

<http://www.nber.org/papers/w3031>

Esta es una versión revisada de un documento preparado para una conferencia de la Federal Trade Commission sobre Enfoques Empíricos del Poder de Mercado. Agradezco las sugerencias útiles de los participantes de la conferencia, especialmente Daniel Sherman, comentarista del documento. También he aprovechado las discusiones con Joseph Altonji, Orley Ashenfelter, David Card, Ann Minnick, Robert Porter, Robert Willig, June Werner, y los participantes del seminario en el Banco de la Reserva Federal de Chicago. Este documento forma parte del programa de investigación del NBER en Estudios Laborales. Las opiniones expresadas son las del autor y no las del National Bureau of Economic Research.

[Notas de Enrique Bour

1. La traducción no incluye el anexo estadístico del documento, para el cual el lector debe remitirse al documento original, páginas 34 a 50.

*2. Este documento será mejor aprovechado previa lectura del capítulo 4 del libro de derecho y economía *Lecturas de grandes contribuciones – Derecho y Economía - Mercados, Equilibrio y Eficiencia*, páginas 72-78, para entender mejor los conceptos de equilibrio en el oligoposonio.*

3. El mercado para enfermeras registradas en los hospitales (RNs) es citado a menudo como un ejemplo de libro de texto del monoposonio "clásico". Este documento de Sullivan de 1989 se inscribe entre los primeros trabajos empíricos dedicados al tema. Sullivan busca estimar la elasticidad-salario de la oferta de enfermeras a los hospitales individuales utilizando datos de panel (es decir, datos que combinan una dimensión temporal con otra transversal o cruzada.) En esencia, estima el efecto del tamaño de la empresa sobre el salario de las enfermeras, después de controlar por otros factores (por ejemplo, incluye los efectos individuales de cada hospital). Como instrumento para el nivel de demanda, utiliza medidas de la carga de trabajo del hospital, como pacientes-día y duración de la estadía de hospitalización. Con este enfoque, Sullivan estima la elasticidad-salario de la oferta de mano de obra como 1,26 a corto plazo mediante la estimación de la relación entre los cambios en los salarios y los cambios en el empleo a lo largo del año. También estima que la elasticidad salario de la oferta de trabajo es de 3,86 a largo plazo mediante la estimación de la relación entre los cambios en los salarios y los cambios en el empleo durante varios años.

4. En el monoposonio, a causa de la brecha entre la curva de oferta de mano de obra y el costo marginal de la mano de obra a la empresa, el producto marginal del trabajo es más alto que el salario pagado. Si la curva de oferta de mano de obra para el empleador fuera perfectamente elástica, no existiría tal brecha. En general, cuanto más inelástica sea la curva de oferta de mano de obra para el empleador, mayor será la brecha entre el producto marginal del trabajo y el salario. La fórmula exacta para la relación entre salario, pro-

¹ [Monopsony Power in the Market for Nurses](#), NBER Working Paper No. 3031, July 1989.

ducto marginal y elasticidad de oferta es $W / MPL = \varepsilon / (1+\varepsilon)$, donde W : salario; MPL : producto marginal del trabajo; y ε : elasticidad de la curva de oferta de trabajo al empleador. En competencia perfecta, $\varepsilon \approx \infty$ y por consiguiente $W = MPL$.

5. Teniendo en cuenta las elasticidades calculadas por Sullivan, cabe preguntarse ¿son altas o no? Usando la mayor elasticidad a largo plazo y la fórmula en la nota anterior, las estimaciones de Sullivan implican que los salarios serán 79 % del producto marginal. La brecha implícita entre el salario y el producto marginal no es enorme, ya que es, por ejemplo, de tamaño comparable a estimaciones del margen de precios sobre costo salarial en Estados Unidos.

6. Una "nueva" literatura sobre el monopsonio hace hincapié en la oferta de trabajo a la empresa como teniendo pendiente positiva por razones distintas de la estructura del mercado. Utilizando datos de varias fuentes, Barry T. Hirsch y Edward J. Schumacher ([Classic or New Monopsony? Searching for Evidence in Nursing Labor Markets](#), 2004) han explorado la relación entre los salarios de enfermería y las nociones de monopsonio clásico y "nuevo", y obtienen evidencia de que una oferta de trabajo con pendiente positiva no implica necesariamente resultados monopsonísticos, y también concluyen que la enfermería no debe presentarse como un ejemplo prototípico de monopsonio.

7. Más recientemente (2011), Debasri Mukherjee ([Monopsony in the market for nurses? A Semiparametric Note](#)) usando nuevas técnicas econométricas ha investigado si existe alguna posibilidad de "explotación monopsonística" en dicho mercado. La explotación puede ser vista desde diferentes ángulos – sueldo o carga de trabajo. La alta concentración de los hospitales (que conduce al monopsonio o a oligopsonios) en las áreas locales, así como la escasa movilidad de las enfermeras a través de puestos de trabajo son pasibles de dar lugar a este tipo de explotación. Concluye que la concentración hospitalaria no parece causar ningún problema en lo que al motivo "explotación" se refiere. Sin embargo, la falta de movilidad por parte de las enfermeras sí parece afectar su carga de trabajo o salario.

8. Para una revisión de la literatura sobre oligopsonio y competencia monopsonística en los mercados laborales, véase V. Bhaskar, Alan Manning y Ted To, [Oligopsony and Monopsonistic Competition in Labor Markets](#), *Journal of Economic Perspectives*, Spring 2002; Orley C. Ashenfelter, Henry Farber and Michael R. Ransom, [Modern Models of Monopsony in Labor Markets: A Brief Survey](#) (2010); Alan Manning, [Imperfect Competition in the Labor Market](#) (2010).

Resumen

Se presentan estimaciones de elasticidad inversa de la oferta de servicios de enfermería al hospital individual, una cantidad que es una medida natural del poder de mercado del empleador. Las estimaciones correspondientes a cambios de empleo que tienen lugar a lo largo de un año son bastante altas (en la vecindad de 0,79) e incluso para cambios que tienen lugar a lo largo de tres años son sustanciales (en la vecindad de 0,26). Las estimaciones no difieren significativamente para los hospitales en las principales áreas metropolitanas y no dependen en forma sensible de la forma asumida por el equilibrio del oligopsonio.

1. Introducción

El mercado de enfermeras de hospital es literalmente el ejemplo clásico de monopsonio en el mercado laboral.² Sin embargo, incluso para las enfermeras, hay relativamente poca evidencia sobre la importancia cuantitativa del poder de mercado del empleador. Este artículo trata de contribuir a la comprensión del poder de monopsonio mediante la presentación de estimaciones de una medida natural de su importancia, la elasticidad inversa de oferta de servicios de enfermería a un hospital individual. También se estudia cómo depende la elasticidad de la longitud del período de tiempo relevante, si el hospital está situado o no en una gran área metropolitana y la naturaleza del equilibrio del oligopsonio que caracteriza las interacciones entre los hospitales.

Hay diversas cuestiones de política que hacen del mercado de enfermeras uno importante para el estudio. De hecho, la hipótesis de que el mercado de enfermeras se caracteriza por poder sustancial de mercado del empleador fue planteada por primera vez por Donald Yett (1970) como una explicación de "la escasez crónica de enfermeras".³ Es decir, Yett sugirió que el análisis de George Archibald (1954) de los mercados de insumos de competencia imperfecta proporcionaba la explicación del aparente fracaso de las fuerzas de mercado para eliminar la escasez de enfermeras. El argumento es que, debido a la competencia imperfecta, un hospital individual enfrenta una curva de oferta ascendente de enfermeras, y por lo tanto en su nivel óptimo de empleo, paga salarios por debajo del producto marginal correspondiente. Como resultado, el hospital estaría dispuesto a contratar más enfermeras a su salario actual (y por lo tanto podría informar de vacantes), pero no estaría dispuesto a elevar ese salario para atraer a más enfermeras ya que los beneficios se verían compensados por el aumento de los salarios pagados a su fuerza de trabajo existente.⁴ Yett añadió que estas vacantes de equilibrio podrían representar una mala asignación de recursos que no se puede corregir por las fuerzas normales del mercado y por lo tanto constituye una preocupación importante de política pública.⁵

² Véase, por ejemplo John Addison y William Siebert (1979) pp. 167-169 o Ronald Ehrenberg y Robert Smith (1982) pp. 65-66. El único otro ejemplo citado con cierta regularidad en microeconomía intermedia o en textos de economía laboral es el mercado de atletas profesionales.

³ Donald Yett (1975) señala que a partir de fines de 1930 al momento de su estudio, fueron casi continuos los informes de estudios de una escasez generalizada de enfermeras registradas. Poco ha cambiado a este respecto en los años transcurridos desde su estudio.

⁴ La American Hospital Association pone el argumento desde el punto de vista del administrador del hospital: En su manual, Sobrevivir a la escasez de enfermeras: Estrategias para la contratación y retención de enfermeras de hospital (1986), la asociación advierte, "la tercera fuente de empleados de enfermería - otros hospitales y centros de atención de la salud - es tentadora, pero puede estar plagada de problemas. Tratar de atraer a las enfermeras desde sus actuales empleadores con salarios tentadores, bonificaciones, horas deseables, y así sucesivamente, a menudo pone en marcha un clima para guerras de enfermeras en el que las apuestas son cada vez más altas y la competencia más feroz. Además de crear mala voluntad dentro de la comunidad de cuidado de la salud, esta competencia puede poner el control de la situación casi en su totalidad en manos de los empleados y destruir las condiciones que contribuyen a una solución mutuamente satisfactoria de intercambio comercial".

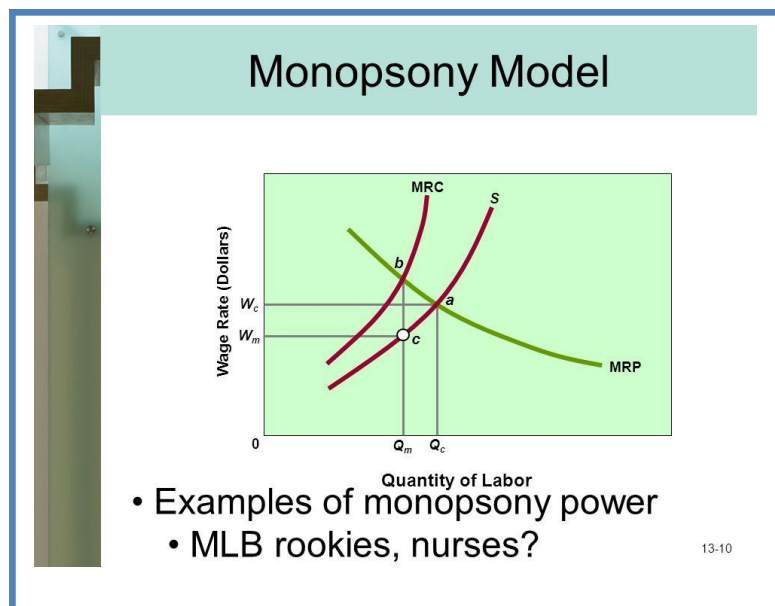
⁵ A instancias de la industria hospitalaria, el gobierno federal respondió a la escasez de enfermeras, instituyendo una serie de programas que han subsidiado en forma considerable el costo de educación de enfermería. Stephen Mennenmeyer y Gary Gaumer señalaron en 1983 que \$ 1.2 mil millones habían sido gastados en los 17 años previos en subsidiar la educación de enfermeras registradas. Ver Donald Yett (1975) y Richard Mckibbin (1982) para la descripción y el análisis de algunos de estos programas. Por otro lado, James Robinson (1988) señala que la reducción de estas subvenciones que ocurrió en 1978 se debió en gran parte a la aceptación por parte de los responsables políticos de la hipótesis de monopsonio. La escasez percibida de enfermeras también dio lugar a una política muy

Más recientemente, la enfermería ha estado en el centro de la controversia de valor comparable. Los creyentes en propuestas de reforma "de equidad salarial" afirman que ocupaciones como la enfermería, llevadas a cabo principalmente por mujeres, han recibido menos paga que ocupaciones que requieren niveles similares de calificación y responsabilidad realizadas principalmente por hombres. Al parecer, atribuyen esta diferencia de sueldo a un gusto por la discriminación por parte de los empleadores. La existencia de un nivel significativo de poder de monopsonio en el mercado de enfermería proporcionaría una explicación alternativa para la existencia de un diferencial de este tipo.⁶

El caso teórico para la importancia del poder de monopsonio hospitalario está, sin embargo, lejos de resultar claro. Por ejemplo, Sherwin Rosen (1970) ha señalado que la importancia del monopsonio es inversamente proporcional a la elasticidad de oferta y ha ofrecido varios argumentos por los cuales esta elasticidad sería muy alta en el mercado de enfermeras. Estos incluyen la existencia de un tramo competitivo no trivial de empleadores no hospitalarios y un gran

número de enfermeras cualificadas que se desplazan dentro y fuera del mercado de trabajo con mucha libertad. También argumentó que serían esenciales acuerdos anti-piratería para una colusión efectiva, pero estos serían difíciles de hacer cumplir, nuevamente debido a las altas tasas de rotación características del empleo de enfermeras.

Yett respondió a los argumentos de Rosen, señalando que la mayoría de las asociaciones de hospitales metropolitanos llevaban a cabo programas de "normalización" de salarios que eran equivalentes a acuerdos de colusión.⁷ Sin embargo, al menos de la misma importancia que la hipótesis de monopsonio, está la observación de que desde el punto de vista de la enfermera, los hospitales presentan un grado significativo de diferenciación. Es decir, las enfermeras no necesariamente consideran los aspectos no salariales de puestos de trabajo con diferentes empleadores como si fueran equivalentes. Esta diferenciación, obviamente, podría surgir de la separación espacial de los empleadores, pero también podría derivar de diferen-



liberal con respecto a la inmigración de enfermeras de todo el mundo. Véase, por ejemplo, Washington Times (11 de julio, 1988).

⁶ Por supuesto, la constatación de que no hay poder de monopsonio no constituiría prueba de que los bajos ingresos de las enfermeras (en relación con ocupaciones comparables juzgadas por los investigadores) sean atribuibles a un gusto por la discriminación. Ver Mark Killingsworth (1985) para una discusión de la relevancia del poder de monopsonio en la controversia de valor comparable.

⁷ Catorce de las quince asociaciones que respondieron a la encuesta de Yetts indicaron que tenían un programa de este tipo. La decimoquinta solicitó información sobre cómo podrían iniciar uno. Eugene Devine (1969) ofrece alguna evidencia de colusión de hospitales en el ajuste de los salarios. Véase también Committee on Post Office and Civil Service (1983) para alegaciones de fijación de salarios en una amplia área en el caso Lemons vs. City and County of Denver, el conocido caso de valor comparable que involucró a enfermeras.

cias en una multitud de otras características del hospital, tales como la calidad y la seguridad del lugar de trabajo, la composición de la carga de trabajo o la forma en que las tareas de enfermería están organizadas. Si la diferenciación de este tipo es sustancial, entonces podría haber poder de monopsonio significativo, en el sentido de una curva de oferta de pendiente positiva a nivel del hospital,⁸ incluso sin un comportamiento altamente colusivo por parte de los hospitales.

El grado de diferenciación y por lo tanto la fuerza del poder de monopsonio es probable que dependerá en gran medida de la duración del período de tiempo relevante sobre el que se llevaría a cabo cualquier cambio. En concreto, a corto plazo, el costo para los trabajadores de cambiar de trabajo es probable que sea lo suficientemente alto para que relativamente pocos de ellos deje de inmediato a su empleador si su salario se redujera en una pequeña cantidad. Esto sería especialmente cierto si fuera difícil distinguir una caída del salario transitoria de una permanente. A la larga, sin embargo, si el salario se mantiene bajo, más trabajadores se irían y menos reemplazos podrían ser reclutados. Por lo tanto es probable que la magnitud del poder de mercado del empleador sea menor a largo plazo que a corto plazo. El poder de mercado también puede ser menor en grandes áreas metropolitanas en las que hay más probabilidades de que haya hospitales que las enfermeras consideren sustitutos próximos. Las estimaciones de poder de mercado de un hospital individual que figuran a continuación, en consecuencia, hacen jugar estos factores y también los diversos supuestos acerca de la naturaleza del equilibrio oligopsónico.

Una serie de estudios empíricos previos de poder de monopsonio hospitalario han examinado la relación transversal entre salarios de las enfermeras y nivel de concentración del empleador. La mayoría de estos estudios han llegado a la conclusión de que una concentración más alta está asociada con salarios más bajos. El primer estudio, de Richard Hurd (1973) halló una correlación fuertemente negativa de los salarios medios de enfermería con la concentración del empleador en una sección transversal de 1960 de Standard Metropolitan Statistical Areas y también en una sección transversal de las ciudades más grandes cubiertas por el Bureau of Labor Statistics Industry Wage Survey 1966 de la industria hospitalaria. Del mismo modo, Charles Link y John Landon (1975), utilizando datos de una encuesta de 1973 de su propia elaboración, hallaron una relación negativa entre concentración y salarios de hospitales individuales. Resultados similares fueron descubiertos por Roger Feldman y Richard Schetfler (1982) en una encuesta nacional de hospitales realizada en 1977 por Thomas Bruggink, Keith Finan, Eugene Gendel y Jefferey Todd (1985) para hospitales de New Jersey a principios de los 1980s. Por otro lado, Killard Adamanche y Frank Sloan (1982) no hallan pruebas de una asociación entre salarios de partida y concentración en una encuesta de hospitales de 1979. Este último estudio controla los números mayores de covariables y usa la que es posiblemente mejor medida del salario, por lo que los resultados de la literatura deben ser considerados mixtos, en el mejor de los casos, sobre la cuestión de la relación entre concentración y salarios.⁹

⁸ A lo largo de este trabajo, la frase "poder de monopsonio" se utiliza en este sentido y no como una descripción de un mercado en el que hay, literalmente, un empleador o un cartel perfectamente colusivo de empleadores.

⁹ Adamanche y Sloan notan que la densidad de población por km cuadrado, una variable incluida en su ecuación de salarios, pero no en otros estudios, está altamente correlacionada en forma negativa con la concentración de hospitales. Si bien el argumento para la inclusión de esta variable en un modelo que ya controla por medidas del costo de vida y niveles alternativos de salarios no es particularmente evidente, está indicando un problema con todos los estudios de sección transversal de salarios y

Más recientemente, James Robinson (1988) ha encontrado que en una sección transversal de hospitales, los niveles más altos de concentración están asociados con un menor empleo de enfermeras y una proporción menor del número de enfermeras registradas más capacitadas (RNs) respecto al número de auxiliares de enfermería de menor calificación (LPNs). Estos hechos también pueden ser considerados compatibles con la importancia del poder de monopsonio. [*Nota Una enfermera registrada (RN) es una enfermera que se ha graduado de un programa de enfermería y cumplido los requisitos esbozados por un país, estado, provincia o autorización similares con el fin de obtener una licencia de enfermería.*]

Hay, sin embargo, dificultades fundamentales con estudios tales como los descritos anteriormente. Excepto, quizás, en el caso en que sea igual a cero, no hay una interpretación estructural para el parámetro clave que mide la asociación parcial del salario o nivel de empleo con la concentración. En particular, dichos estudios no abordan directamente la cuestión de hasta qué punto el monopsonio en realidad deprime los salarios. El enfoque adoptado aquí es más directo: se dan estimaciones de elasticidad de la curva de oferta enfrentada por cada hospital. El poder de monopsonio entonces se puede medir por la inversa de esta elasticidad. Como se señala más adelante, la elasticidad inversa está directamente relacionada con la diferencia porcentual entre el salario y el producto marginal y, si el producto marginal es constante, con la cantidad en que los salarios son más bajos de lo que serían bajo competencia perfecta.

La evaluación del grado de poder de mercado en los mercados de productos, por supuesto, siempre ha sido una de las principales preocupaciones de la investigación aplicada en el campo de la organización industrial. En los últimos tiempos cierta atención se ha centrado en el desarrollo de técnicas econométricas formales que estiman de forma conjunta la brecha entre precio y costo marginal y las variaciones conjeturales o algún otro conjunto de parámetros que describen la naturaleza de las interacciones entre las empresas. (Véase, por ejemplo, Iwata (1974), Gollup y Roberts (1979), Appelbaum (1982), Spiller y Favaro (1984) y Roberts y Samuelson (1988); Bresnahan (1988) reseña parte de esta literatura.) La aplicación de estos métodos, sin embargo, requiere datos sobre alguna variable que cambie la función de oferta de enfermeras al hospital individual, datos de los que carece el estudio actual.

Otra línea de investigación ejemplificada por Bresnahan (1981) y Baker y Bresnahan (1985, 1988) toma la naturaleza del equilibrio entre las empresas tal como figura y utiliza esta información para identificar la brecha entre precio y costo marginal. Este es el enfoque adoptado aquí.¹⁰ Más específicamente, las estimaciones de la elasticidad inversa de oferta a nivel

concentración. Esto es, la concentración está estrechamente asociada con el tamaño de una ciudad y por lo tanto con muchas otras variables que pueden estar relacionadas con los salarios. Otros estudios relacionados incluyen los de Frank Sloan y Richard Elnicki (1979), que encuentran que los salarios de partida de enfermeras y otros trabajadores están sólo débilmente relacionados con la participación en el mercado hospitalario en una sección transversal de hospitales en 1973, Myron Fottler (1977) que descubre que una mayor concentración está asociada con menores salarios para empleados no profesionales de hospital en una sección transversal de [Áreas Estadísticas Metropolitanas Estándar](#) en la década de 1960 y principios de 1970, Brian Becker (1979), quien considera que la cuota de mercado por hospital no está relacionada con los salarios de trabajadores de hospitales no profesionales en una muestra de hospitales de Illinois, Minnesota y Wisconsin en 1975, y Karen Davis (1973) que descubre, a nivel estatal, una asociación positiva de hospitales por km cuadrado con el salario medio de todos los trabajadores de hospitales sólo cuando se excluyen del modelo variables que miden la presencia de instalaciones especializadas.

¹⁰ El enfoque actual también está estrechamente relacionado con el de David Scheffman y Pablo Spiller (1987) quienes hicieron operativo el ejercicio de definición del mercado geográfico propuesto en

de hospital se presentan a continuación bajo tres supuestos alternativos sobre la naturaleza del equilibrio en el mercado: Un nivel de empleo de equilibrio, un equilibrio de fijación de salarios y un equilibrio de variaciones conjeturales consistentes. En cada caso, la variación en el número de casos individuales de los hospitales se utiliza para identificar la respuesta de la oferta. No se dan pruebas formales de si alguno de estos tres conceptos de equilibrio es el correcto. El desarrollo de estos ensayos, por supuesto, sería una valiosa contribución. Sin embargo, como primer paso, parece sensato averiguar cuánto podrían diferir estos resultados bajo modelos alternativos.

Los resultados presentados a continuación sugieren que los hospitales tienen poder monopsonico muy sustancial a corto plazo y que, incluso con un horizonte de tiempo más largo podrían ejercer un poder de mercado significativo. Específicamente, la elasticidad inversa de oferta en un periodo anual se estima en 0,79 (con un error estándar de 0,13) y en un período a más de tres años como 0,26 (con un error estándar de 0,07). También se encontró que el poder de monopsonio no es significativamente menor en las grandes áreas metropolitanas. Por último, los resultados no indican dependencia significativa del poder de monopsonio de la forma que adopta el equilibrio oligopsónico.

La Sección II de este artículo revisa la teoría elemental del monopsonio, describe los conceptos de equilibrio que se suponen en la estimación de la elasticidad inversa de la oferta a nivel del hospital y luego se expone la estrategia econométrica utilizada para obtener modelos estadísticos estimables correspondientes a los tres conceptos de equilibrio. La Sección III describe los datos y analiza las posibles fuentes de sesgos en los métodos. Los resultados se presentan en la sección IV y las conclusiones se discuten en la sección V.

II. Marco teórico y estrategia econométrica

Esta sección comienza con la revisión de la teoría elemental del monopsonio y la discusión de las cantidades pertinentes que deben estimarse bajo tres supuestos alternativos sobre el equilibrio oligopsónico que caracteriza al mercado de enfermeras. Concluye con una discusión de la estrategia econométrica que da lugar a los modelos estadísticos que pueden estimarse con los datos disponibles.

Consideramos primero un hospital monopsonista que enfrenta una función inversa de oferta $W(N)$. Es decir, con el fin de atraer N enfermeras que necesita ofrece un salario de $W(N)$. Para ser concretos, supongamos que se requiere del hospital que atienda las necesidades de un nivel exógeno de número de casos, c , y que lo haga a costo mínimo. Emplea enfermeras, y otros insumos X que tienen precios r . Por lo tanto el hospital resuelve $\min N W(N) + Xr$ sujeto a $f(N, X) = c$ donde $f(N, X)$ es la función de producción que vincula N y X a la producción c . Suprimiendo los argumentos de las funciones y denotando las derivadas parciales por subíndices, la condición de primer orden de este problema puede escribirse como

$$(1) \quad (\lambda f_N - w) / w = N W_N / w \equiv \theta$$

donde λ es un multiplicador de Lagrange. (Si la función de producción $f(N, X)$ y la variable de número de casos c tuvieran valores vectoriales, λf_N debería interpretarse como el producto interno de un vector de multiplicadores de Lagrange por el vector de derivadas de $f(N, X)$ con respecto a N .) La ecuación (1) establece que la brecha porcentual entre el producto mar-

las [Justice Departments Merger Guidelines](#) (1982) mediante la estimación de la elasticidad de demanda que enfrenta la colección de empresas en áreas geográficas cada vez más grandes .

ginal y el salario es igual a θ , la elasticidad inversa de oferta).¹¹ Por otra parte, si λf_N fuera constante, entonces θ mediría también la diferencia porcentual entre el salario de equilibrio y el salario que hubiera prevalecido si el hospital hubiera sido tomador de precios. Por lo tanto θ es una medida natural del poder de monopsonio de un hospital y esta cantidad es la que se estima a continuación.

Consideremos ahora el caso de $k + 1$ hospitales que tienen que atender los números de casos c_0, c_1, \dots, c_k y que enfrentan funciones inversas de oferta interconectadas

$$(2) \quad \begin{aligned} w_0 &= W^0(N_0, N_1, \dots, N_k) \\ w_1 &= W^1(N_0, N_1, \dots, N_k) \\ &\vdots \\ w_k &= W^k(N_0, N_1, \dots, N_k) \end{aligned}$$

A fin de hablar con sentido acerca de la función de oferta a nivel de empresa enfrentada por el hospital o , es necesario especificar la naturaleza del equilibrio de todos los hospitales. A continuación se discuten tres equilibrios posibles.¹²

Supongan en primer lugar que el equilibrio de Nash en los niveles de empleo es la noción correcta de equilibrio en este mercado. Entonces se deduce que para el hospital o ,

$$(3) \quad (\lambda f_{N_0} - W_0) / W_0 = N_0 W^{o_{N_0}} / W_0 = \theta.$$

En este caso, la noción natural de oferta a nivel de empresa adopta los niveles de empleo de otros hospitales como fijos y la ecuación interesante para el poder de monopsonio es la primera ecuación de (2).

Por otro lado, si son satisfechas ciertas condiciones de regularidad, el sistema de oferta se puede reordenar dando

$$(4) \quad w_0 = W^{*0}(w_1, w_2, \dots, w_k),$$

lo que da el salario que el hospital o tendría que pagar para atraer N_0 enfermeras en función de los niveles salariales de los otros hospitales. Así, si el equilibrio de Nash en los salarios describe correctamente la conducta de las empresas, luego para la firma o

$$(5) \quad (\lambda f_{N_0} - W_0) / W_0 = N_0 W^{o_{N_0}} / W_0 = \theta.$$

En este caso, el nivel de oferta a la empresa se puede entender como tomando los salarios de los otros hospitales como fijos y la ecuación natural a estimar es (4), que es la ecuación que relaciona los salarios de los hospitales con su empleo y con los salarios de otros hospitales.

¹¹ El supuesto de minimización de costos no es esencial para ninguno de los siguientes análisis. Siempre que el hospital resuelva algún tipo de problema de optimización sujeto a una función de oferta de pendiente positiva, habrá una brecha entre el salario y alguna noción de un producto marginal. Por ejemplo, supongamos que el hospital actúa con el fin de maximizar alguna función, $U(N, B, z)$ donde N es de nuevo el nivel de empleo, B es la nómina salarial, $NW(N)$, y z es algún vector de variables exógenas. La condición de primer orden para el problema de maximización de las empresas es, en este caso,

$$((U_N / - U_B) - W) / W = W_N N / W = \theta$$

Aquí $(U_N / - U_B)$ toma el lugar del producto marginal, pero la forma de la relación es la misma y θ sigue siendo el parámetro que describe el poder de mercado. [Nota del traductor: las ecuaciones de optimalidad como (1) han sido re-escritas a fin de reflejar correctamente el enunciado del texto.]

¹² Las tres nociones de equilibrio consideradas son completamente estáticas y suponen certeza perfecta. La incorporación de dinámica e incertidumbre en el marco teórico sería una extensión valiosa.

Finalmente, el concepto de variaciones conjeturales consistentes de equilibrio implica que la ecuación correspondiente a estimar es

$$(6) \quad w_o = R^o(N_o, c_1, \dots, c_k).$$

Esto es, bajo esta hipótesis, cuyas consecuencias para el cálculo de elasticidades de demanda a nivel firma han sido exploradas por Baker y Bresnahan (1988), la noción relevante de oferta a nivel firma adopta como fijos los niveles de las variables exógenas que trasladan la demanda de otras empresas. Esto está motivado por el supuesto de que el hospital es un líder de Stackelberg con respecto a los otros empleadores. Si el hospital o elige N_o nivel de empleo, se supone que los otros hospitales resuelven sus problemas de minimización de costos toman ese nivel como dado. Las soluciones de estos problemas de minimización son un conjunto de funciones de reacción $N_i^*(N_o, c_i)$ que expresan el nivel de empleo de los otros hospitales en función de su carga de trabajo y el nivel de empleo del hospital o . Del hospital o entonces se espera que tenga en cuenta estas reacciones en la solución de su propio problema de minimización de costos. Así, la noción natural de oferta a nivel de empresa para el líder de Stackelberg se obtiene sustituyendo estas funciones de reacción en la ecuación de oferta estándar (2):

$$(7) \quad w_o = W^o(N_o, N_1^*(N_o, c_1), \dots, N_k^*(N_o, c_k)) \equiv R^o(N_o, c_1, \dots, c_k).$$

En este caso, la brecha entre el salario y el producto marginal viene dada por

$$(8) \quad (\lambda f_{N_o} - W_o) / W_o = N_o R^o_{N_o} / W_o = \theta,$$

y la ecuación (6) es la que hay que estimar.

Baker y Bresnahan (1988) señalan que el supuesto de conjeturas consistentes en un mercado de producto se cumple con varios conjuntos de supuestos conocidos. Hay un conjunto análogo de circunstancias en el caso de un mercado de insumos. Por ejemplo, un hospital dominante con una franja competitiva de otros empleadores actuará como líder de Stackelberg. Del mismo modo un cártel de participación constante en el empleo tendría conjeturas correctamente consistentes. Baker y Bresnahan también destacan que cuando la diferenciación del producto (o en este caso, del puesto de trabajo) se convierte en extrema, las cuestiones de interacción estratégica pierden importancia dado que convergen todas las nociones de equilibrio.¹³

Baker y Bresnahan (1988) se apoyan en la extrema diferenciación de productos como justificación para usar el enfoque de conjeturas consistentes para analizar el poder de mercado de las empresas de la industria cervecera, pero no consideran otros supuestos. Si la diferenciación es, de hecho, muy extensa, entonces las tres medidas propuestas más arriba deben estar próximas. Esto proporciona un control sobre el supuesto.

Las tres nociones de equilibrio oligopsónico implican cada una la especificación econométrica de la función de oferta inversa que da los salarios de los hospitales en función de su nivel de empleo. Las especificaciones sólo se diferencian en cuáles son las variables adicionales que deben ser incluidas. Para el ajuste al nivel de equilibrio del empleo, los niveles de empleo de otras empresas tienen que mantenerse constantes. Para el ajuste al equilibrio de la tasa de

¹³ Ver Jonathan Baker y Timothy Bresnahan (1988) para una discusión más detallada de la hipótesis de conjeturas consistentes.

salarios, las tasas de los salarios de otras empresas tienen que mantenerse constantes. Finalmente, para las variaciones conjeturales constantes de equilibrio, son los niveles de las variables exógenas que afectan la demanda por enfermeras de otras empresas los que deben mantenerse constantes. En cada caso, la propia carga de trabajo del centro hospitalario es la variable exógena excluida que explica el carácter endógeno del nivel de empleo de los hospitales e identifica el nivel de la elasticidad inversa de oferta de la firma.¹⁴

Los datos disponibles¹⁵ constan de niveles de salarios y empleos de enfermería y mediciones de la carga de trabajo para una amplia clase de hospitales sobre un pequeño número de años. Por lo tanto, a fin de producir versiones estimables de las ecuaciones (2), (4) y (6), es necesario hacer algunas hipótesis simplificadoras fuertes. La estrategia empleada aquí tiene dos componentes. Primero, se supone que los hospitales se pueden dividir en un número de mercados regionales distintos y que las interacciones entre hospitales de diferentes regiones se pueden ignorar. Segundo, se supone que hay un alto grado de simetría en la relación entre hospitales de la misma región.

Denótase como w_{rit} , n_{rit} y C_{rit} $i=1...k_r$, al logaritmo natural del salario de enfermería, del número de enfermeras empleadas y del número de casos (posiblemente un vector de número de casos) para el hospital i en la región r en el año t , respectivamente. Luego, una aproximación lineal de la ecuación (2) en logaritmos para los hospitales n región r tomaría la forma

$$(9) \quad \begin{pmatrix} w_{rit} \\ \cdot \\ \cdot \\ w_{rkrt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{r1} + \delta_r t \\ \cdot \\ \cdot \\ \alpha_{rk} + \delta_r t \end{pmatrix} +$$

$$+ \begin{pmatrix} \theta_{r11} & \gamma_{r12} & \gamma_{r1kr} \\ \gamma_{r21} & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \gamma_{rk1} & \cdot & \theta_{rkrk} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} n_{rit} \\ \cdot \\ \cdot \\ n_{rkrt} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{rit} \\ \cdot \\ \cdot \\ \varepsilon_{rkrt} \end{pmatrix}$$

donde fue incluida una tendencia temporal en cada región específica, $\delta_r t$, cuando ello resultó apropiado en la investigación empírica. Obviamente, con sólo seis años de datos y un gran número de hospitales, no es posible estimar todos los parámetros en la especificación anterior. Con el fin de obtener una ecuación estimable, se supone que $\theta_{rij} = \theta$ para todos los r e i y

¹⁴ La presunción de que el número de casos es exógeno es estándar en la extensa literatura sobre estimación de funciones de costo hospitalario. Véase, por ejemplo, Thomas Grannemann, Randall Brown y Mark Pauly (1986) o Daniel Sherman (1988). Robert Conrad y Robert Strauss (1983) son los más explícitos en proporcionar el argumento de que la demanda de servicios hospitalarios es exógena a las principales decisiones del administrador del hospital. Los médicos, en su opinión, "operan como entidades independientes, creando demanda".

¹⁵ Luego se discute la cuestión de los datos en forma más detallada.

que $\gamma_{rij} = \gamma$ para todos los r, i y j . Con estas hipótesis de simetría del sistema de ecuaciones, (9) se convierte en una sola ecuación que puede ser estimada juntando todos los hospitales:¹⁶

$$(10) \quad w_{rit} = \alpha_{ri} + \delta_r t + \theta n_{rit} + \gamma (on)_{rit} + \varepsilon_{rit}$$

donde $(on)_{rit} = \sum_{j:i} n_{rjt}$. En esta especificación, los α_{ri} son un conjunto de efectos fijos específicos de hospitales.

***Nota** Un modelo de efectos fijos es un modelo estadístico que representa las cantidades observadas en términos de variables explicativas que se tratan como si dichas cantidades fuesen no aleatorias. Esto contrasta con los modelos de efectos aleatorios y los modelos mixtos en los que todas o algunas de las variables explicativas son tratadas como si se derivasen de causas aleatorias. Los efectos fijos ayudan a controlar la heterogeneidad no observada cuando esta heterogeneidad es constante en el tiempo. Esta constante puede ser removida de los datos mediante diferenciación, por ejemplo tomando una primera diferencia, lo que eliminará cualquier componente invariante en el tiempo del modelo.*

Estas variables controlan diferencias no observadas de los hospitales que son constantes en el tiempo. Por ejemplo, la ubicación del hospital con relación a los centros de población y otros hospitales, la seguridad y otras características de la zona, el estilo de la práctica de enfermería, si el hospital está asociado con una escuela de medicina o de enfermería, y una serie de otros factores que afectan la percepción de una enfermera de la conveniencia de trabajar en un hospital determinado se puede suponer que sean aproximadamente constantes durante el período de seis años de este estudio. Los efectos de hospital pueden eliminarse mediante diferenciación:

$$(11) \quad \Delta_d w_{rit} = \delta_r + \theta \Delta_d n_{rit} + \gamma \Delta_d (on)_{rit} + \Delta_d \varepsilon_{rit}$$

donde $\Delta_d w_{rit} = w_{rit} - w_{rit-1}$ y lo mismo para las otras variables. En el trabajo empírico descrito a continuación, las estimaciones de la ecuación (11) son las diferencias presentadas para $d = 1, 2$ y 3 años. Examinando la asociación de cambios salariales y cambios en el empleo a través de distintos períodos de tiempo, puede ser investigada la naturaleza dinámica de la oferta a nivel hospitalario. Las estimaciones indican que la longitud del intervalo de tiempo relevante (uno, dos, o tres años) es un determinante importante de la fuerza del poder de monopsonio (elasticidad inversa de la oferta).

Vale la pena señalar que la ecuación (11) requiere al menos dos años de datos diferenciados para la estimación.¹⁷ La razón es que $n_{rit} + (on)_{rit} = \sum_j n_{rjt}$ no varía entre los hospitales de la misma región y así se confunde con δ_r si sólo se utiliza un solo año en la estimación. De manera similar, una especificación que agrega efectos específicos de año en la región a la ecuación (11) no es identificable, sin importar cuántos datos anuales sean empleados.¹⁸ Esto es

¹⁶ En el trabajo empírico del que se informa más adelante, se dan estimaciones por separado para los hospitales en las principales áreas metropolitanas y los que están fuera de dichas zonas. En trabajos previos, no se detectó ninguna dependencia de la elasticidad inversa de la región respecto al censo o al ingreso per cápita.

¹⁷ Así, para estimar el modelo (11) es necesario contar con $d + 2$ años de datos.

¹⁸ También vale la pena señalar que si $(on)_{rit}$ fuera reemplazado por un conjunto de efectos específicos de la región-año cuando, en realidad, el modelo (11) es correcto, las estimaciones resultantes de la elasticidad inversa serían inconsistentes ya que (11) puede reescribirse como

$$\Delta_d w_{rit} = \delta_r + (\theta - \gamma) \Delta_d n_{rit} + \gamma \Delta_d (sn)_{rit} + \Delta_d \varepsilon_{rit}$$

análogo en la dimensión de sección transversal al problema de estimación de efectos de variables que no se alteran con el tiempo en los datos de panel estudiados por Hausman y Taylor (1981). Afortunadamente, al propósito de este documento, no parece haber ninguna razón para no usar la variación de las series temporales en los datos para estimar el nivel de la oferta inversa de la firma.

Las ordenadas específicas de región en la ecuación diferenciada (correspondientes a tendencias temporales específicas de la región en la especificación de niveles) se pueden eliminar restando las medias específicas de región de las variables:

$$(12) \quad \Delta_d w_{rit} - [\Delta_d w_{r..}] = \theta (\Delta_d n_{rit} - [\Delta_d n_{r..}]) + \gamma (\Delta_d (on)_{rit} - [\Delta_d (on)_{r..}]) + \Delta_d \varepsilon_{rit} - [\Delta_d \varepsilon_{r..}]$$

donde $[\Delta_d w_{r..}]$ es la **media** en el tiempo y en los hospitales de la región r de $\Delta_d w_{rit}$ y análogamente para las otras variables. La ecuación (12) se estima por mínimos cuadrados en dos etapas usando como variables instrumentales $(\Delta_d c_{rit} - [\Delta_d c_{r..}])$ y $(\Delta_d (oc)_{rit} - [\Delta_d (oc)_{r..}])$, donde $(oc)_{rit}$ es la suma sobre todos los hospitales excepto el hospital i en la región r en el año t de c_{rit} .¹⁹

Supuestos similares se utilizan para llegar a versiones estimables de las ecuaciones (4) y (6). En concreto, estimados bajo la hipótesis de una tasa de fijación de salarios de equilibrio se obtuvieron mediante la estimación de

$$(13) \quad \Delta_d w_{rit} - [\Delta_d w_{r..}] = \theta (\Delta_d n_{rit} - [\Delta_d n_{r..}]) + \gamma (\Delta_d (ow)_{rit} - [\Delta_d (ow)_{r..}]) + \Delta_d \varepsilon_{rit} - [\Delta_d \varepsilon_{r..}]$$

usando como variables instrumentales $(\Delta_d c_{rit} - [\Delta_d c_{r..}])$ y $(\Delta_d (oc)_{rit} - [\Delta_d (oc)_{r..}])$. En el modelo (13), $(ow)_{rit}$ es el salario promedio de los hospitales distintos del hospital i , en la región r en el año t y las otras variables son como anteriormente.

Del mismo modo, las estimaciones del poder de monopsonio bajo la hipótesis de conjeturas consistentes, se obtuvieron mediante la estimación de

$$(14) \quad \Delta_d w_{rit} - [\Delta_d w_{r..}] = \theta (\Delta_d n_{rit} - [\Delta_d n_{r..}]) + \gamma (\Delta_d (oc)_{rit} - [\Delta_d (oc)_{r..}]) + \Delta_d \varepsilon_{rit} - [\Delta_d \varepsilon_{r..}]$$

usando también como variables instrumentales $(\Delta_d c_{rit} - [\Delta_d c_{r..}])$ y $(\Delta_d (oc)_{rit} - [\Delta_d (oc)_{r..}])$.

Por último, cabe destacar que, en general, las estimaciones MCO de ecuaciones estructurales en dos etapas, tales como (12), (13) y (14) dependen de la normalización adoptada (es decir, de si se resuelven por el cambio en el empleo o el cambio en los salarios). Sin embargo, cuando la cantidad de casos c es un escalar, todas las anteriores están exactamente identificadas y por lo tanto los estimadores de elasticidad no dependen de la normalización. En el trabajo empírico presentado a continuación, las estimaciones se dan para el caso en que c es un escalar y también para un caso en que tiene dos componentes. Incluso en el caso en que c sea un vector, la ecuación (14) está exactamente identificada y, por tanto, no depende de la

donde $(sn)_{rit} = \sum_j n_{rit}$. Así, los efectos específicos de la región año tenderían a $\gamma \Delta_d (sn)_{rit}$ y el coeficiente de $\Delta_d n_{rit}$ tendería a $\theta - \gamma$.

¹⁹ En la estimación final descrita a continuación, se encontró que $(on')_{rit} = \sum_{j \neq i} n_{rit}$ sustituye a $(on)_{rit}$ en (12). La ventaja del logaritmo de la suma sobre la suma de los logaritmos es que la primera trata de forma directa con los cambios en el número de hospitales en la región por aperturas, cierres, fusiones y escisiones. La variable $(on)_{rit}$ también puede dar demasiada importancia a los hospitales más pequeños que con frecuencia experimentan grandes cambios porcentuales en el empleo y la cantidad de casos. Sustituciones similares fueron hechas para las variables que resumen los salarios de los demás hospitales y el número de casos.

normalización. Por otra parte, resulta que empíricamente el segundo componente de c no explica gran parte de la variación salarial y por lo tanto incluso las estimaciones de elasticidad en base a (12) y (13) son básicamente insensibles a si se utiliza como variable del segundo miembro los cambios salariales o los cambios en el empleo. La normalización adoptada, con el cambio del salario en el primer miembro, es la más conveniente, ya que hace de la medida de resumen de poder de monopsonio un parámetro que pueda ser calculado directamente.

III. Datos

El plan econométrico esbozado requiere datos sobre salarios, niveles de empleo, y número de casos de los hospitales. En el presente estudio, todas estas variables se derivan de las encuestas anuales de Hospitales (1979-1985) de la American Hospital Association (AHA). El Informe Anual se envía en octubre de cada año a prácticamente todos los hospitales de USA. Los datos incluyen información sobre número de trabajadores a tiempo completo y parcial en varias clasificaciones de trabajo incluyendo enfermeras registradas (RN5) y auxiliares de enfermería (LPN5), datos sobre gastos de personal por categoría de trabajadores, y datos sobre el tamaño y el desglose del número de casos del hospital. Para una tal encuesta tan amplia, tiene una tasa de respuesta relativamente alta (50% o más dependiendo de la pregunta). La AHA también estima el valor de una serie de variables cuando un hospital falla en responder.

Desafortunadamente, sin embargo, los datos de la encuesta anual no están exentos de problemas. En primer lugar, a los hospitales se les pide sólo informar de sus gastos totales de nómina de tiempo completo RN5 y LPN5 combinados. Por lo tanto la medida de salarios que se puede construir es en realidad para las categorías RN y LPN combinadas. En segundo lugar, los hospitales reportan el total acumulado de sus casos y los gastos de nómina durante el año anterior, mientras que las cifras de empleo son para la fecha de la encuesta. Con el fin de hacer frente al primer problema, la variable enfermeras a tiempo completo, se calculó como el número de RNs full time más 0.765 por el número de LPNs full time.²⁰ La variable salario utilizada fue calculada como gastos totales de personal de tiempo completo RN y LPN, más una parte proporcional de los gastos del hospital de los beneficios, todo ello dividido por la variable empleo. La variable salarios a continuación, se convirtió a dólares constantes de 1985 utilizando el Índice Nacional de Precios al Consumidor.

Se emplean dos variables de cantidad de casos en el análisis siguiente: Total de pacientes-día (número total de días internados en el hospital por los pacientes hospitalizados durante el año anterior) y duración de su estadía (Totales de pacientes-día divididos por admisiones totales). Para estos datos y con el número de pacientes-día constantes, esta última puede interpretarse como una variable proxy para la comodidad de tratamiento de la composición particular de pacientes de un hospital. Es decir, los hospitales con duración media de su estadía más larga en general, tratan una composición menos aguda de pacientes.

La tabla I muestra la variación de los niveles agregados de las cuatro variables a lo largo del periodo de tiempo de los datos utilizados en este estudio. El panel superior es para todos los hospitales en 50 estados y el Distrito de Columbia. El panel central está limitado a hospitales

²⁰ Es decir, si el número de equivalentes RN fue en_t en la fecha de la encuesta en el año t y en_{t-1} en la fecha de encuesta del año anterior, entonces la medida del empleo utilizada en el análisis posterior fue $n_t = (en_t - en_{t-1}) / (\log en_t - \log en_{t-1})$ (o $n_t = en_t$ si $en_t = en_{t-1}$).

generales, que para los fines de este estudio se definen como los hospitales que respondieron que la mayor parte de sus admisiones fueron para servicios médicos y quirúrgicos generales (ya sea para pacientes de todas las edades o para niños) y que por cada año de datos disponibles han tenido una duración media de estadía de menos de 14 días. El panel inferior es para el conjunto de los hospitales que se utilizan en la estimación de las elasticidades inversas descrita a continuación. Para un año dado, estos son hospitales generales cuyos datos relevantes fueron suministrados por el hospital (en lugar de ser estimados por la AHA o imputados, tal como se describe más adelante). También se eliminó un pequeño número de hospitales que tenían valores muy improbables de salarios o del número de enfermeras por días de hospitalización.²¹ La AHA estima los valores de cada una de las cuatro variables cada vez que un hospital no las provee. Estos valores estimados se incluyen en los totales que se muestran en los dos paneles superiores de la Tabla 1. También se incluyen algunos valores que fueron imputados a los efectos de este estudio. Las imputaciones se describen en el apéndice.

La Tabla 1 muestra que durante los años iniciales del período de estudio, el empleo de enfermeras en los hospitales fue creciendo con bastante rapidez, pero comenzó a declinar en 1984 y 1985. Los salarios de enfermería, sin embargo, mostraron un crecimiento real considerable durante todo el período, con resultados impresionantes especialmente en 1982. Los días totales de hospitalización en los hospitales fueron, por el contrario, cayendo durante todo el período con caídas bruscas después de que el sistema de pago prospectivo entró en vigencia en 1983 para los pacientes de Medicare. Un poco menos de la mitad de la caída de los días de hospitalización es atribuible a la disminución de la duración de la internación, que también continuó durante el período. La diferencia entre el empleo y el total de días de hospitalización medidas en los dos últimos paneles de la Tabla 1 refleja la caída en la tasa de respuesta a la encuesta de la AHA que se produjo en la segunda mitad del período de tiempo bajo estudio. Los ingresos salariales promedio y la duración media de las variables de estadía para la muestra usada en la estimación siguieron de cerca los niveles de todos los hospitales generales, sin embargo.

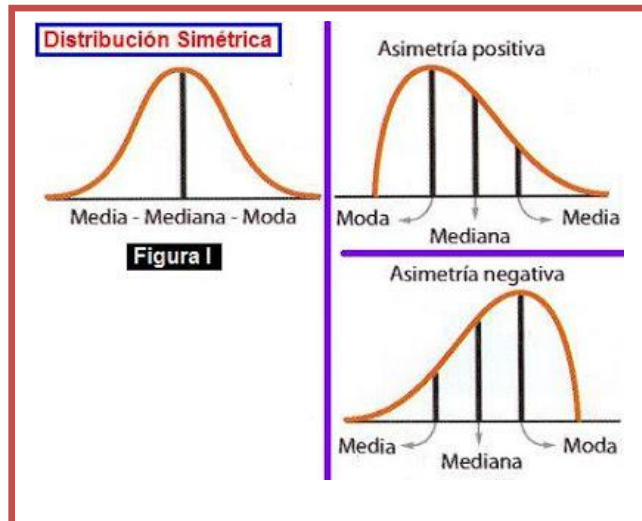


La Tabla 2 muestra algunas estadísticas univariadas en la muestra de 1983. Las distribuciones de los números de enfermeras y los días de hospitalización totales son muy asimétricas hacia la derecha. (Esto motiva el uso de los logs de las variables ya que sus distribuciones son relativamente simétricas.) Nótese que poco más del 80% del número total de enfermeras full

La Tabla 2 muestra algunas estadísticas univariadas en la muestra de 1983. Las distribuciones de los números de enfermeras y los días de hospitalización totales son muy asimétricas hacia la derecha. (Esto motiva el uso de los logs de las variables ya que sus distribuciones son relativamente simétricas.) Nótese que poco más del 80% del número total de enfermeras full

²¹ Específicamente cualquier hospital que, para un año dado, tenía valores de más de dos veces el intervalo intercuartil respecto a la mediana del log de la medida del salario o el log del número de enfermeras por días de hospitalización fue eliminado de la muestra para ese año. Su valor para la variable problemática también se estableció como faltante y se le asignó un valor como se describe a continuación. Nótese que esto se hizo para todos los hospitales - no solamente aquellos que de lo contrario debieran haberse incluido en la muestra.

time se explica en realidad por RNs. Luego, el problema debido a la mezcla de RNs y LPNs puede no resultar demasiado severo. La tabla 2 también muestra estadísticas univariantes de los cambios en las cuatro variables para los hospitales que aparecen tanto en las muestras de 1980 y 1985. Como ocurrió con las cifras agregadas, los días de hospitalización y la duración de la estadía tendieron a disminuir sustancialmente mientras que el empleo de enfermería tendió a aumentar en forma moderada y los salarios reales de enfermería tendieron a subir sustancialmente. Sin embargo, las distribuciones de los cambios exhiben una considerable variabilidad, con varios hospitales moviéndose en direcciones opuestas a las tendencias generales.



La Tabla 3 muestra algunas estadísticas univariantes adicionales en los hospitales que estaban en la muestra de 1983 y que también respondieron a la Encuesta de personal de Enfermería Hospitalaria de la AHA de 1983. Este último fue enviado en abril de 1983 a una muestra aleatoria de aproximadamente el 20% de los hospitales de USA.²² Los datos sobre niveles de empleo se ajustan razonablemente a los de la Encuesta Anual de AHA. La Encuesta de Personal de Enfermería también contiene datos sobre los salarios iniciales y gasto medio por hora-hombre exclusivamente para los RNs. Ajustando por inflación, y haciendo supuestos habituales sobre el número de horas trabajadas por año y la proporción de beneficios a los salarios, las cifras de gasto por hora-hombre de la encuesta de personal de enfermería son quizás un 5% demasiado bajas con relación a las de la Encuesta Anual. Es interesante observar las muy pequeñas primas pagadas en concepto de títulos que requieren más años de estudio.²³ La tabla también muestra que los costos de reclutamiento y orientación por RN son sustanciales.

Aunque 1983 no fue considerado un año en que la escasez de enfermeras fuera particularmente grave, más del 28% de los hospitales que respondieron indicaron que estaban experimentando una escasez de enfermeras.²⁴ 21% de los hospitales indicaron que estaban haciendo uso de enfermeras de empresas de trabajo temporario. La sindicalización, un factor que no se consideró en este estudio, asciende a poco menos de 15% de los hospitales que respondieron a la pregunta. Una fracción insignificante de hospitales reportó alguna forma de ac-

²² La Encuesta de Personal de Enfermería para 1983 fue administrada por tanto a medio camino entre los tiempos de los Encuestas Anuales de 1982 y 1983. Dada la forma en que las variables de empleo y salariales de este estudio fueron calculadas a partir de la Encuesta Anual, habría que esperar un ajuste razonable entre los datos de ambas encuestas. Dos encuestas más de personal de enfermería fueron administradas para la misma muestra de hospitales en julio de 1984 y octubre de 1985.

²³ Los programas de Asociado, Diploma y Licenciatura y generalmente requieren dos, tres y cuatro años de formación, respectivamente. También Stephen Mennenmeyer y Gary Gaumer (1983) utilizando micro datos sobre los salarios de enfermería han hallado primas muy pequeñas de los títulos de licenciatura luego de controlar una serie de variables de capital humano y algunas características de la empresa y el puesto de trabajo. Lavonne Booton y Julia Lane (1985) argumentan que la ausencia de una prima salarial para los poseedores de un título de licenciatura se explica por lo que argumentan es la naturaleza oligopsonica del mercado de enfermería.

²⁴ En una encuesta similar realizada en 1987, el 76,2% de los hospitales reportaron haber experimentado escasez. Ver U.S. Department of Health and Human Services (1988).

ción del trabajo organizado. La Tabla 3 también muestra el desglose de la formación educativa RN. Las enfermeras diplomadas siguen siendo la categoría mayor, seguida de enfermeras asociadas. Las enfermeras con una licenciatura aún representan sólo una quinta parte de las enfermeras de los hospitales. Un número considerable de enfermeras tienen sólo unos pocos años de experiencia en su trabajo actual, y sólo el 40% tiene más de cinco años de antigüedad. Incluso en un año en el que la escasez de enfermeras no se consideró grave, la tabla indica que más del 9% de los puestos presupuestados para RNs quedó sin cubrir. La tabla también muestra que en el trimestre anterior, un 5,5% de las enfermeras fueron recién contratadas y el 4,3% salieron del hospital promedio. Por último, los hospitales que utilizaron enfermeras de empresas de trabajo temporario, utilizaron un número considerable de las mismas, con una relación media de enfermeras temporarias a las de tiempo completo un poco superior a 0,25.

Antes de proceder a examinar las estimaciones efectivas de poder de monopsonio, cabe notar algunas cosas acerca de la dirección de ciertos sesgos posibles. En primer lugar, tal como en la estimación de cualquier elasticidad de oferta inversa, la presencia de una relación de demanda (en este caso una condición de primer orden para la firma, más que una función de demanda estándar) da lugar a un sesgo negativo en las estimaciones de mínimos cuadrados: Cuando ε_{rit} , término de error en la función de oferta inversa es mayor que el promedio, los hospitales tenderán a sustituir el uso de enfermeras y por lo tanto habrá una correlación negativa de ε_{rit} con n_{rit} . Hasta el punto que las variables número de casos puedan no ser completamente exógenas, este sesgo también puede persistir en las estimaciones de variables instrumentales que figuran a continuación.

Puesto que la variable salario se calcula dividiendo el pago de salarios totales por la medida del nivel de empleo utilizado del lado derecho de las ecuaciones de oferta inversa, cualquier error de medición del nivel de empleo inducirá otro sesgo negativo de las estimaciones de elasticidad inversa θ . El procedimiento de variable instrumental debe eliminar este sesgo si el error de medición en $\Delta_d n_{rit}$ (y $\Delta_d w_{rit}$) no está correlacionado con los cambios del número de casos.

Por último, existe un sesgo potencialmente importante introducido por el uso de niveles de salario medio. Es decir, cuando un hospital recibe un shock a su carga de trabajo que lo obliga a contratar más personal de enfermería, los nuevos trabajadores probablemente tengan menos experiencia que el miembro medio del personal de enfermería. Así que, al elevarse los niveles de empleo en respuesta a un aumento de la carga de trabajo, el nivel medio de experiencia tenderá a bajar. Luego, si una función de oferta ascendente obliga al hospital a elevar la escala de salarios para todos los niveles de experiencia, el salario promedio no puede elevarse tanto como el aumento de la escala de salarios.

Los datos de la Encuesta de Personal de Enfermería permiten investigar algunos de estos posibles sesgos. En particular, la Tabla 4 indica que los problemas de error de medición pueden ser de gran importancia. La tabla muestra la matriz de correlación de las medidas de empleo y salarios utilizadas en el estudio (que como se ha señalado anteriormente se derivan de los datos de la Encuesta Anual) y el nivel de empleo y salarios de licenciatura a partir de la Encuesta de Personal de Enfermería.²⁵ Para las dos medidas de nivel de empleo, la correla-

²⁵ Tal como se hizo con los datos de la encuesta anual, los hospitales para los que el log del salario o el log de la razón de enfermeras a días de hospitalización, como aparecen en la encuesta de enfermería,

ción, 0,983, es bastante alta. Sin embargo, la correlación entre las dos medidas de salarios sólo es 0,288, lo que indica un error de medición considerable.²⁶ También hay que resaltar de la Tabla 4 el hecho de que mientras los niveles salariales y de empleo de la encuesta de enfermería tienen una correlación bastante elevada (el coeficiente de correlación es 0,416), la correlación entre las medidas de salario y empleo de los datos de la Encuesta Anual es muy débil y no estadísticamente significativa. La correlación más baja en los datos de la Encuesta Anual es al parecer debido a una combinación de un nivel de ruido más alto en la medida de salarios y el "sesgo de división" que, como se señaló antes, es consecuencia de tener una medida de salarios que se calcula dividiendo los pagos de salarios por la medida del empleo.

La Tabla 5 analiza la correlación de la discrepancia entre las dos medidas de empleo y los cambios en las dos variables de carga de trabajo.²⁷ La variable dependiente en los modelos de regresión es el logaritmo del nivel de empleo de la Encuesta Anual menos el logaritmo del nivel de empleo de la Encuesta de Personal de Enfermería. Los resultados indican que cuando aumentan los días totales de hospitalización, el nivel de empleo del Informe Anual tiende a subir escasamente en comparación con la cifra de la Encuesta del Personal de Enfermería. Sin embargo, ninguno de los coeficientes estimados mostrados en la tabla es estadísticamente distinto de cero. Por otra parte, como la Encuesta de Personal de Enfermería se administró en medio del período cubierto por los datos de 1983 de la encuesta anual usada para calcular los cambios en la carga de trabajo y el nivel de empleo, se espera, probablemente, un pequeño efecto positivo incluso si el error de medición del empleo nivel no tiene relación alguna con la carga de trabajo.

La Tabla 6 muestra los estadísticos equivalentes para la correlación de la discrepancia en las cifras de salarios y los cambios en la carga de trabajo. Los resultados son más preocupantes que los de los niveles de empleo. Las estimaciones puntuales de los coeficientes de regresión son negativas y relativamente elevadas en valor absoluto. Aunque los errores estándar son también lo suficientemente grandes para que las estimaciones no sean en su mayor parte estadísticamente significativas, los resultados de la Tabla 6 son ciertamente sugerentes de la importancia de un sesgo negativo impartido a las estimaciones de poder monopsonico al usar los salarios medios.

La Tabla 7 se concentra directamente en cómo un número de características de la fuerza de trabajo de las enfermeras, como su antigüedad en el empleo y la distribución del tipo de título, cambia a medida que cambia el nivel de carga de trabajo. En concreto, la tabla muestra los coeficientes del cambio en la carga de trabajo 1983-1985 en una serie de modelos de regresión donde la variable dependiente es el cambio correspondiente en alguna medida de

fueran más de dos veces el rango intercuartil de la mediana, fueron eliminados de la muestra utilizada para calcular las correlaciones.

²⁶ El examen detallado de algunas de las mayores discrepancias entre las dos medidas salariales reveló que una fuente clave de error de medición en los datos de la encuesta anual fue el malentendido por parte de los hospitales acerca de cuáles salarios debían ser incluidos en la categoría de enfermeras registradas y LRNs. Las instrucciones en la página siguiente de la encuesta dicen que sólo los salarios de empleados a tiempo completo deben ser incluidos. Sin embargo, esto no es lo impreso junto al espacio en blanco en la encuesta. Es probable que varias discrepancias entre las dos medidas se deban a que los hospitales también incluyen los salarios de los empleados a tiempo parcial en el reporte a la AHA. De hecho, el autor inicialmente cometió el mismo error al calcular las medidas salariales que se utilizan para producir las estimaciones en el primer borrador de este documento. De no ser así, muchas otras discrepancias no podrían explicarse fácilmente.

²⁷ Regresiones de la discrepancia de nivel de empleo y nivel de salarios entre las dos encuestas de las variables número de casos no revelaron ninguna relación significativa.

una característica de la fuerza de trabajo de las enfermeras tomada de las Encuestas al Personal de Enfermería. El porcentaje de enfermeras en las dos categorías de menor residencia evidentemente aumenta y el porcentaje de enfermeras en las dos categorías más altas de residencia disminuye cuando aumenta el total de pacientes-día. El coeficiente del cambio en el log de pacientes-día con relación al log del índice general de titularidad es aproximadamente igual a la desviación estándar del índice de titularidad, por lo que una triplicación del número de casos llevaría a una caída de una desviación estándar del índice de titularidad. El promedio de años de educación también cae al aumentar el número de pacientes-día. Una triplicación aproximada de la carga de trabajo disminuiría el promedio de años de educación en aproximadamente dos tercios de una desviación estándar. Los efectos de los cambios en la carga de trabajo tanto sobre la titularidad²⁸ y la educación operan en una dirección que sugiere que el uso de los salarios medios en lugar de una medida de la escala de salarios imparte un sesgo negativo sobre las estimaciones de elasticidad de la oferta inversa. Por último, la tabla muestra que la razón de vacantes tiende a aumentar a medida que aumenta la cantidad de casos, mientras que sólo hay pequeños efectos sobre la razón de tiempo parcial y las razones de las nuevas contrataciones y separaciones con respecto a enfermeras a tiempo completo.

IV. Resultados

Antes de considerar las estimaciones de las funciones de oferta inversa a nivel hospitalario estructurales (12), (13) y (14), es esclarecedor examinar primero la forma reducida de la relación entre empleo y los salarios de enfermería y la carga de trabajo de los hospitales. La Tabla 8 muestra la naturaleza de esta relación para los niveles de estas variables en la sección cruzada de 1983. Como se puede ver, cuando la única variable cantidad de casos usada en la regresión es el número total de días de hospitalización, se encuentra una relación que es de rendimientos constantes a escala, con el coeficiente del log del número de casos sobre el log del empleo con un coeficiente levemente mayor que uno. Por otra parte, en la sección cruzada, los salarios están sólo muy débilmente relacionados con el tamaño del hospital, ya que el coeficiente del log de días de hospitalización en el modelo sobre el log del salario apenas es algo mayor que cero. Cuando se añade el log de la duración de la estadía al modelo de regresión para el log del empleo, su coeficiente es -0.62 (con un error estándar de 0.03), lo que apoya la interpretación de que la duración de la estadía es una proxy inversa de la intensidad relativa de carga de trabajo de los hospitales. La inclusión de esta variable también hace que el coeficiente de pacientes-día totales se eleve a 1.12, por lo que con esta especificación hay "rendimientos de escala a largo plazo decrecientes" entre la producción y los insumos de enfermería. La adición del log de la duración de la estadía a la ecuación del salario no tiene, por otro lado, ningún efecto.

La Tabla 9 muestra las estimaciones de la forma reducida para el cambio del log del empleo utilizando una, dos, y tres diferencias anuales. Las estimaciones se proporcionan para la muestra completa,²⁹ y también para submuestras que constan de los hospitales que pueden estar o no ubicados en áreas metropolitanas con medio millón de habitantes o más. Las variables independientes son el cambio de los logs de pacientes-día y la duración media de la

²⁸ Hubiera sido interesante ver cómo los niveles promedio de experiencia total en enfermería (en oposición a la titularidad del trabajo actual) cambian con cambios de la carga de trabajo, pero la Encuesta de Personal de Enfermería no hizo esa pregunta.

²⁹ A fin de ser utilizado en la estimación, el hospital tiene que estar en la muestra usada en la estimación en ambos años.

permanencia y el cambio en los logs de las variables para los otros hospitales de la misma Hill Burton Service Area (HSA).³⁰ Las estimaciones de los errores estándar son consistentes para el caso de formas arbitrarias de heterocedasticidad y / o correlación serial.³¹

Los resultados muestran el mismo fenómeno de "retornos crecientes a escala a corto plazo" que Hall (1988) ha interpretado como evidencia de una desviación del precio del costo marginal en la industria de USA. El coeficiente del cambio en el log de pacientes-día aumenta a 0.236 (error estándar 0,015) en la ecuación estimada usando diferencias de un año y todos los hospitales, pues períodos de tiempo más largos son usados para diferenciar los datos, pero aún para diferencias de tres años, el coeficiente es todavía de sólo 0.422 (con un error estándar de 0.023). El coeficiente del cambio en el log de pacientes días de otros hospitales, que la teoría predeciría debería ser cero o negativo, es en realidad positivo para diferencias de un año. Sin embargo, es esencialmente cero en las ecuaciones estimadas utilizando diferencias de dos y tres años.

Se estima que el cambio del log de la duración de la estadía tiene un coeficiente negativo en todas las especificaciones. La inclusión de esta variable también aumenta un poco el coeficiente del log de pacientes-día. La principal diferencia entre las estimaciones obtenidas a partir de las grandes áreas metropolitanas y el resto del país es que el coeficiente del cambio del log de pacientes-día es algo mayor para el primero. Es decir, el fenómeno de rendimientos crecientes no es tan fuerte en las principales áreas metropolitanas.

La Tabla 10 muestra las ecuaciones de la forma reducida para el cambio en el log del salario del hospital. El resultado más importante es que, aún controlando por la evolución del número de casos de hospitales de los alrededores, un aumento de la cantidad de casos de un hospital provoca que se eleve su salario. Para diferencias de un año, incluyendo sólo los pacientes-día y todos los hospitales, la elasticidad es 0.187 (con un error estándar de 0.024). Esta se reduce a 0.124 (con un error estándar de 0.025) para diferencias a tres años. La inclusión de la duración de la estadía provoca sólo cambios menores. Tal vez es un tanto sorprendente que la elasticidad del salario con respecto a la cantidad de casos de un hospital sea más alta en las principales áreas metropolitanas que fuera de dichas zonas. Sin embargo, la Tabla 9 demostró que estos hospitales incrementaron su personal de enfermería más rápidamente en respuesta a cambios en la cantidad de casos, y por lo tanto pueden tener que aumentar el salario aún más si enfrentan una elasticidad inversa de oferta más baja.

³⁰ Para la duración de la variable estadía, la media de todos los demás hospitales se calcula como el total de días de hospitalización en todos los demás hospitales dividido por admisiones en todos los otros hospitales. Algunos de los más pequeños HSA se combinaron en agrupaciones regionales más grandes. En concreto, se combinaron los siguientes: 14020 y 14030; 16010 y 16020; 16040 y 16050; 21020 y 21040; 22020 y 22030; 31010 y 32050; 32020 y 32030; 41030 y 41040; 41080 y 41090; 41070 y 41100; 43010 y 62030; 43040 y 43090; 44050 y 44060; 45040 y 45060; 53020 y 53020; 86030 y 86050; 86030 y 86040; 88010 y 88020; 93040 y 93070; 94010, 94020 y 94030. Con estas modificaciones, los hospitales en los 50 estados y el Distrito de Columbia se dividen en virtud de este esquema de clasificación en 186 grupos mutuamente excluyentes y exhaustivos.

³¹ Específicamente, se denota al vector columna de variables dependientes (para los diferentes años) del hospital j -ésimo como y_j , a la matriz de variables explicativas para los diversos años como X , y al vector de residuos como e_j . (Diferentes hospitales suministrarán números diferentes de observaciones porque tendrán diferentes patrones de datos faltantes. Por lo tanto las matrices anteriores no tendrán el mismo número de filas.) Los errores estándar son los análogos para datos longitudinales de los propuestos por White (1980), es decir, las raíces cuadradas de los elementos diagonales de la matriz $[\sum_j X_j' X_j] [\sum_j X_j' e_j e_j X_j]^{-1} [\sum_j X_j' X_j]$. Ver, por ejemplo, Gary Chamberlain (1984).

Las tablas 11, 12 y 13 muestran las estimaciones de las funciones de oferta inversa a nivel hospitalario para, respectivamente, el nivel de empleo de equilibrio, la fijación de equilibrio del salario y los salarios en consonancia con las variaciones conjeturales de equilibrio. Las columnas uno, tres y cinco de las tablas dan las estimaciones utilizando sólo el cambio del log de pacientes-día y el cambio del log de pacientes-día de otros hospitales como instrumentos. Las columnas dos, cuatro y seis añaden el cambio del log de la duración de la estadía y el cambio del log de la duración de la estadía de otros hospitales a la lista de instrumentos.³²

Los estimadores de elasticidad inversa a nivel hospitalario son aproximadamente los mismos bajo las tres hipótesis de equilibrio del oligopsonio. Es decir, para diferencias de un año, sólo incluidas las variables de días de hospitalización en la lista de instrumentos y todos los hospitales, la elasticidad inversa fue estimada en 0.79 (con errores estándar que fluctúan entre 0.13 y 0.14). Luego, a corto plazo, los estimadores sugieren que los hospitales tienen una cuota elevada de poder de monopsonio. Los estimadores del poder de monopsonio disminuyen a medida que aumenta el período de tiempo durante el cual se producen los cambios. Para cambios trienales, incluyendo sólo las variables pacientes-día en la lista de instrumentos y a todos los hospitales, la elasticidad inversa se estima en 0.26 a 0.27 (con errores estándar de aproximadamente 0.07). Por lo tanto, incluso para cambios trienales, el nivel de poder de monopsonio se estima como bastante significativo.

También es interesante observar que en el plazo más corto, la hipótesis de que las variables que resumen el comportamiento de otros hospitales tengan coeficientes cero en la función de oferta inversa a nivel hospitalario no puede ser rechazada bajo los niveles de significación convencionales. Sin embargo, a medida que aumenta la duración del período durante el cual se producen los cambios, estas variables hacen sentir sus efectos. Por ejemplo, en las estimaciones de fijación del nivel de los salarios, utilizando sólo las variables de pacientes-día y todos los hospitales, el coeficiente de la media de los salarios de otros hospitales va de 0.11 (con un error estándar de 0.24) para las diferencias anuales, a 0.77 (con error estándar de 0.16) para diferencias bi-anuales, hasta 0.94 (con un error estándar de 0.19) para diferencias trienales.

La inclusión de las variables de longitud de la estadía como instrumentos disminuye la elasticidad inversa estimada en un pequeño porcentaje, con un efecto notable sobre los estimadores de salarios fijados. El poder de monopsonio estimado es inferior en sólo una pequeña cantidad en las áreas metropolitanas con población de más de medio millón cuando se consideran diferencias de uno y dos años. Con diferencias trienales, se estima que los dos conjuntos de hospitales tienen aproximadamente la misma cantidad de poder de monopsonio.

V. Conclusión

Los estimadores arriba presentados de la elasticidad inversa de oferta a cada hospital son sorprendentemente elevados. Obviamente, esto es especialmente cierto de la estimación de 0.79 para los cambios anuales, pero aún la estimación de 0.26 para cambios que tienen lugar en tres años, es bastante importante. Dado que la dinámica de la respuesta es, evidentemente, muy importante, no es apropiado interpretar ninguna de las elasticidades estimadas inversas como reducciones de precios porcentuales como lo implica la teoría estática en las

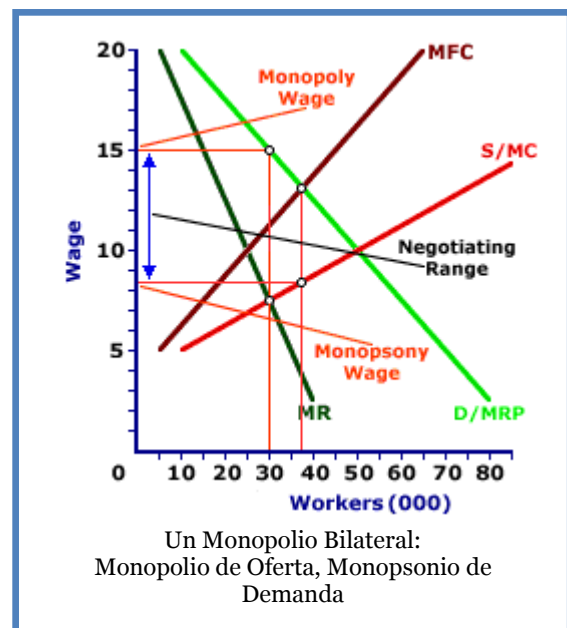
³² Los errores estándar para la estimación con variables instrumentales son también consistentes en términos de heterocedasticidad y autocorrelación. La expresión para los errores estándar es la misma que en la nota 31, excepto que la matriz X_j contiene ahora los valores ajustados de la primera etapa de mínimos cuadrados en dos etapas.

ecuaciones (3), (5) y (8). Sin embargo, incluso si la elasticidad inversa por períodos más largos de tiempo fuera algo más baja que la que se halló para cambios trienales, una conjetura razonable sería que un hospital que minimiza costos encontraría atractivo pagar salarios muy por debajo del producto marginal a sus enfermeras.

Un resultado igualmente sorprendente es que la elasticidad inversa a nivel hospital no es mucho menor en las principales áreas metropolitanas. De hecho, dada la forma en que los juicios de poder relativo de mercado se forman generalmente, éste puede ser el resultado menos intuitivamente plausible del estudio. Una posible explicación de este resultado se ofrece más adelante, pero puede ser simplemente que los factores que se suele considerar como determinando el poder de mercado del empleador no sean los relevantes o incluso que el poder de monopsonio sea un fenómeno generalizado en este tipo de mercados laborales.

Como se ha señalado en la sección III, hay una serie de sesgos que se puede esperar que causen que los estimadores de poder monopsonico sean demasiado bajos. Por lo tanto, es notable que aparezcan tan altos. Por otra parte, no es difícil señalar una fuente potencial de sesgo al alza en los estimadores. Es decir, a pesar de un considerable esfuerzo en hacer de ellas proxies al menos razonables, las variables utilizadas para controlar el comportamiento de otros hospitales tendrían que ser caracterizadas como relativamente crudas. La relación inversa entre la importancia de estas variables y el tamaño de la elasticidad inversa, sugiere que mejorar el control del comportamiento de otros centros hospitalarios puede llevar a reducir los estimadores de poder monopsonico.

También cabe mencionar la relación de los resultados actuales con el fenómeno de "rendimientos crecientes a corto plazo". Si se hubiera estimado una relación con rendimientos constantes y los hallazgos de la forma reducida para la ecuación de salarios hubieran sido los mismos, los estimadores de poder monopsonico para diferencias a un año habrían tenido alrededor de una cuarta parte del tamaño, y los de diferencias a tres años habrían tenido aproximadamente la mitad de tamaño. Una explicación de los coeficientes bajos observados en la Tabla 9 es un error en la medición de cantidad de casos. El error de medición podría provenir de errores reales de registro, o, como notan Zvi Griliches y Jerry Hausman (1986), podría surgir de usar el cambio real de producción cuando, en realidad, la variable correcta sería el cambio esperado en la producción en algún momento anterior en el que realmente se tomaron decisiones sobre los niveles de empleo. El error de medición puede, de hecho, explicar una porción sustancial del rompecabezas de los rendimientos crecientes, pero no necesariamente afectaría las conclusiones sobre el grado de poder de monopsonio, ya que, presumiblemente, la estimación del coeficiente del número de casos en la ecuación de forma reducida para el cambio del salario se efectuaría mediante un error de medición al igual que en la ecuación del cambio en el empleo.



También hay que señalar que el marco teórico de este estudio ignora un número de fenómenos posiblemente importantes del mundo real. Tal vez la omisión más importante es la del sindicato. Aunque los resultados de la Encuesta del Personal de Enfermería indican que la sindicalización es todavía bastante poco común, su alcance no es en absoluto trivial. Qué valor exacto de la oferta inversa estimada cabría esperar cuando los hospitales están sindicalizados no resulta del todo claro, ya que, bajo los supuestos habituales, no existe una curva de oferta bien definida para trabajadores sindicalizados de modo efectivo.³³ Sin embargo, si un monopolio sindical considera el salario como un bien normal, entonces probablemente un aumento de la cantidad de casos se traducirá en un aumento de salarios, incluso si el hospital trata al salario como un factor exógeno. Por lo tanto las estimaciones de poder de mercado dadas anteriormente pueden estar exageradas debido a la presencia de los sindicatos. Por desgracia, a excepción de los que respondieron a la encuesta de personal, no se sabe exactamente qué hospitales están sindicalizados. Sin embargo, puesto que se sabe que la sindicalización se concentra en las grandes áreas metropolitanas, esto puede explicar, al menos parcialmente, por qué las diferencias entre estas zonas y el resto del país parecen ser tan difíciles de detectar.

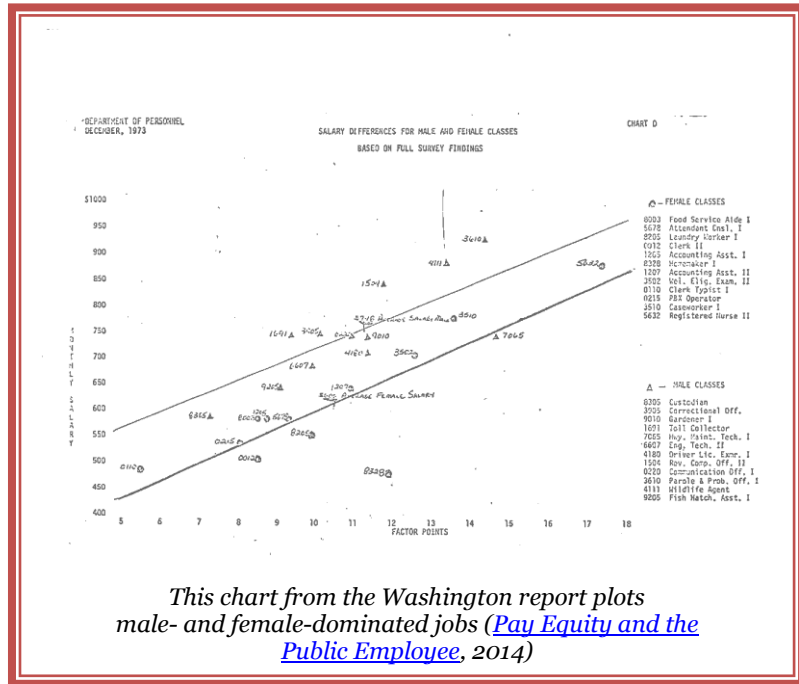
Otra complicación del mundo real que se ignora en este trabajo es el hecho de que muchos hospitales son parte de sistemas de varios hospitales que presumiblemente fijan los salarios en consulta con los demás. El comportamiento cooperativo de algunos hospitales puede invalidar la hipótesis de independencia estadística, pero esto no debería tener un efecto de primer orden en el estimador del nivel de la elasticidad de oferta al hospital que depende del comportamiento de las enfermeras y no de los hospitales (salvo en la medida en que los hospitales puedan estar eligiendo un punto en una función de oferta con elasticidad no constante). Sin embargo, ninguno de los tres equilibrios oligopsónicos descritos en la sección II de este documento será estrictamente correcto. Por lo tanto no sería apropiado interpretar ninguna de las elasticidades a nivel de empresa como una rebaja del salario por debajo del producto marginal para los hospitales que cooperan.

Una complicación final es que, como se ha visto anteriormente, muchos hospitales hacen un uso considerable de enfermeras de empresas de trabajo temporal. La existencia de empresas de trabajo temporal puede explicar parte del fenómeno de rendimientos crecientes a escala captado en la Tabla 9. En concreto, los hospitales pueden responder parcialmente a una mayor carga de trabajo mediante la contratación temporal en lugar de enfermeras permanentes. Esta estrategia será especialmente ventajosa cuando, como parece ser el caso, la curva de oferta de corto plazo de las enfermeras permanentes se eleva considerablemente más rápido a corto que a largo plazo. Sin embargo, siempre que las estimaciones de elasticidad presentadas anteriormente se interpreten como estimaciones de la elasticidad de enfermeras regulares – empleadas en forma permanente, la existencia de enfermeras temporales no causa ningún problema con las estimaciones. Las enfermeras temporales son simplemente otro insumo utilizado por los hospitales.

Si las estimaciones presentadas anteriormente son fiables, entonces los hospitales tienen, al menos a corto plazo, un grado sustancial de poder de monopsonio. Dado que el alcance de este poder no es mucho menor en las principales áreas metropolitanas, una de las implicancias de políticas de este estudio sería que las autoridades de aplicación de defensa de la com-

³³ Janet Currie (1989) ha presentado recientemente estimaciones de ecuaciones similares a las de este trabajo para una muestra de distritos escolares sindicalizados en su totalidad. Ella encuentra que la elasticidad inversa estimada es positiva y estadísticamente significativa.

petencia podrían querer reconsiderar su actitud bastante tolerante hacia los intentos de colusión de parte de los administradores hospitalarios. Con respecto a la controversia de valor comparable, las estimaciones sugieren que los salarios de las enfermeras pueden estar deprimidos debido al poder de monopsonio, pero dado que las estimaciones no difieren en la forma esperada entre las áreas metropolitanas y no metropolitanas y que no hay disponibles estimaciones comparables de poder de monopsonio que poseen otras clases de empleadores, sería prematuro afirmar que el monopsonio explica alguno de los resultados obtenidos por los investigadores de la "equidad en la remuneración".



Por último, también hay algunas implicancias para la metodología de evaluación del poder de mercado. En primer lugar, al menos en este ejemplo, el tipo de equilibrio supone que caracterizar las interacciones de las empresas hace muy poca diferencia para los niveles estimados de poder de mercado. Por otra parte, este estudio también debería dejar en claro que las formas alternativas de la metodología de Baker y Bresnahan (1985, 1988) se pueden implementar fácilmente. En segundo lugar, este estudio ha demostrado que la dinámica de poder de mercado puede ser muy importante y, concretamente, que el poder a corto plazo y a largo plazo del mercado puede diferir sustancialmente. Por lo tanto un tema natural para la investigación futura podría ser el desarrollo de especificaciones verdaderamente dinámicas de la oferta inversa a nivel de empresa y de la demanda.³⁴

³⁴ David Scheffman y Pablo Spiller (1987) estiman en realidad un modelo dinámico para la función de demanda que enfrenta un grupo de empresas en un área determinada, aunque no ponen énfasis en los resultados a corto plazo. Sus estimaciones implican en forma algo sorprendente que el poder de mercado es mayor a largo plazo.

Apéndice. Imputación

Cada año, un número pequeño (aproximadamente 20) hospitales se añaden al conjunto de datos de la AHA con una designación que indica que no son hospitales realmente nuevos o recién fusionados o son eliminados del conjunto de datos con una designación que indica que en realidad no han cerrado o fusionado con otro hospital. En los primeros casos, se ha supuesto que el hospital en realidad existía en todos los años antes de aparecer en el conjunto de datos y, en los últimos casos se ha considerado que el hospital en realidad existía en todos los años después de ser removido del conjunto de datos. No hay datos (estimados o no) disponibles en la AHA sobre hospitales para ejercicios en los que supuestamente existieron, pero no formaban parte del conjunto de datos. Del mismo modo, cuando un hospital aparece en el conjunto de datos por primera vez (se trate o no era en realidad de un nuevo hospital) las medidas salariales y de empleo utilizadas en este estudio no se pueden calcular hasta el próximo año ya que se utiliza un promedio de tiempo para calcular la cifra de empleo. (Por la misma razón ningún dato de 1979 es utilizado en este estudio para ningún hospital (excepto para el cálculo de la cifra de empleo en 1980)). Por último, hay valores estrambóticos de salario y número de enfermeras por días de hospitalización que han ocasionado que algunos valores sean definidos como perdidos.

A fin de imputar un valor cuando no había ninguno disponible, se calculó la media específica del hospital para cada uno de los logs de cada una de las cuatro variables. Entonces se calculó la desviación de todos los valores del hospital de sus medias y, para cada año y región, se calculó una media de estas desviaciones. Para hospitales con datos faltantes, sus valores fueron imputados mediante la adición de la desviación media para el año y la región de que se trate a la propia media calculada del hospital utilizando todos los datos disponibles sobre el mismo. Para algunos hospitales, no había datos disponibles sobre salario o nivel de empleo para ningún año. En el primer caso, el valor imputado fue la media del logaritmo del salario en esa región y año. En el último caso se imputó una media del log del empleo del hospital sumando una constante a la media del logaritmo de su número de días de hospitalización. (La constante fue la media del log de la razón de enfermeras a días de hospitalización para todos los hospitales y años.) A continuación, se utilizó una media log del nivel de empleo imputado para imputar los niveles de empleo de cada año, como se ha descrito anteriormente.

El valor total de todas las imputaciones fue una pequeña fracción de los valores de la Tabla 1. De hecho, ningún valor de la Tabla 1 cambiaría en los dos primeros dígitos si no se hicieran imputaciones. En un número de casos, sin embargo, el valor medio o total de una región particular fue afectado de manera significativa. Algunos análisis de sensibilidad indican que el proceso de imputación descrito anteriormente probablemente redujo las estimaciones de la elasticidad de oferta inversa a nivel de hospital en aproximadamente un 5%.

Referencias

- Adamanche, Killard and Frank Sloan, 1982, "Unions and Hospitals: Some Unresolved Issues". *Journal of Health Economics*, Vol. 1, pp. 81-108.
- Addison, John and William Siebert, 1979, *The Market for Labor: An Analytic Treatment*, Santa Monica: Goodyear Publishing Company.
- American Hospital Association, 1986, *Surviving the Nursing Shortage: Strategies for Recruitment and Retention of Hospital Nurses*. Chicago: American Hospital Association.
- Appelbaum, Ewe, 1982, "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power", *Journal of Econometrics*, Vol. 19, pp. 287-299.
- Archibald, George, 1954, "The Factor Gap and the Level of Wages", *Economic Record*, Vol. 30, (November), pp. 187-199.
- Baker, Jonathan and Timothy Bresnahan, 1985, "The Gains From Merger or Collusion In Product-Differentiated Industries", *Journal of Industrial Economics*, Vol. 33, (June), pp. 427-444.
- Baker, Jonathan and Timothy Bresnahan, 1988, "Estimating the Residual Demand Facing a Single Firm", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 6, pp. 283-300.
- Becker, Brian, 1979, "Union Impact on Wages and Fringe Benefits of Hospital Nonprofessionals", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 19, No. 4 (Winter), pp. 25-44.
- Booton, Lavonne and Julia Lane, 1985, "Hospital Market Structure and the Return to Nursing Education", *Journal of Human Resources*, Vol 20, No. 2, pp. 184-195.
- Bresnahan, Timothy, 1981, "Departures from Marginal Cost Pricing in the American Automobile Industry", *Journal of Econometrics*, Vol. 17, pp. 201-227.
- Bresnahan, Timothy, 1987, "Empirical Studies of Industries With Market Power", Working Paper Center for Economic Policy Research Stanford University. Forthcoming in the *Handbook of Industrial Organization*, R. Schmalensee and R. Willig editors.
- Bruggink, Thomas, Keith Finan, Eugene Gendel, and Jefferey Todd, 1985, "Direct and Indirect Effects of Unionization on the Wage Levels of Nurses: A Case Study of New Jersey Hospitals", *Journal of Labor Research*, Vol. 6, No.4 pp. 407-416.
- Chamberlain, Gary, 1984, "Panel Data", Chapter 22 in Zvi Grilliches and Michael Intrilligator eds. *Handbook of Econometrics Vol II*. Amsterdam: North-Holland.
- Committee on Post Office and Civil Service, U.S. House of Representatives, (1983), *Pay Equity*, Parts I and II, serial No. 97-53, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.
- Conrad, Robert and Robert Strauss, 1983, "A Multiple Output Multiple-Input Model of the Hospital Industry in North Carolina", *Applied Economics*, Vol. 15, pp. 341 -352.
- Currie, Janet, 1989, "What Do (Public Sector) Unions Do? Wage and Employment Determination Among Ontario Public School Teachers", (Discussion Paper, University of California at Los Angeles, Department of Economics April).

Davis, Karen, 1973, "A Study of Hospital Cost Inflation.", *Journal of Human Resources*, Vol. 8, No.2, pp.181-201.

Devine, Eugene, 1969, "Manpower Shortages in Local Government Employment", *American Economic Review*, Vol. 59, (May), pp. 538-545.

Ehrenberg, Ronald and Robert Smith, 1982, *Modern Labor Economics*, Second Edition. Chicago: Scott Foresman and Company.

Feldman, Roger and Richard Scheffler, 1982, "The Union Impact on Hospital Wages and Fringe Benefits", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 35, No. 2(Jan), pp. 196-206.

Fottler, Myron, 1977, 'The Union Impact on Hospital Wages', *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 30, No. 3(April), pp. 342-355.

Gollup, Frank and Mark Roberts, 1979, "Firm Interdependence in Oligopolistic Markets' *Journal of Econometrics*, Vol. 10, pp. 313-331.

Grannemann, Thomas, Randall Brown and Mark Pauly, 1986, "Estimating Hospital Costs: A Multiple Output Analysis", *Journal of Health Economics*, Vol.5, pp. 107-120.

Griliches, Zvi and Jerry Hausman, 1986, "Errors in Variables in Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol 31 No. 1, pp.93-118.

Hall, Robert, 1988, "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry, *Journal of Political Economy*, Vol. 96, No.5, pp. 921 -947.

Hausman, Jerry and William Taylor, 1981, "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, Vol. 47, pp. 1377-1398.

Hurd, Richard, 1973, 'Equilibrium Vacancies in a Labor Market Dominated by Non-Profit Firms: The 'Shortage of Nurses, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, No. 2(May), pp. 234-240.

Iwata, Gyoichi, 1974, "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly', *Econometrica*, Vol. 42, pp. 947-966.

Killingsworth, Mark, 1985, "The Economics of Comparable Worth: Analytical, Empirical, and Public Policy Questions, in H. Hartmann (ed.) *Comparable Worth New Directions for Research*. Washington: National Academy Press pp. 86-115.

Link, Charles and John Landon, 1975, "Monopsony and Union Power in the Market for Nurses, *Southern Economic Journal*, Vol. 41, pp. 649-659.

McKibbin, Richard, 1982, 'Health Manpower Credit Subsidies", *Advances in Health Economics and Health Services Research*. Vol. 3, pp. 283-326.

Mennenmeyer, Steven and Gary Gaumer, 1983, "Nursing Wages and the Value of Educational Credentials", *Journal of Human Resources*, Vol. 18, No. 1, pp. 32-48.

Roberts, Mark and Larry Samuelson, 1988, "An Empirical Analysis of Dynamic Nonprice Competition in an Oligopolistic Industry", *Rand Journal of Economics* Vol. 19, pp. 200-220.

Robinson, James, 1988, "Market Structure, Employment, and Skill Mix in the Hospital Industry" *Southern Economic Journal*, Vol. 55, No. 2, pp. 315-325.

Rosen, Sherwin, 1970, "Comment", in H. Karman (ed.) *Empirical Studies In Health Economics*. Baltimore The Johns Hopkins Press.

Scheffman, David and Pablo Spiller, 1987, Geographic Market Definition Under the U.S. Department of Justice Merger Guidelines, *Journal of Law and Economics*, Vol. 30, (April) pp. 123-147.

Sherman, Daniel, 1988, 'The Effect of State Certificate-of-Need Laws on Hospital Costs, Staff Report of the Bureau of Economics. Federal Trade Commission.

Sloan, Frank and Richard Elnicki, 1979, 'Determinants of Professional Nurses Wages', *Research in Health Economics*, Vol. 1 pp. 217-254.

Spiller, Pablo and Edgardo Favaro, 1984, The Effects of Entry Regulation on Oligopolistic Interaction: The Uruguayan Banking Sector", *Bell Journal of Economics*, Vol. 15, pp. 244-255.

Sullivan, Daniel 1987, 'Three Empirical Studies of Firm Behavior in Imperfectly Competitive Markets', Unpublished Ph. D. dissertation Princeton University.

United States Department of Health and Human Services, 1988, "Nursing Shortage in the Hospit Sector, 1982-97", December.

United States Department of Justice, 1982, 'Department of Justice Merger Guidelines. June.

Washington Times, 1988 "Nursing Dearth Forces Hospitals to Examine More than Patients", *Insight Section* July 11, 1988.

White, Halbert, 1980, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity', *Econometrica*, Vol. 48, 81 7-838.

Yett, Donald, 1 970, "The Chronic 'Shortage' Of Nurses: A Public Policy Dilemma", in H. Kiarman (ed.) *Empirical Studies In Health Economics*, Baltimore: The Johns Hopkins Press.

Yett, Donald, 1975, *An Economic Analysis of the Nurse Shortage*, Lexington Massachusetts: Lexington Books.