

Los cuadros 5.3.1 y 5.3.2 cuantifican la magnitud del crecimiento del salario reportando el crecimiento promedio de salarios para cada clase de experiencia, educación y sexo, de 1987 a 1993. Mientras todos los tipos de trabajador experimentaron un crecimiento real en salarios, el crecimiento fue extremadamente variado. Los más educados disfrutaron de un crecimiento mucho mayor al del resto de la población. En particular aquéllos con 24-33 años de experiencia tuvieron un crecimiento promedio en salarios del 113%. En contraste, algunos grupos con 6-9 años de educación experimentaron prácticamente un crecimiento nulo del promedio de salarios. Por lo tanto, la dispersión salarial entre grupos se incrementó en 52%, de acuerdo a la razón de salarios promedio de post-secundaria a la escuela primaria.

Al mismo tiempo que aumenta la dispersión en salario entre los grupos, también encontramos que la dispersión salarial dentro del grupo ha crecido. Los cuadros 3.3.1 y 3.3.2 también reportan el coeficiente de variación (desviación estándar / media) para los salarios en cada clase. La dispersión en salarios dentro de la clase de habilidades del trabajador representa rendimientos de características tan no observables como la habilidad. Consistente con esta interpretación es que, salvo pocas excepciones, la dispersión del salario dentro de cada clase crece con la experiencia. La diferencia en los patrones de los coeficientes de variación para hombres y mujeres se debe probablemente al error de medición asociado a la experiencia de las mujeres.

Los cambios en los rendimientos de la experiencia son substanciales. El cuadro 3.3.3 muestra que para el grupo de educación 1, el perfil de experiencia-salario disminuyó en 2% mientras que para los grupos de educación 2, 3 y 4 hubo un aumento substancial del perfil. De hecho, los más educados vieron un aumento de 51% en los rendimientos de la experiencia.

#### 4. Explicaciones de la creciente dispersión en salarios

Nuestra discusión anterior sugiere que el encontrar un aumento en la dispersión de los salarios en un país menos desarrollado, posterior a la rápida liberalización del comercio, rechaza la teoría de HOS sobre la igualación de los precios de los factores y de esa manera favorece el conjunto general de teorías denominadas cambio tecnológico sesgado hacia las habilidades. Sin embargo, tal conclusión es prematura en una economía que crece rápido, con grandes vacíos de mano de obra no calificada que no se utiliza. A pesar de que eventualmente concluimos que un cambio técnico sesgado hacia las habilidades es un componente importante del crecimiento en la dispersión de salarios en México, llegamos a esta conclusión a través de examinar sistemáticamente la naturaleza de los desplazamientos de la oferta y la demanda.

##### 4.1 ¿Puede el aumento en la dispersión en salarios ser inducido por la oferta?

Los precios y cantidades de equilibrio son una función tanto de la oferta como de la demanda. En esta sección, investigamos si las dinámicas no observadas de los salarios y el empleo, y en particular el aumento en la dispersión salarial, pudieron surgir de cambios en la estructura de la oferta y la demanda. Las posibles explicaciones para las cada vez mayores diferencias entre las diferentes clases de habilidad son el que han existido desplazamientos diferenciales en la demanda sesgados por las habilidades, y/o

han existido desplazamientos uniformes proporcionales en la demanda combinados con diferencias en las elasticidades de la oferta de mano de obra. Encontramos que las consideraciones de la oferta por sí solas no pueden explicar los cambios relativos en salarios y empleo.

Primero probamos la hipótesis de que no existe desplazamiento en la demanda por mano de obra. Katz y Murphy (1990) y Murphy y Welch (1990) "prueban" la misma hipótesis con datos de los E.U.A., examinando el resultado de los cambios en salarios y empleo. Se rechaza la hipótesis de la demanda estable si el resultado es positivo. La idea detrás de esta prueba es que si los salarios y el empleo de equilibrio se incrementan, debe ser que las curvas de demanda por mano de obra se desplazan hacia afuera.<sup>16</sup> Entre 1987 y 1993, para cada clase de trabajador en México, los salarios reales promedio se incrementaron y sólo para dos clases disminuyeron el total de horas y empleo. Por lo tanto, el resultado es positivo y de ahí que los cambios en salarios no pueden ser generados solamente por desplazamiento en la oferta. Dado el crecimiento anual del PNB de 3%, no es sorprendente que en México rechacemos la hipótesis sobre la demanda estable por mano de obra. Ha existido un crecimiento substancial en la demanda de mano de obra.

El valor de la prueba es que resalta que la demanda se ha desplazado. Sin embargo, esta prueba no permite la conclusión de que los cambios en salarios relativos surgen de los desplazamientos en demanda que varían entre los tipos de mano de obra. Si la demanda por todos los tipos de mano de obra crece y las curvas de oferta difieren, aún en la ausencia de desplazamientos diferenciales en la demanda por mano de obra, los salarios relativos podrían cambiar. El trabajo con datos de Estados Unidos, generalmente no se preocupa por las elasticidades de la oferta de mano de obra porque el consenso general es que la oferta de mano de obra de los estados unidos es altamente inelástica.<sup>17</sup> Probablemente esto es un supuesto débil en los países en desarrollo como México debido a la naturaleza de dos sectores de estas economías. Por lo tanto, al estudiar por qué los salarios relativos han cambiado en los países en desarrollo como México y Chile, las consideraciones de oferta necesitan ser un componente importante del análisis empírico. Los cambios en los salarios relativos pueden surgir de varias causas: variación en los desplazamientos de la oferta y/o la demanda, y/o la interacción de estos desplazamientos con elasticidades diferenciales de oferta y demanda.

Para ver esto, permitamos que la demanda agregada por trabajadores del tipo  $i$  en 1987 sea  $D_i(w_i)$ , y que la demanda de trabajadores del tipo  $i$  crezca  $\alpha_i$  entre 1987 y 1993; de manera que podemos escribir la curva de demanda agregada para el tipo  $i$  en 1993,  $(1+\alpha_i) D_i(w_i)$ . Similarmente dejemos que  $S_i(w_i)$  y  $(1+\gamma_i) S_i(w_i)$  sean las curvas de oferta agregadas para 1987 y 1993 respectivamente, donde  $\gamma_i$  indica el desplazamiento proporcional en la oferta agregada de trabajadores del tipo  $i$ . Así, podemos escribir el sistema de ecuaciones de oferta y demanda para cada uno de los años como:

$$Q_i^{87} = D_i(w_i^{87}) \quad (D87)$$

$$Q_i^{93} = (1+\alpha_i) D_i(w_i^{93}) \quad (D93)$$

$$Q_i^{87} = S_i(w_i^{87}) \quad (S87)$$

$$Q_i^{93} = (1+\gamma_i) S_i(w_i^{93}) \quad (S93)$$

<sup>16</sup> Más formalmente, ellos definen un sistema de ecuaciones de demanda de factores que provienen de una función de producción cóncava, y muestran que cuando la demanda es estable debe ser porque el producto de los cambios en salarios y empleo es negativo.

<sup>17</sup> Ver Pencavel (1986) para una excelente revisión de la literatura.

Entonces el cambio en el empleo de 1987 a 1993 para el tipo  $i$  puede ser expresado por la siguiente relación de demanda:

$$\Delta Q_i = (1+\alpha_i) D_i(w_i^{93}) - D_i(w_i^{87}) \quad (D1)$$

y también por la relación de oferta:

$$\Delta Q_i = (1+\gamma_i) S_i(w_i^{93}) - S_i(w_i^{87}) \quad (S1)$$

Si aplicamos la expansión de Taylor de primer orden alrededor de los salarios de 1987, tanto a (D1) como a (S1) y cambiamos la denominación a los términos de error, obtenemos:

$$\Delta Q_i \cong \alpha_i Q_i^{87} + (1+\alpha_i) D_i'(w_i^{87}) \Delta w_i \quad (D1')$$

$$\Delta Q_i \cong \gamma_i Q_i^{87} + (1+\gamma_i) S_i'(w_i^{87}) \Delta w_i \quad (S1')$$

donde  $\Delta w_i = w_i^{93} - w_i^{87}$ . Dividiendo por  $Q_i^{87}$  obtenemos:

$$\Delta Q_i/Q_i \cong \alpha_i + (1+\alpha_i) e_i^d \Delta w_i/w_i^{87} \quad (D2)$$

$$\Delta Q_i/Q_i \cong \gamma_i + (1+\gamma_i) e_i^s \Delta w_i/w_i^{87} \quad (S2)$$

Donde  $e_i^s$  y  $e_i^d$  son las elasticidades de oferta y demanda en 1987.

Igualando estas dos y acomodando los términos obtenemos:

$$\Delta w_i/w_i^{87} \cong (\gamma_i - \alpha_i) / [(1+\alpha_i) e_i^d - (1+\gamma_i) e_i^s] \quad (DS1)$$

$$\Delta Q_i/Q_i \cong [(1+\gamma_i) \alpha_i e_i^s - (1+\alpha_i) \gamma_i e_i^d] / [(1+\gamma_i) e_i^s - (1+\alpha_i) e_i^d] \quad (DS2)$$

Estas ecuaciones enfatizan que en una economía con una creciente demanda por mano de obra existen al menos tres fuentes distintas del crecimiento en la dispersión de salarios los cuales denominamos como: (1) crecimiento no uniforme en la demanda de mano de obra; (2) diferencias en la estructura de la oferta de mano de obra; y (3) sustitución desigual entre los tipos de trabajo.

**HIPOTESIS DEL CRECIMIENTO NO UNIFORME DE LA DEMANDA (UDG):**  $\alpha_i = C, \forall i$ . Esta hipótesis supone que todos los tipos de mano de obra experimentan un desplazamiento proporcional equivalente en la demanda. Si las elasticidades de oferta y las elasticidades de demanda son iguales en todos los tipos de mano de obra y hubo una oferta estable ( $\gamma_i = \delta, \forall i$ ), entonces un desplazamiento uniforme idéntico en la demanda ( $\alpha_i = C, \forall i$ ) no traería ningún cambio en los salarios relativos (esto es obvio de la ecuación (DS1)). Si rechazamos el Crecimiento Uniforme de la Demanda, entonces la dispersión salarial es en parte resultado del diferencial en los desplazamientos de la demanda.

**HIPOTESIS DE LA ESTRUCTURA COMUN DE LA OFERTA (CSS):**  $e_i^s = C, \forall i$ . Esta hipótesis supone que todos los tipos de mano de obra tienen la misma elasticidad de oferta. Con un crecimiento uniforme de la demanda ( $\alpha_i = C, \forall i$ ), una oferta estable ( $\gamma_i = \delta, \forall i$ ) y elasticidades de demanda comunes ( $e_i^d = C, \forall i$ ), una estructura común de oferta garantizaría que los salarios relativos se mantuvieran iguales. Sin embargo, si aquellos con mayores habilidades tienen ofertas de mano de obra substancialmente más inelásticas, entonces el aumento en la dispersión salarial puede ser el resultado de un crecimiento uniforme en la demanda con elasticidades diferenciales de oferta. Si rechazamos esta hipótesis, entonces la dispersión de salarios se debe en parte a las diferencias en las elasticidades de la oferta de mano de obra.

**HIPOTESIS DE IGUAL SUBSTITUCION (ES):**  $e_i^d = C, \forall i$ . Esta hipótesis supone que todos los tipos de mano de obra tienen la misma elasticidad de demanda. En una economía en crecimiento las diferencias en las elasticidades de demanda también son una causa potencial de la dispersión en salarios. Si rechazamos esta hipótesis, entonces la dispersión puede ser explicada en parte por las diferencias en sustitución entre los tipos de mano de obra.

Por supuesto que las tres hipótesis no son mutuamente excluyentes. Pueden existir desplazamientos inestables de la demanda junto con estructuras diferenciales de la oferta y la demanda, que en conjunto conformarían la creciente desigualdad de los salarios.

La pregunta que ahora surge es cómo podemos diferenciar entre estas posibles explicaciones sobre el aumento en la desigualdad de salarios. Si los cambios en salarios relativos son principalmente el resultado de las diferencias en las elasticidades o desplazamientos de la oferta, entonces debe ser que cambios porcentuales en salarios y cambios porcentuales en el empleo tienen una covarianza negativa. Para entenderlo intuitivamente considérese la gráfica 4.2.1. Las dos curvas de oferta, una más elástica que la otra, se enfrentan con el mismo desplazamiento en la demanda. Como podemos ver, un cambio grande en los salarios es acompañado de un cambio más pequeño en el empleo y viceversa. Por supuesto, dado incrementos uniformes en la demanda, desplazamientos positivos más grandes en la oferta reducen el crecimiento porcentual en precios, pero tienen el efecto opuesto sobre el crecimiento porcentual en el empleo como se ilustra en la gráfica 4.2.2. Por lo tanto, una correlación positiva entre los cambios porcentuales de salarios y empleo, es evidencia de que los factores de oferta por sí solos no pueden explicar el crecimiento en la dispersión de salarios. Formalmente, esta intuición puede ser confirmada al tomar derivadas parciales de las ecuaciones (DS1) y (DS2) siempre y cuando  $e^d < 0$ ,  $e^s > 0$ .

La correlación entre el cambio porcentual en salarios y el cambio porcentual en empleo entre los tipos de mano de obra de 1987 a 1993 es de 0.44. Por lo tanto, la demanda estable con estructuras de oferta diferenciales no podría ser la única explicación para el crecimiento en la dispersión de los salarios en México. Es decir, que ni la UDG ni la ES, o ambas, se mantienen. Relajamos la hipótesis de ES y consideramos la correlación de los cambios para varias "sub" muestras, suponiendo que la ES se mantiene para cada una de estas. Específicamente, para cada grupo de educación y para cada grupo de experiencia. Las correlaciones se reportan en el Cuadro 4.2.1. Manteniendo la educación constante, nos permite ver cómo los cambios porcentuales están correlacionados entre los grupos de experiencia. Observamos que los grupos de educación 2 y 3 tienen una correlación positiva sugiriendo que para esos grupos la UDG no se mantiene entre los grupos de experiencia. Sin embargo, las correlaciones son pequeñas. Por otro lado, el mantener la experiencia constante nos permite observar la correlación entre

los grupos de educación. Para los niveles de experiencia 2,3 y 4 existe una alta correlación, indicando que la UDG falla. Una conclusión importante del cuadro es que la oferta por sí misma no podría haber causado el incremento en los rendimientos de la educación o la experiencia. Aún así, la evidencia es más fuerte para el rendimiento a la educación.

Para proporcionar mayor evidencia en contra de las hipótesis de UDG y ES suponemos que cada una de las ecuaciones (D2) y (S2) tienen un error econométrico *i.i.d.* aditivo.<sup>18</sup> También suponemos que la  $\gamma_i$ , el desplazamiento en la oferta de mano de obra, es exactamente iguales al desplazamiento en la población. Esto nos da un instrumento con el cual podemos estimar la ecuación de demanda. Utilizamos MCO en dos etapas para estimar  $\gamma_i$  y  $(1+\alpha_i) e_i^d$ . Primero suponiendo que  $\alpha_i$  y  $e_i^s$  son los mismos para todas las celdas. Las estimaciones se reportan en la primera fila del cuadro 4.2.1 tanto para horas como para empleo. La constante y el coeficiente de la pendiente son positivos. Si el modelo es correcto, entonces la elasticidad de la demanda es positiva, y por lo tanto se rechaza el modelo en el que se mantienen la (ES) y la (UDG). Para relajar (ES), agrupamos los datos en diferentes subgrupos y corremos la regresión de nuevo. Los resultados confirman que (UDG) o (ES) es rechazada entre los grupos de educación para los niveles de experiencia 2,3 y 4. Por otro lado, al moverse a través de la variable experiencia, el coeficiente de la pendiente para los grupos de educación 2 y 3 es positivo, pero el modelo suponiendo (UDG) y (ES) no puede ser rechazado. Hasta aquí encontramos que la oferta por sí sola no puede explicar los patrones de salarios entre los grupos de educación y en menor grado los grupos de experiencia. Aún así, no hemos identificado si es la (UDG) o la (ES) la que está siendo violada. Aún más, no hemos probado si las elasticidades de oferta son distintas entre las celdas. Para hacer esto hacemos un supuesto diferente acerca de la naturaleza de los errores en nuestro modelo. Suponemos que las ecuaciones (D1) y (S1) se mantienen con perfecta igualdad, implicando las ecuaciones (DS1) y (DS2). También suponemos que observamos imperfectamente el cambio porcentual en salarios y empleo:

$$\Delta w^{obs}/w_i = \Delta w_i / w_i^{87} + \varepsilon_{wi} \quad (W1)$$

$$\Delta Q^{obs}/Q_i = \Delta Q_i / Q_i^{87} + \varepsilon_{Qi} \quad (Q1)$$

Por lo tanto (EP) y (EQ) son:

$$\Delta w^{obs}/w_i = (\gamma_i - \alpha_i) / [(1+\alpha_i) e_i^d - (1+\gamma_i) e_i^s] + \varepsilon_{wi} \quad (EP)$$

$$\Delta Q^{obs}/Q_i = [(1+\gamma_i) \alpha_i e_i^s - (1+\alpha_i) \gamma_i e_i^d] / [(1+\gamma_i) e_i^s - (1+\alpha_i) e_i^d] + \varepsilon_{wi} \quad (EQ)$$

Para los cambios en salarios de 1987-1993 tenemos 40 grupos: 4 categorías de educación y 5 grupos de experiencia para hombres y mujeres. Para generar grados de libertad dividimos las celdas en 6 grupos, 2 niveles de experiencia y 3 de educación, imponiendo que dentro de cada grupo los parámetros de oferta y demanda son iguales. Por lo tanto, nos enfocamos a estimar el crecimiento en la demanda de mano de obra, las elasticidades de oferta y de demanda para las clases de educación 3, clase de educación 4, y el grupo de experiencia 4 y 5 juntos. Estamos estimando 12 parámetros con 40 observaciones, 2 variables dependientes y una covarianza. Por lo tanto los grados de libertad son  $DF = 80 - 1 - 12 = 67$ .

<sup>18</sup> Para llegar a este modelo uno puede suponer que las ecuaciones originales de oferta y de demanda tienen una medida del error aditiva proporcional al tamaño del mercado. Una derivación de esto se proporciona en el apéndice.

En el cuadro 4.2 se presentan estimaciones no lineales por mínimos cuadrados para esta ecuación. Las estimaciones de la tasa de crecimiento muestran que para los de menor habilidad y menor experiencia la demanda de mano de obra creció en 63%. Para los más educados fue de 227% y para los de mayor experiencia el crecimiento fue de 120%. Por lo tanto, estimamos que la demanda por mano de obra crece más rápidamente para los educados y los de experiencia. De ahí que el crecimiento desproporcionado en la demanda de mano de obra contribuye de manera importante a la creciente desigualdad de salarios en México.

Las estimaciones de las elasticidades de demanda ciertamente encajan en nuestra intuición. Para todas las categorías, estimamos una elasticidad de la demanda por mano de obra negativa. Para los menos educados y de menor experiencia, la elasticidad estimada de demanda por mano de obra es -4.27. Para los más educados es de -1.23. Para la siguiente clase de educación, la demanda se vuelve más elástica -1.50. La demanda por mano de obra para los de mayor experiencia también es más inelástica que la demanda por mano de obra de los jóvenes, sin embargo, la diferencia es mucho menos que entre la educación.

Las estimaciones para las elasticidades de oferta también encajan con nuestra intuición. Sin embargo, son mucho menores a lo esperado. Para todos los grupos, las elasticidades de la oferta de mano de obra son positivas. La elasticidad de esta oferta estimada para los menos educados y los de menor experiencia es la mayor, 0.24. Para los más educados, la oferta de mano de obra es casi perfectamente inelástica, 0.04, mientras que el siguiente grupo de educación y los de más experiencia tienen elasticidades de oferta mucho más cercanas a las otras. Por lo tanto, la sugerencia de que la mayor inelasticidad de la oferta de mano de obra para los de mayor habilidad es un elemento importante en el crecimiento de la dispersión salarial en México.

Para probar la Hipótesis de Crecimiento Uniforme de la Demanda, realizamos una prueba de Wald de la restricción que  $\alpha_i = C$ . El estadístico es 11.9. Está distribuido como una  $\chi^2$  con 6 grados de libertad. El valor de p es 0.06 de manera que podemos rechazar la hipótesis a el nivel de 10%. También realizamos una prueba de Wald a la hipótesis de la Estructura común de la Oferta probando la restricción de que  $e_i^s = C$ . Esto también está distribuido  $\chi^2$  con 6 grados de libertad. El estadístico es 3.5 con un valor de p igual a 0.70. Por lo tanto, la evidencia en contra de esta hipótesis es más débil. Finalmente, probamos la Hipótesis de Igual Substitución utilizando una prueba de Wald de  $e_i^d = C$ . El estadístico es 11.9 con un valor de 0.06. Cuando probamos las Hipótesis de Crecimiento Uniforme de la Demanda y de Igual Substitución, el estadístico es 25.2 el cual con una distribución de  $X^2$  con 12 grados de libertad tiene un valor de p de 0.1. Si probamos las tres hipótesis juntas el estadístico es 39.6 que tiene una p de 0.04.

Nuestro análisis demuestra la importancia de las 3 causas de la dispersión. También confirma nuestra intuición acerca de la estructura de las elasticidades de oferta de mano de obra en México. Sin embargo, sugiere que estas estructuras son causas menos importantes de la dispersión en salarios que lo esperado. En contraste, la sustituibilidad en la función de producción reveló ser un factor importante. Parece que la mano de obra educada es mucho más difícil de substituir. En conclusión encontramos que los trabajadores más educados experimentaron desplazamientos más grandes en la demanda y también tienen curvas de demanda con mayor pendiente y esa es la razón por la que sus salarios aumentaron con mayor rapidez.