocio de  $-0.06$  y  $-0.10$ , respectivamente. MaCurdy utiliza información de corte transversal sobre hombres blancos casados en edad madura, obteniendo estimadores de la oferta de trabajo en un rango de  $-0.08$  a  $-0.15$ . Finalmente, Altonji calcula la sensibilidad a lo largo del ciclo vital de las decisiones de oferta de trabajo sobre una muestra longitudinal de hombres blancos casados, estimando elasticidades del orden de  $0.09-0.17$ . Desafortunadamente, no existen estudios similares sobre inmigración indocumentada en la literatura económica.

#### 4.5 La decisión de participar

La contribución más importante de este análisis es la estimación empírica de la regla de participación de los indocumentados. Dado que el régimen mexicano no es observado, este objetivo sólo puede alcanzarse mediante

<sup>35</sup> De acuerdo con el modelo teórico  $b_1 = -\log R$ , donde  $R = (1+p)/(1+r)$ . Entonces  $b_1 = 0$  si  $p=r$ . [*Ibid.*, p. 88.]

<sup>36</sup> Véase Killingsworth (1983) para una recapitulación amplia de los estimadores de las elasticidades de la oferta de trabajo a lo largo del ciclo vital (p. 298).

**Cuadro 5**  
**Estimadores de regresión de la oferta de trabajo: Log (L-HOURS)**  
 (Errores asintóticos estándar entre paréntesis)

Variable	Condicional			Incondicional		
	MCIT3E	MVIC	MV Tobit	MVIC	MV Tobit	MV Tobit
INTERCEPT (h <sub>0</sub> )	9.72 (0.338)*	9.78 (0.226)*	9.41 (0.064)*	9.77 (0.325)*	9.48 (0.010)*	9.48 (0.010)*
AGE(h <sub>1</sub> )	-0.0002 (0.00014)	-0.0004 (0.0001)*	-0.0004 (0.0001)*	-0.0002 (0.00013)	-0.0002 (0.00012)	-0.0002 (0.00012)
ASSETS(h <sub>2</sub> )	3.3x10 <sup>-6</sup> (1.4x10 <sup>-6</sup> )*	5.7x10 <sup>-6</sup> (1.1x10 <sup>-6</sup> )*	6.1x10 <sup>-6</sup> (1.1x10 <sup>-6</sup> )*	6.1x10 <sup>-6</sup> (1.1x10 <sup>-6</sup> )*	3.7x10 <sup>-5</sup> (1.1x10 <sup>-6</sup> )*	3.7x10 <sup>-5</sup> (1.1x10 <sup>-6</sup> )*
logWAGE(h <sub>3</sub> )	-0.102 (0.042)*	-0.114 (0.029)*	-0.060 (0.006)*	-0.108 (0.042)*	-0.052 (0.001)*	-0.052 (0.001)*
SEX(h <sub>1</sub> )	0.010 (0.017)	0.024 (0.018)	0.020 (0.017)	0.012 (0.016)	-0.035 (0.007)*	-0.035 (0.007)*
MARITAL(h <sub>2</sub> )	0.012 (0.006)*	0.016 (0.006)*	-0.004 (0.005)	0.013 (0.006)*	-0.042 (0.004)*	-0.042 (0.004)*
SCHOOL(h <sub>3</sub> )	-0.001 (0.0004)*	-0.001 (0.0003)*	-0.0005 (0.0006)	-0.001 (0.0003)*	-0.004 (0.0003)*	-0.004 (0.0003)*
CHILDREN(h <sub>4</sub> )	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.002 (0.001)*	0.002 (0.001)*
IMMGR(h <sub>5</sub> )	-0.005 (0.002)*	-0.007 (0.002)*	-0.007 (0.002)*	-0.005 (0.002)*	-0.002 (0.001)*	-0.002 (0.001)*
POVERTY(h <sub>7</sub> )	-0.010 (0.009)	-0.0115 (0.006)*	-0.009 (0.005)	-0.011 (0.009)	0.010 (0.007)	0.010 (0.007)
HOUSEHLD(h <sub>8</sub> )	0.003 (0.007)	-	-	0.003 (0.006)	0.013 (0.004)*	0.013 (0.004)*
FAMILY(h <sub>9</sub> )	0.007 (0.018)	-	-	0.010 (0.018)	-0.028 (0.004)*	-0.028 (0.004)*

**Cuadro 5 (Conclusión)**

Variable	MCITSE	Condicional		Incondicional	
		MVIC	MV Tobit	MVIC	MV Tobit
INDAGR(h. <sub>11</sub> )	0.027 (0.024)	-	-	0.029 (0.020)	0.022 (0.013)
INDCONST(h. <sub>12</sub> )	-0.001 (0.018)	-	-	-0.002 (0.019)	0.014 (0.011)
INDMANUF(h. <sub>13</sub> )	0.023 (0.017)	-	-	0.023 (0.017)	0.041 (0.011)*
INDSERV(h. <sub>14</sub> )	0.017 (0.019)	-	-	0.017 (0.017)	0.035 (0.011)*
OCCUTECH(h. <sub>15</sub> )	0.018 (0.015)	-	-	0.018 (0.014)	0.023 (0.010)*
OCCUSERV(h. <sub>16</sub> )	0.024 (0.016)	-	-	0.025 (0.014)	0.021 (0.008)*
OCCUAGR(h. <sub>17</sub> )	0.002 (0.014)	-	-	-0.0006 (0.012)	0.018 (0.011)
OCCUPROD(h. <sub>18</sub> )	0.009 (0.013)	-	-	0.008 (0.011)	0.020 (0.008)*
R2 Ponderada	0.317				
Valor de Log		-647.8	-395.4	-400.8	-144.8
Verosimilitud					
Observaciones (Nu) = 4662					

\* Denota un coeficiente significativamente distinto de cero a un nivel de 95% de confianza.

el uso de métodos de estimación basados en modelos de variables dependientes limitadas. El cuadro 6 presenta los resultados empíricos de la regla de decisión bajo ambos modelos, condicional e incondicional de *MV Tobit*.

La primera etapa en la interpretación de los estimadores de la regla de participación es definir el significado económico de *GAP*. La inmigración indocumentada se observa porque la valuación marginal o el precio sombra de la participación en EU excede los costos de oportunidad de una actividad alternativa en el régimen mexicano. Ya que es posible comparar las magnitudes de las diferencias relativas de la utilidad, el índice de participación *GAP* clasifica las preferencias de migración de una forma ordinal. No obstante, *GAP* no otorga una medida de cantidad porque la utilidad de las preferencias no tienen propiedades cardinales. Las comparaciones interpersonales de la utilidad no son viables.

Ciertamente, la regla de decisión indica la dirección de los flujos migratorios, pero no mide su magnitud. Aun así, puede obtenerse una medida cardinal de la inmigración indocumentada mexicana a través de una transformación adecuada de la regla de participación en una relación de probabilidad.<sup>37</sup> Aquí, la verosimilitud de la participación es medida en términos de sus multiplicadores de impacto, los cuales son función de todas las variables exógenas en la regla de decisión y su función de densidad. En consecuencia, un criterio *ordinal* como el índice de participación *GAP* puede ser proporcionalmente mapeado a una medida *cardinal* dada por la probabilidad de intercambio de regímenes.

Tomando estas consideraciones en cuenta, la inspección de los estimadores en el cuadro 6 revela que los hombres casados con un nivel bajo de educación se comprometen con mayor frecuencia en actividades migratorias. En particular, el capital humano en términos de la educación específicamente mexicana parece tener un efecto más fuerte en la decisión de participar que la oferta de trabajo indocumentada en EU. No es sorprendente la demostración de que una mejora y expansión del sistema educativo mexicano puede reducir significativamente los flujos migratorios a EU. Más aún, tal contracción puede ser vista por los residentes como una decisión de por vida. La política de inmigración de EU, dirigida a promover la inversión en capital humano específicamente mexicana, parece ser una estrategia más eficiente para controlar los flujos de indocumentados que las políticas no económicas convencionales, como la prohibición y control

<sup>37</sup> Esta transformación está dada por  $Pr(GAP > 0) = Pr(\Pi_3 X > v_{3f}) = CDF(-\Pi_3 X)$ . Un ejercicio de estática comparativa resulta  $\partial Pr(GAP > 0) / \partial \gamma_f = \partial CDF(\cdot) / \partial \gamma_f = pdf(\cdot) \times \partial \Pi_3 / \partial \gamma_f$ , donde por definición  $pdf(\cdot) > 0$ .

**Cuadro 6**  
*Estimadores de la regresión de la regla de participación: GAP*  
 (Errores estándar asintóticos entre paréntesis)

Variable	MV Tobit			
	Condicional		Incondicional	
INTERCEPT ( $g_0$ )		14.61 (0.460)*		3.66 (0.054)*
ASSETS ( $g_1$ )		$-4.6 \times 10^{-6}$ ( $3.3 \times 10^{-6}$ )		$-3.2 \times 10^{-4}$ ( $4.7 \times 10^{-8}$ )*
logWAGE ( $g_2$ )		-1.38 (0.007)*		-0.500 (0.008)*
SEX ( $g_1$ - $d_1$ )	<b>0.017</b> ( <b>0.040</b> )	2.93	<b>-0.198</b> ( <b>0.088</b> )*	0.018
MARITAL ( $g_2$ - $d_2$ )	<b>-0.149</b> ( <b>0.024</b> )*	-0.834	<b>-0.679</b> ( <b>0.073</b> )*	-0.840
SCHOOL ( $g_3$ - $d_3$ )	<b>0.006</b> ( <b>0.004</b> )	0.0	<b>-0.059</b> ( <b>0.003</b> )*	-0.104
CHILDREN ( $g_4$ - $d_4$ )	<b>0.004</b> ( <b>0.006</b> )	0.0	<b>0.038</b> ( <b>0.017</b> )*	0.038
ENGLISH (- $d_5$ )		-0.517		0.0
IMMIGR (- $d_6$ )		-0.306		-0.035
POVERTY (- $d_7$ )		-0.875		-0.167
HOUSEHLD (- $d_8$ )			-	-0.146
FAMILY (- $d_9$ )			-	0.303
URBAN ( $g_{10}$ )	-	-	<b>0.033</b> ( <b>0.028</b> )	0.0
INDAGR (- $d_{11}$ )			-	0.133
OCCUTECH (- $d_{15}$ )			-	0.0
OCCUSERV (- $d_{16}$ )			-	0.146
OCCUPROD (- $d_{18}$ )			-	0.0
Valor de Log Verosimilitud		-395.4		-144.8
Observaciones (Nu) =	4662			

\* Denota un coeficiente significativamente diferente de cero a un nivel de 95% de confianza. Los caracteres, resaltados se refieren a estimadores del vector  $g$ . Recuérdese que las características demográficas en la ecuación de GAP se componen por  $\gamma = g-d$ . Véase el cuadro 4 para las estimaciones del vector  $d$ .

en las fronteras y las sanciones de empleo.<sup>38</sup>

Las dos variables económicas incluidas en la ecuación de participación, ASSETS y logWAGE, son estadísticamente significativas a un nivel del 99% de

<sup>38</sup> Estos instrumentos de política no afectan el componente del ciclo vital del proceso de decisión de los trabajadores indocumentados. Se ha demostrado, entonces, que tal distorsión transitoria puede tener un impacto pequeño en la regla de participación.

confianza. Como se esperaba, el parámetro estimado de la riqueza neta (*ASSETS*) es negativo y más grande, en términos absolutos, que el estimador similar en la oferta de trabajo, la determinación de las decisiones de inmigración pueden ser afectadas en una proporción mayor por cambios en el ingreso de propiedad. Aunque el estimador empírico de tal variable es más bien pequeño, se demuestra que los cambios en la riqueza financiera del hogar pueden afectar significativamente un comportamiento caracterizado por el cambio de regímenes.<sup>39</sup>

Además, el coeficiente estimado del logaritmo del salario puede ser interpretado como la elasticidad no compensada del índice *GAP*. Con relación a la oferta de trabajo, la decisión de participar parece ser más sensible (menos inelástica) a los salarios en términos absolutos, es decir,  $-0.50$  vs.  $0.052$  (véase la figura 5). En consecuencia, los cambios en la tasa de salario de los poco calificados puede tener un efecto pequeño sobre la oferta de trabajo indocumentado, pero un impacto relativamente grande en términos de desviar la participación mexicana.

Ciertamente, en contra de la creencia común, la evidencia empírica presentada aquí sugiere que un incremento en los salarios de EU puede desalentar, de hecho, la participación mexicana. La elasticidad salario de la regla de participación se define como una combinación lineal de tres elementos principales: un componente vital positivo (permanente), un multiplicador negativo directo (corriente) y también un parámetro negativo del costo de buscar trabajo. En consecuencia, dado que el estimador empírico de  $\gamma_2$  es empíricamente negativo, los efectos de los costos corrientes y de búsqueda parecen dominar el componente del ciclo vital de la elasticidad salario.

En este contexto, Piore (1986) sugiere que

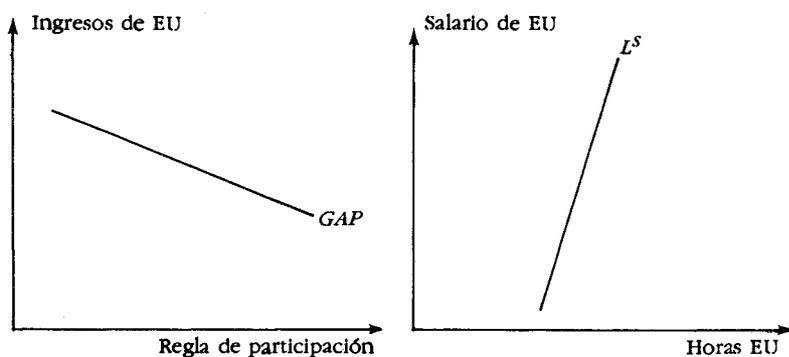
La mejor manera de limitar la inmigración es mediante el control directo de las condiciones de empleo, con el alza de salarios y mejorando las condiciones de trabajo a las cuales están sometidos los inmigrantes, con la esperanza de que esto, a la postre atraiga trabajadores nacionales en su lugar (*ibid.*, p. 37).

De acuerdo con esto, los resultados empíricos presentados aquí sostienen la hipótesis de que un incremento en el salario legal mínimo, de hecho, desalentará los nuevos flujos de inmigración, mientras que los trabajadores indocumentados que ya participan en la fuerza de trabajo de EU se beneficiarán de esta política.

Es probable que la correlación negativa entre la regla de decisión de inmigración y los salarios de EU esté guiada por consideraciones de costos de búsqueda. Se puede concluir que los costos de búsqueda juegan un pa-

<sup>39</sup> La participación indocumentada en EU se ve promovida cuando la riqueza del hogar se está deteriorando, y se verá desanimada cuando la riqueza neta aumente.

**Figura 5**  
*Las elasticidades de la oferta mexicana de trabajo indocumentado y de GAP salario*



pef importante en la determinación de la regla de participación: valores grandes de costos de búsqueda resultarán en funciones negativas menos inelásticas de *GAP* con respecto a las tasas de salario. Cualquier intento por negar tal efecto puede conducir a conclusiones erróneas sobre la participación indocumentada mexicana en EU.

No obstante, los resultados anteriores deben considerarse con cautela ya que ambas variables *GAP* y los salarios de EU ( $W_u$ ) se suponen como endógenas. Se demuestra que una tasa de salario creciente en el mercado de trabajo de EU puede desalentar la participación mexicana, es decir  $\partial GAP / \partial W_u < 0$ . Sin embargo, también puede aplicarse una relación inversa: la influencia de los trabajadores mexicanos puede deprimir las tasas de salario de EU, es decir  $\partial W_u / \partial GAP < 0$ . Esta última hipótesis no puede probarse ya que *GAP* no aparece como regresor en la ecuación de salario.<sup>40</sup> En este contexto, el ejercicio empírico ha establecido una *correlación* estadística significativa entre la decisión de inmigrar y los salarios de EU, pero su dirección *casuística* es ambigua.<sup>41</sup>

<sup>40</sup> Ya que falta la regla de participación, tal especificación complicaría considerablemente el modelo empírico.

<sup>41</sup> El autor agradece a Peter Harley por llamarle la atención sobre este punto.

## 5. Comentar los finales

Las conclusiones empíricas sobre el impacto económico de los trabajadores indocumentados en la economía de EU se han sostenido tradicionalmente sobre evidencia circunstancial en lugar de directa. Tales resultados se basan frecuentemente en efectos simulados de la inmigración ilegal, donde las elasticidades relevantes que están detrás de las simulaciones son meras aproximaciones. De hecho, se conoce poco acerca de los elementos que guían la inmigración mexicana y las características del mercado de trabajo en el cual operan los trabajadores indocumentados.

Este trabajo trata el tema del impacto de la inmigración mexicana en el mercado de trabajo de EU. Constituye una primera etapa en el desarrollo riguroso de modelos econométricos estructurales que analicen empíricamente la dinámica de la fuerza de trabajo indocumentada. La estimación estructural rigurosa requiere de la solución de problemas teóricos complicados que no han sido tratados en la literatura económica. El análisis desarrollado aquí identifica dichos problemas y propone soluciones innovadoras. La especificación empírica del análisis trata, en particular, de problemas de selección de muestra y falta de observaciones, que caracterizan a la información sobre migración mexicana.

Una contribución importante de este ensayo es la estimación empírica de la regla de participación de los inmigrantes mexicanos y sus funciones de oferta de trabajo. Se encuentra que es más probable que la inmigración indocumentada ocurra entre los casados que pertenecen a un hogar. Se espera que la educación formal específicamente mexicana tenga un efecto negativo estadísticamente significativo sobre la probabilidad de participación indocumentada. En particular, la promoción de inversión adicional en capital humano específico al régimen mexicano puede contribuir significativamente a reducir la población indocumentada en EU. Ésta puede ser una política de inmigración más eficiente que los instrumentos tradicionales que no logran promover un arraigo permanente en sus comunidades natales, ejemplo sanciones a empleadores o vigilancia en la frontera.

Finalmente, en contra de la creencia común, la evidencia empírica presentada aquí sugiere que un incremento en los salarios de EU puede desalentar de hecho la participación mexicana. Este resultado puede ser causado por el impacto del costo de búsqueda de trabajo sobre la elasticidad de la variable participación, *GAP*, donde los costos de búsqueda altos generan funciones negativas de participación relativamente elásticas. Se puede concluir que los costos de búsqueda juegan un papel significativo en la determinación de la regla de participación: valores altos de costo de búsqueda resultarán en funciones negativas de la regla de participación (*GAP*) menos inelástica con respecto a las tasas de salario. Cualquier intento de negar tal efecto puede llevar a conclusiones erróneas sobre la participación indocumentada mexicana en EU.

Traducción: *Alfonso Guerra de Luna*

## Referencias

- Altonji, J. (1986) "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data", *Journal Political Economy*, 94 (jun.): s176-s215.
- Amemiya, T. (1974) "Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models When the Dependent Variables are Truncated Normal", *Econometrica*, 42: 999-1012.
- (1985) *Advanced Econometrics* Cambridge: Harvard University Press.
- Chow, G. (1983) *Econometrics*, New York: McGraw-Hill.
- Dhrymes, P. (1970) *Econometrics: Statistical Foundations and Applications*, New York: Harper & Row, Publishers.
- (1986) "Limited Dependent Variables", en Z. Griliches y M. Intriligator eds., *Handbook of Econometrics*, vol. III North-Holland (Amsterdam): 1568-1626.
- Goldfeld, S. y R. Quant (1972) *Nonlinear Methods in Econometrics*, Amsterdam: North Holland Press.
- (1976) *Studies in Nonlinear Estimation* Ballinger Publishing Co.
- Hausman J. y D. Wise (1979) "Attrition Bias in Experimental and Panel Data: The Gary Income Maintenance Experiment", *Econometrica* 47: 455-473.
- Heckman, J. (1974) "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", *Econometrica* (jul.).
- (1980) "Sample Selection Bias as Specification Error", en J. Smith ed., *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- y T. MaCurdy (1980) "Female Labour Supply", *Review of Economic Studies* 47 (ene.): 47-74.
- (1986) "Labor Economics", en Z. Griliches y M. Intriligator eds., *Handbook of Econometrics*, vol. III, Amsterdam: North Holland.
- Johnson, N. y S. Kotz (1972) *Distribution in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*, New York: John Wiley & Sons.
- Judge, G., et al. (1985) *The Theory and Practice of Econometrics*, Segunda Ed., Serie Wiley.
- Killingsworth, M. (1983) *Labor Supply*, New York: Cambridge University Press.
- Lee, L. (1981) "Simultaneous Equations Models With Discrete and Censored Dependent Variables", en C. Manski y D. McFadden, eds., *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, MIT Press (Cambridge): 197-210.
- , G. Maddala y R. Trost (1980) "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equation Models with Selectivity", en *Econometrica* 48: 491-503.
- Maddala, G. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York: Cambridge University Press.
- Nelson, F. y L. Olson (1978) "Specification and Estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables", *International Economic Review* 19 (oct.); 615-709.
- Olea, H. (1988) "The Economics of Undocumented Immigration: Mexican Participation in the U.S. Labor Market", tesis doctoral, Departamento de Economía, Universidad de Rice.
- Olsen, R. (1978) "Note on the Uniqueness of the Maximum Likelihood Estimator for the Tobit Model", *Econometrica* 46: 1211-1215.
- Passel, J. y K. Woodrow (1984) "Geographic Distribution of Undocumented Immigrants: Estimates of Undocumented Aliens Counted in the 1980 Census by State", *International Migration Review* 18 (otoño): 642-671.

- Pearce, J. y J. Gunther (1985) "Immigration from Mexico: Effects on the Texas Economy", Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic Review* (sep.): 1-15.
- Perloff, J. y R. Sickles (1987) "Union Wage, Hours and Earnings Differentials in the Construction Industry". Mimeo. Rice University.
- (1986) "Can International Migration be Controlled?", en S. Pozo ed., *Essays on Legal and Illegal Immigration*, El Instituto W.E. Upjohn (Michigan): 21-42.
- Powell, M. (1971) "Recent Advances in Unconstrained Optimization", *Mathematical Programming* 1: 26-57.
- Roberts, R.G. Maddala y G. Enholm (1978) "Determinants of the Requested Rate of Return and the Rate of Return Granted In a Formal Regulatory Process", *Bell Journal of Economics* 9: 611-621.
- Sickles, R. y P. Schmidt (1978) "Simultaneous Equations Models with Truncated Dependent Variables: A Simultaneous Tobit Model", *Journal of Economics and Business* 31 (otoño): 11-21.
- Smith, J. (1977) "Family Labor Supply Over the Life Cycle", *Explorations in Economic Research*, NBER 2 (primavera): 205-276.
- Tobin, J. (1958) "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables", *Econometrica* 26: 24-36.
- Departamento de Comercio de E.U. Oficina de Censos (1980) *Census of Population and Housing: 1980*, Muestras de datos-micro de uso público, Documentación Técnica.
- Warren, R. y J. Passel (1987) "A Count of the Uncountable: Estimates of Undocumented Aliens Counted in the 1980 United States Census", *Demography* 24 (ago.): 375-393.

