Salud y Trabajo de los mayores de 60 años en América Latina:

Un estudio sobre la condición de actividad de los adultos mayores en Sao Paulo en el año 2000.

Elisenda Rentería Pérez[♣] [a]
Simone Wajnman[♦] [a]

Se entiende por envejecimiento poblacional el aumento del peso de la población mayor de edad o, en otras palabras, el incremento de la proporción de adultos mayores[1] en el total de la población, provocado por el doble efecto de la caída de la fecundidad y el aumento de la esperanza de vida. Este proceso está aconteciendo a nivel mundial. En algunos países de América Latina, donde la caída de la fecundidad está sobreviniéndose de forma extremadamente rápida, como en Brasil, la proporción de mayores aumentará con la misma rapidez. Esto va a implicar que el proceso de envejecimiento se precipitará a una velocidad mucho mayor que en los países desarrollados, donde el proceso comenzó hace ya algún tiempo (Carvalho & Garcia, 2003).

El caso de Brasil podría considerarse el paradigma de este fenómeno demográfico. El año 1996 la población de más de 60 años apenas representaba el 8% del total. Las expectativas para el año 2020 sitúan este porcentaje en el 15%. Dicho de otra forma, la población de adultos mayores duplicará su participación porcentual en apenas 35 años (Camarano, 2002).

El envejecimiento poblacional ha despertado la preocupación de los gobiernos, orientada básicamente sobre tres temas: (i) la evolución de los gastos en salud, ya que con el aumento de la esperanza de vida aumenta la sobrevivencia de personas con edades relacionadas con enfermedades de gastos más complejos; (ii) la sostenibilidad del sistema de pensiones si, por un lado, aumenta la proporción de beneficiarios y, por otro, aumenta, el número de años que continúan recibiendo, y por último; (iii) cómo la fuerza de trabajo va a comportarse y cuáles serán las consecuencias sobre el mercado de trabajo y sobre el sistema de jubilaciones y de seguridad social del país.

En los países en desarrollo, donde la edad de salida de la fuerza de trabajo todavía es alta, el aumento de la proporción de mayores representa un incremento del peso proporcional de éstos en la fuerza de trabajo. Comparando las tasas de participación de los países desarrollados y en desarrollo, estos últimos superan ampliamente los primeros. Únicamente Japón se sitúa en una posición alta en referencia a las tasas de participación, comparable a la de otros países en desarrollo. Únicamente 3 países desarrollados de 16 superaban en 1998 una tasa del 10% de actividad entre los hombres de 65 años y más. En los países en desarrollo, esta tasa, para el mismo período, superaba, en casi todos los casos, el 20%. En Argentina esta participación era del 27% y en Bolívia del 70%. La tendencia de las tasas de actividad en estos países, al contrario de los desarrollados, ha sido la de continuidad de los niveles. Las mujeres mayores presentan tasas inferiores a los hombres, pero en los países en desarrollo continúan sobrepasando a las de los países desarrollados y la tendencia ha sido de claro aumento (Kinsella & Velkoff, 2001).

♣ Doctoranda en Demografía. CEDEPLAR-Universidade Federal de Minas Gerais.
♦ CEDEPLAR-Universidade federal de Minas Gerais.
[a] Las autoras agradecen la colaboración de la profesora Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira.
[1] Se adoptó la clasificación de la Organización de las Naciones Unidas (ONU), que considera como adultos mayores las personas de 60 años o más para los países en desarrollo, y de 65 años y más para los países desarrollados.

En Brasil, la tasa de actividad de los hombres de más de 60 años era del 41% en 1997 y del 13% para las mujeres (25% para el total de la población mayor). La tendencia de estas tasas está en lento declive, pero su participación sobre el total de la población activa se ve compensada por el aumento relativo de la población mayor en el total de la población. El resultado es que la proporción de mayores de 60 años en la fuerza de trabajo gane peso de forma constante y se espera que pase de 9% en 1998 a 13% en el 2020 (Wajnman et al., 1999).

Popolo (2001) apunta como posibles causas de la alta participación de los adultos mayores en el mercado de trabajo en países en desarrollo, entre otras, la falta de cobertura de los sistemas de jubilación o la baja remuneración de ésta. Lo más destacable en el caso de Brasil es el hecho de que la relación entre la cobertura de la jubilación y los niveles de participación no están muy relacionados en comparación con otros países de la región, ya que, aunque la cobertura es grande, se observa un porcentaje significativo de adultos mayores todavía insertado en actividades productivas. Es importante destacar la particularidad del sistema de jubilaciones brasileño que no vincula la posibilidad de recibir jubilación al no-ejercicio de la actividad económica, como es práctica en la mayor parte de países del mundo.

Talvez debido a esta amplia cobertura del sistema de jubilaciones brasileño, se observa que el porcentaje de pobres disminuye con la edad y que el grado de pobreza entre los mayores de edad es inferior al resto de la población del país. Además, en Brasil, la renta de los adultos mayores es superior a la renta domiciliar per cápita en la mayoría de hogares con mayores, particularmente en los domicilios más pobres. Por lo tanto, se podría deducir que la renta de los mayores contribuye a reducir el grado de pobreza en las familias brasileñas (Barros et al, 1999).

Dado que un porcentaje importante de adultos mayores continúa trabajando después de edades avanzadas, y que la renta de trabajo de éstos es un importante factor de reducción de la pobreza de las familias en Brasil, estudiar los determinantes de esta oferta de trabajo se torna esencial, sobretodo, dentro del actual contexto de aumento del peso de los trabajadores mayores. Entre los determinantes, el impacto del estado de salud tiene una especial importancia. Comparativamente al resto de la población, una mala condición de salud puede llevar a una retirada total de la fuerza de trabajo con mucha más intensidad entre los adultos mayores, ya sea porque los problemas de salud, a partir de cierta edad, se complican de forma más grave, como porque la persona mayor tiene, también, oportunidad de acceder a otros tipos de beneficios que compensen la finalización del trabajo. Estudiar la relación entre salud y trabajo en los países en desarrollo es de gran importancia porque los mayores se encuentran en peores condiciones de salud y tienen menores alternativas de sustento.

Ante estas consideraciones, este trabajo pretende investigar cuáles son los determinantes de la participación en el mercado de trabajo de los hombres y mujeres de más de 60 años, prestando especial atención a la relación entre estado de salud y oferta de trabajo. Para controlar el sesgo consecuente de la doble causalidad o endogeneidad existente entre la condición de salud y la participación en el mercado de trabajo, se va a usar el método de las Variables Instrumentales. Este método permite que la variable de salud estimada esté “limpia” de la correlación que deriva de la endogeneidad y no provoque sesgo en el modelo de trabajo. Para captar diferentes efectos de la condición de salud del adulto mayor sobre la oferta de trabajo fueron utilizadas diferentes medidas de salud.

Los datos provienen de una investigación sobre salud, bienestar y envejecimiento en América Latina y el Caribe (SABE), realizada en el año 2000 en diversas ciudades latino-americanas, por la Organización Pan Americana de Salud. En Brasil la ciudad escogida fue São Paulo y la investigación fue realizada con financiación de la "Fundação do Amparo à Pesquisa de São Paulo" (FAPESP).

Una aproximación a los determinantes de la oferta de trabajo en los adultos mayores

El interés sobre la oferta de trabajo de los adultos mayores empieza con la preocupación sobre el aumento de la proporción de mayores de edad en los países desarrollados y sus consecuencias sobre los sistemas de pensiones basados en regímenes cuyos beneficios son pagados por las contribuciones de los trabajadores en activo. Si la población envejece y los trabajadores se jubilan más jóvenes, la proporción de beneficiarios puede superar la de contribuyentes.

En los países en desarrollo los sistemas sociales tienen una cobertura muy restringida y los beneficios tienden a ser insuficientes. Por lo tanto, los objetivos de los trabajos intentan entender las condiciones de bienestar en que trabajan los mayores de edad. En estos países, las personas mayores que abandonarían la fuerza de trabajo serían aquellas con problemas de salud o con incapacidad de encontrar trabajo o, también, aquellas que pueden tener acceso a otro tipo de ayuda, provienen de las relaciones familiares. Como bien argumentan Mete & Schultz (2002): *"En los países desarrollados, o con estructuras de cobertura social muy amplias, el estudio de la participación en el mercado de trabajo de los adultos mayores se basa en la demanda de los individuos por tiempo libre (tiempo de no-trabajo) y por consumo de bienes y servicios dependiendo del salario ofrecido, de la renta que poseen cuando no trabajan y de otros factores incluyendo la condición de salud, muchas veces tratada como exógena al modelo. Cuestiones como los seguros de jubilación, públicos y privados, y seguros por incapacidad, además de otras provisiones, privadas o del Estado, son tenidas en cuenta y ejercen un gran efecto sobre el momento en que las personas deciden jubilarse. Por otro lado, en los países en desarrollo, donde la mayoría de la población posee rentas relativamente bajas, y las jubilaciones son escasas, la decisión de retirarse de la fuerza de trabajo se incluyen en un contexto de oferta de trabajo más común, que incluye renta de no-trabajo, riqueza, oferta de salarios, soporte familiar y estado de salud de la población mayor." (Traducción propia).*

Existe una amplia variación de determinantes investigados en la literatura, dependiendo de las posibilidades que las muestras y las bases de datos permitan en cada caso. En todos los estudios sobre actividad de los adultos mayores, cuanto más avanzada es la edad, menor es la probabilidad de permanecer en la fuerza de trabajo, tanto para hombres como para mujeres. A medida que aumenta la edad, la persona se vuelve cada vez más elegible para recibir una jubilación que le permite retirarse de la fuerza de trabajo. También con la edad, el individuo consigue acumular activos para vivir de otras fuentes de renta, diferentes de los rendimientos del trabajo. Además de que con la edad disminuye la capacidad física, mental y social, de tal forma que los beneficios ofrecidos por el trabajo no compensan las pérdidas que éste puede provocar, en términos de disponibilidad de tiempo y otros requerimientos.

La escolaridad, al contrario de la edad, se correlaciona positivamente con la permanencia en la fuerza de trabajo y, en el final de la vida laboral, con estrategias de actividad más erráticas. Blau (1994) afirma que las personas más escolarizadas continúan en la fuerza de trabajo aunque tengan que cambiar a una jornada partida. Haider & Loughram (2001) constatan mayor escolaridad entre los activos de más edad (mayores de 65 años) comparativamente con el total de adultos mayores.

En diferentes trabajos para países en desarrollo, también se observa este comportamiento con relación al nivel de escolaridad (Parker, 1999; Mete & Schultz, 2002; Liberato, 2003).

El estado conyugal también es una variable ampliamente usada como determinante de la oferta de trabajo. Lo más característico de ella es el diferente efecto que tiene entre hombres y mujeres. Los hombres casados se dedican más al trabajo en jornadas completas, y tienden a ser propensos a tener trayectorias de ciclo de actividad más clásicas. Empiezan a trabajar jóvenes, en jornada completa, y se jubilan al final de su vida laboral, dejando un trabajo de jornada completa (Blau,1994). Este resultado difiere, totalmente, de los efectos que el estado conyugal produce en la actividad de las mujeres, para las cuales, según un estudio sobre los EEUU, ser soltera significa mayor probabilidad de permanecer en la fuerza de trabajo durante más tiempo, en comparación con las casadas (Perachi & Weltz, 1994).

Los rendimientos de no-trabajo se relacionan negativamente con la permanencia en trabajos de jornada completa, pero positivamente, con los trabajos de jornada partida y trayectorias erráticas (Blau, 1994). Según Benítez-Silva (2000), estar recibiendo una pensión o jubilación muestra el impacto esperado y positivo sobre la transición de la actividad hacia la inactividad, pero la renta también tiene impacto positivo sobre el retorno al trabajo. Esta evidencia concuerda con lo observado por Haider & Loughram (2001) quienes argumentan que, durante la transición hacia la jubilación, recibir una renta alternativa al trabajo incentiva la inactividad, pero también comprueban que aquellos que continúan trabajando son los que se encuentran en mejores condiciones económicas, lo que puede estar relacionado con la posesión de algún capital. Igualmente, en un trabajo sobre Brasil, Liberato (2003) muestra que, cuanto mayor es el valor de la jubilación, menor es la probabilidad de estar trabajando.

En la literatura de países en desarrollo se consideran también determinantes los relacionados con las relaciones familiares. En un estudio sobre adultos mayores en Indonesia, Cameron & Cobb-Clark (2001) estiman, simultáneamente, los determinantes de la co-residencia[2], de las transferencias financieras para con los hijos no co-residentes y de la oferta de trabajo de estos mayores. Las personas de edad no co-residentes, hombres y mujeres, son los que continúan trabajando por más tiempo y más horas. Las autoras sugieren que la co-residencia puede ser una característica que permite a los mayores trabajar menos horas. En un trabajo con datos de México sobre cómo la salud afecta a los rendimientos del trabajo de los mayores, Parker (1999) verifica que la variable de número de hijos de la persona mayor en el modelo de oferta de trabajo tiene un efecto negativo en el modelo de las mujeres y ningún efecto en el modelo de los hombres. La explicación dada es que las mujeres dependen, en mayor medida que los hombres, de las relaciones familiares para sustentarse y que un tener más hijos indica mayor base de sustento.

En el caso de Brasil, Saad (1999), en un estudio sobre las transferencias intergeneracionales, observa que éstas no se dan apenas de hijos a padres, como sería el caso de Indonesia y México. Dadas las sucesivas crisis económicas que viene sufriendo el país, provocando una enorme concentración de renta, paro y aumento de la pobreza, los hijos adultos se vuelven dependientes de sus padres. De esta forma, podemos intuir que la co-residencia de adultos mayores con sus

[2] La co-residencia se describe aquí como aquellos mayores viviendo con sus hijos. Los no co-residentes no viven con hijos, independientemente del tipo de hogar.

hijos puede ser más probable si los primeros están todavía trabajando y recibiendo un salario, y/o recibiendo una pensión de jubilación.

La salud como determinante de la oferta de trabajo de los adultos mayores

Entre los pioneros del estudio de la salud como determinante de la oferta de trabajo se encuentra Becker (1964), que analizó esta variable como una inversión en capital humano, equiparándola a la educación. Este modelo fue posteriormente más desarrollado por Grossman (1972). En el modelo presentado por Grossman (1972), los individuos heredan un volumen de capital de salud que va depreciándose con el tiempo, pero que puede mantenerse o aumentarse gracias a inversiones en la salud. Estas inversiones afectan a la tasa de depreciación de este capital de salud. La salud se valora positivamente por los consumidores porque, cuando están enfermos, dejan de trabajar y, también, de dedicar tiempo al ocio. En este modelo, la salud se trata como una decisión endógena porque es a medida que los trabajadores envejecen que esta variable toma fuerza como determinante de la oferta de trabajo y los rendimientos.

La endogeneidad existente entre salud y trabajo se debe a que la salud afecta a la capacidad de ofertar trabajo y, al mismo tiempo, el hecho de estar o no estar trabajando afecta, también, a la condición de salud del individuo.

Una de las fuentes de endogeneidad es que la participación en el mercado de trabajo tiene un efecto sobre el estado de salud. El tipo de empleo puede afectar a la salud a través del estrés, de las actividades de riesgo o de la probabilidad del puesto de trabajo de provocar males físicos (Rhum, 1996).

Otro origen de endogeneidad es que el tipo de empleo interfiere en el nivel y forma de inversiones en salud que la persona hace. El estado de salud depende de los rendimientos de la persona, porque las inversiones que el individuo realiza en beneficio de la propia salud dependen de su renta total, afectada por su salario.

Además de la endogeneidad provocada por la doble causalidad, existe la endogeneidad como resultado de una serie de factores inobservables que afectan, al mismo tiempo, a la salud y al trabajo, como serían los factores ambientales, de inserción social, etc. (Lindeboom & Kerkhofs, 2002). Estos son más difíciles de controlar ya que su medición es complicada, pero provocan que trabajo y salud se correlacionen más allá de su doble causalidad.

Los efectos de la endogeneidad existente entre trabajo y salud provocan que las medidas de salud se correlacionen con el término de error de los modelos de trabajo. Esto lleva a que una simple estimación del modelo con la variable tomada como exógena genere estimativas sesgadas de los coeficientes. Por lo tanto, la salud debería ser tratada como una variable endógena y deben tomarse las medidas adecuadas para controlar esta endogeneidad.

Medir la condición de salud

Uno de los grandes problemas de tratar con la condición de salud es qué medida usar o cómo medir el estado de salud con relación al trabajo. La medida ideal debería hacer referencia a la "capacidad de trabajar". En la práctica, las informaciones sobre el estado de salud que permitan

relacionar este estado con la capacidad de trabajar, proporcionan ocho tipos de medidas: las de auto percepción de salud (APS); las que informan sobre las limitaciones provocadas por la salud en el acto de trabajar; las que relatan la capacidad de realizar actividades de la vida diaria (AVD); la presencia de enfermedades crónicas; el uso de cuidados médicos (en especial las internaciones); medidas de salud mental o de alcoholismo; el estado nutricional (altura, peso o índice de masa corporal); y la mortalidad esperada o futura (Currie & Madrian, 1999).

Los trabajos demuestran, a través de los diferentes resultados, que las estimaciones de los efectos del estado de salud sobre la oferta de trabajo y sobre los salarios dependen extremadamente del tipo de medida usado. Por eso es esencial explicitar bien el tipo de medida usado en cada trabajo.

Algunos estudios sugieren que las medidas subjetivas, como la salud auto percibida, son buenos indicadores de salud porque están altamente correlacionados con la salud indicada médicamente (Nagi, 1969; Maddox & Douglas, 1973; Larue et al., 1979; Ferraro, 1980; Mossey & Saphiro, 1982). Además, Mossey & Saphiro (1982) encontraron que esta medida fue un predictor mucho mejor de la mortalidad que otras medidas más objetivas de salud.

De todas formas, las medidas subjetivas presentan un sesgo importante en su relato por parte del individuo, y el problema es que estos errores no se distribuyen igualmente entre la población trabajadora y no trabajadora. Los individuos que no están trabajando tienen una tendencia a atribuir su situación a problemas de salud, o a un estado de salud deteriorado, manifestando mayor dificultad en realizar actividades funcionales o que están haciendo más uso de los servicios de salud. Así, el sesgo proviene de que los individuos inactivos ponen de relieve mayor número de problemas de salud de lo que realmente tienen, para justificar su situación de inactividad, o porque el sistema social los incentiva a explicitar que están enfermos[3].

Además, las medidas subjetivas de salud se ven influenciadas por el acceso y uso de los servicios de salud, que afectan a la capacidad de percibir los síntomas, aspectos influenciados por la escolaridad, renta, puesto de trabajo y posesión de un seguro de salud. Existen trabajos que muestran que la utilización de los servicios de salud aumenta con la renta de los individuos, hasta entre los que se encuentran con mejor salud (Currie, 1995; Strauss & Thomas, 1998). Una de las consecuencias de esta relación es que acaba pareciendo que los individuos de mayor renta son los que manifiestan un mayor número de problemas de salud.

Bound (1991) explica que las medidas de auto percepción de salud presentan sesgo en dos direcciones. Por un lado, relatar erróneamente provoca un sesgo en el coeficiente de salud que indica un efecto todavía más negativo de un estado de salud ya malo sobre el trabajo. Por otro lado, la endogeneidad entre salud y trabajo provoca un sesgo que indica un efecto menos negativo de un estado de salud malo sobre la probabilidad de estar activo de lo que realmente es. De esta forma el autor justifica que talvez la medida de salud auto percibida sea la más adecuada para ser usada dado que los dos sesgos se anulan entre ellos, mientras que en las otras medidas sólo existe el sesgo de la endogeneidad y no el de relato.

[3] Un resultado interesante, encontrado por Ettner (1997), es que, usando datos de los Estados Unidos, observa que las medidas de salud auto percibida para las mujeres no se ven influenciadas por la condición de actividad, indicando que estas seguramente no están tan presionadas socialmente, comparativamente con los hombres a justificar su ausencia del trabajo a través de problemas de salud.

Cómo tratar la endogeneidad

Entre las soluciones para resolver los problemas de la endogeneidad y de los errores de relato mencionados, existe el método de las variables instrumentales. En este método, se estiman las medidas de salud a través de variables que no afecten a la oferta de trabajo, de modo que "limpien" las variables de salud de la correlación con el término de error del modelo de trabajo. El problema derivado de este método es saber escoger el vector de instrumentos que permita romper esta endogeneidad.

Dwyer & Mitchell (1998) usaron diferentes medidas de salud, subjetivas y objetivas para comparar los efectos entre ellas sobre la edad deseada para jubilarse de los trabajadores mayores de EEUU. Estudiaron el efecto de las medidas de salud, como exógenas y como estimadas a través de instrumentos. Las variables usadas como instrumentos fueron la mortalidad de los padres de los entrevistados, una ratio de peso sobre altura y el número de noches pasadas en el hospital como instrumentos para estimar las variables de salud. Los resultados no mostraron diferencias entre las medias exógenas y las instrumentalizadas, lo que significa que hay poca evidencia de existencia de errores de relato o de endogeneidad. Por otro lado, el estudio muestra que el hecho de tener, o no, opción a un seguro de salud tiene mucho peso entre las variables económicas y sociales. Por lo tanto, si los incentivos económicos relacionados con la salud tienen un gran peso, parece incongruente que no exista disposición en relatar con error el propio estado de salud. Este resultado puede ser debido a que la variable respuesta sea la edad deseada para jubilarse y no la edad real en que la persona se jubila.

En otro trabajo donde también se usan instrumentos para estimar las variables de salud, Bound (1999) resalta el hecho de que no es el estado de salud lo que determina los cambios en la condición de actividad, sino los choques imprevistos que provocan deterioro de la salud. Por eso, usa la salud retrospectiva auto percibida y la salud auto percibida actual, para determinar la condición actual de actividad. Estas son estimadas a través de la variable de dificultades en realizar actividades de la vida diaria, que la considera una medida de salud más objetiva y libre de los problemas de relato de errores inducidos por incentivos económicos o sociales.

Los trabajos que tratan la relación entre salud y trabajo de los mayores en países desarrollados usan casi unánimemente el método de las variables instrumentales para controlar la endogeneidad. Aunque los instrumentos y las medidas de salud pueden variar ya que se trata de realidades diferentes, donde las diversas variables tienen pesos y significados diferentes.

Mete & Schultz (2002), en un estudio sobre Taiwán, usan un índice de dificultades en las actividades de la vida diaria y la auto percepción de salud para medir la condición de salud. Entre los instrumentos para estimar la salud, se encuentran la escolaridad del padre, lugar de residencia de la persona a los 12 años (para controlar si vivió en el campo cuando era niño), si el padre o la madre murieron antes de los 60 años y la media de consumo de cerdo y verduras en la región de nacimiento. Los resultados indican que para las dos medidas de salud, instrumentalizadas o no, los hombres y mujeres con mala salud tienen menor probabilidad de estar activos. Además, las medidas de salud instrumentalizadas provocan un efecto mayor y más negativo en la probabilidad de ofertar trabajo que cuando son tratadas como exógenas.

Se llega a una conclusión parecida en otro trabajo con datos de México que analiza los efectos de la salud sobre los salarios de los mayores (Parker, 1999). Aunque este efecto sólo se verifica en los hombres y no en las mujeres. En este trabajo, las medidas usadas son la auto percepción de salud por parte de los individuos, el número de dificultades en las actividades de la vida diaria, y los días no-trabajados como consecuencia de problemas de salud[4]. Distinto de otros estudios, los instrumentos utilizados fueron: acceso al domicilio de agua corriente, el número de hospitales per cápita del municipio y el porcentaje de hogares con suelo de tierra, los dos últimos como un control de la infraestructura sanitaria de la comunidad.

La oferta de trabajo de los adultos mayores en Brasil

Lo más destacable del caso brasileño es el hecho que la cobertura de las jubilaciones actualmente es muy amplia. Aun así se observa un porcentaje significativo de adultos mayores que continúan insertados en actividades productivas. Durante el período comprendido entre final es de los 80 y final de los 90, hubo un intenso aumento en la cobertura de las jubilaciones, como resultado de la ampliación de derechos en la Constitución de 1988. En este mismo periodo no disminuyó, prácticamente, la actividad económica de los mayores. Es importante destacar la particularidad del sistema de pensiones brasileño, que no vincula el hecho de recibir algún beneficio a la exigencia de no ejercer una actividad económica, como se practica en la mayoría de países del mundo. Por eso, en Brasil, la jubilación es solamente uno de los componentes de la renta del mayor (Wajnman et al., 2004).

Existen pocos trabajos sobre Brasil que tengan en cuenta la variable de salud como determinante de la actividad de los mayores. Talvez se deba a la escasez de bases de datos adecuadas para el estudio de la relación entre salud del adulto mayor y su participación en el mercado de trabajo. Los pocos estudios que existen (Giatti & Barreto, 2002 & 2003; Campino et al., 2003) encontraron que los trabajadores son los más saludables y que una mala condición de salud se correlaciona negativamente con la probabilidad de estar activo. Aunque ninguno de ellos considera los posibles problemas de endogeneidad derivada de la relación entre trabajo y salud, y por lo tanto, son resultados controvertidos, porque no controlan esta endogeneidad.

Los estudios sobre Brasil que, cuando tratan la relación entre salud y trabajo intentan controlar la endogeneidad, se encuentran entre aquellos que incluyen toda la población activa. El método usado en la mayoría de ellos fue el de las variables instrumentales también. Strauss & Thomas (1997) evalúan el impacto de la salud sobre las ganancias de los trabajadores urbanos en Brasil. Las medidas de salud utilizadas son diferentes indicadores de salud y del estado nutricional. Los instrumentos usados para controlar la endogeneidad son los precios relativos de los alimentos y la renta no salarial. Kassouf (1997) estima el efecto de la mala salud sobre la pérdida de rendimientos. En este caso, la medida usada para medir la condición de salud fue el índice de masa corporal. El instrumento usado para estimar esta variable de salud fue un vector de variables que describen la condición básica de saneamiento del domicilio del individuo y el consumo de cigarros de éste.

[4] La muestra de este estudio se restringe a los individuos con 60 años o más que están trabajando. Se observan, pues, los efectos de salud sobre los salarios y no sobre la condición de actividad.

Se espera que, en el caso de los adultos mayores en Brasil existan los mismos problemas de endogeneidad entre la salud y la oferta de trabajo encontrados en los estudios de los otros países. En la literatura americana y europea se preocupan más de los errores voluntarios en el relato de salud de los inactivos ya que éstos disfrutan de un acceso a jubilaciones precoces o seguros de incapacidad. En Brasil, donde los empleos formales escasean y las pensiones tienden a ser insuficientes, el relato erróneo y voluntario de los que están fuera del mercado de trabajo, probablemente debe ser menor ya que, a pesar de ser una justificación más aceptable para estar fuera de la fuerza de trabajo, no implica beneficios de renta. En el mismo sentido, se puede esperar que los que continúan trabajando tiendan a relatar una salud mejor aunque no sea verdadera porque, como se ven capaces de trabajar, consideran que su salud todavía es buena. Por otro lado, podría suponerse otro tipo de endogeneidad en sentido contrario. Dado que puede haber correlación positiva entre estar trabajando y tener acceso a servicios de salud (debido a que los mayores trabajadores tienen mayor escolaridad, poseen una renta de trabajo o tienen un seguro de salud) un resultado posible sería que los trabajadores relatasen una salud peor de lo que relatarían personas con la misma salud no-trabajadoras, ya que los no-trabajadores tendrían menos acceso a servicios, y no perciben con exactitud su verdadero estado de salud. Por todo eso, en países como Brasil, la endogeneidad se convierte en un elemento clave para estudiar el efecto de la condición de salud sobre la oferta de trabajo.

Datos y metodología

La SABE es una investigación sobre salud y condiciones de vida de los adultos mayores presentes en siete ciudades de siete países de América Latina y el Caribe: Buenos Aires (Argentina), Bridgetown (Barbados), São Paulo (Brasil)[5], Santiago (Chile), La Habana (Cuba), México D.F. (México) y Montevideo (Uruguay). El presente trabajo solamente explotó los datos de la ciudad de São Paulo. La base contiene informaciones sobre características básicas de la familia, auto-percepción de salud y enfermedades crónicas, medidas antropométricas, de incapacidad funcional, de depresión y del estado cognitivo, uso y acceso a servicios de salud, transferencias familiares y institucionales y fuerza de trabajo y pensiones (Palloni & Peláez, 2003).

La muestra de la SABE para São Paulo es de 2142 personas de 60 años o más, que vivían en el municipio en el año 2000. Para el presente estudio fueron eliminados aquellos individuos que no respondieron a algunas de las preguntas usadas como variables en los modelos, y aquellos que presentaban deficiencia cognitiva en el test, pero no tenían un respondedor substituto en el momento de la entrevista. Estos fueron eliminados para evitar la falta de fiabilidad en las respuestas. En total, fueron excluidos 30 individuos de la muestra. El número total de individuos acabó siendo de 2113, de los cuales 871 son hombres y 1242 son mujeres.

Elección de las variables

Para medir la oferta de trabajo de las muestras de hombres y mujeres, fueron divididas entre los que, corrientemente, realizaban alguna actividad y los que no la ejercían.

[5] En São Paulo, la investigación fue responsabilidad del departamento de Epidemiología de la Facultad de Salud Pública de la Universidad de São Paulo, con financiación de la Fundação do Amparo a Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP).

Las variables utilizadas en los modelos de oferta de trabajo fueron clasificadas en tres tipos de determinantes:

- ✓ Sociodemográficos: edad, nivel de escolaridad, estado conyugal y número de hijos.
- ✓ Económicos: renta monetaria del no-trabajo y número de bienes de consumo del domicilio.
- ✓ Estado de salud: estos exigen un estudio más en profundidad, dados los diversos problemas citados en la revisión de la literatura.

La variable edad fue incluida en los modelos por grupos de edad quinquenales. La variable de nivel de escolaridad fue contabilizada a partir de la información de años de escolaridad, agrupados de la siguiente forma: hasta 1 año de escolaridad (incluyendo los que no saben leer ni escribir), de 2 a 4 años de escolaridad, de 5 a 8 años, y aquellos con 9 años o más. Para el estado conyugal fue construida una variable con tres categorías definiendo el estado actual: (i) soltero (los que nunca se casaron); (ii) unido actualmente (cualquier tipo de unión); (iii) los no-unidos (los que no están unidos actualmente pero ya lo estuvieron en el pasado). Para el número de hijos fue usada la variable de número de hijos vivos, dado que este dato puede ser un indicador del soporte familiar (en dirección al mayor o en dirección a los hijos).

Para representar la renta del adulto mayor se escogió la renta monetaria de no-trabajo calculada en valores mensuales. Como no se tienen en cuenta los rendimientos provenientes del trabajo, se evita la probable endogeneidad existente en la relación entre trabajo y renta. Se suman todas las rentas provenientes de beneficios, jubilación, pensiones, etc. También era importante incluir alguna *proxy* de renta familiar. El problema está en que el cuestionario de la SABE no contiene esa información directamente. Para contornear el problema, se construyó una variable sintética, que suma la presencia, o ausencia, de una serie de bienes de consumo del domicilio.

Medición del estado de salud

Dados los problemas citados anteriormente, con relación a la elección de la medida de salud que iba a ser incluida en el modelo de oferta de trabajo, se decidió realizar una serie de modelos de tesas con diversas medidas de salud, subjetivas y objetivas. De esta forma, se consideran diversos aspectos del estado de salud. Fueron usadas tres medidas de salud y una de ellas categorizada de dos formas diferentes, totalizando cuatro variables diferentes:

Auto percepción de Salud (APS): se refiere a la auto evaluación del entrevistado sobre el propio estado de salud. Es una medida que puede dar una visión global del estado de salud pero es extremadamente subjetiva. Se adoptaron dos clasificaciones: en la forma dicotómica, separando la población en saludables (los que respondían tener una salud Excelente, Muy Buena y Buena) y enfermos (los que respondían tener una salud Regular o Mala); y usando las cinco categorías: Excelente, Muy Buena, Buena, Regular y Mala.

Actividades de la Vida Diaria (AVD): una de las formas de evaluar la salud del adulto mayor es determinar su independencia. Para eso, Katz et al. (1983) propusieron evaluar la dificultad del individuo en realizar solo, una lista de actividades básicas de la vida diaria. Se consideró la dificultad en realizar seis actividades de la vida diaria: atravesar un cuarto caminando, vestirse,

bañarse, comer, estirarse y levantarse de la cama y ir al baño. Fueron separados en dos categorías: aquellos que presentaban por lo menos una dificultad y aquellos que no presentaban ninguna.[6]

Indicador compuesto de Salud: Este indicador fue construido de forma totalmente arbitraria. Una serie de problemas de salud fueron categorizados como 0 y 1, de forma que 1 indica presencia del problema y 0, ausencia. En la lista de problemas están incluidas las dificultades en las actividades de la vida diaria, las enfermedades crónicas, la capacidad de movilidad[7] y la presencia de problemas de depresión[8]. Se agregó a esta lista una clasificación en relación con el cuestionario sobre presencia de problemas en la capacidad cognitiva, donde aquellos con más problemas para responder el cuestionario solos tenían más puntos[9]. Este indicador no tiene ninguna base teórica y fue construido intentando resumir, en un indicador sintético, tanto problemas físicos, como problemas mentales o psicológicos.

El método de las variables instrumentales

Ya fueron explicados al principio los problemas derivados de la relación de doble causalidad existente entre las variables de salud y la participación en la fuerza de trabajo. Para averiguar la existencia de endogeneidad entre las medidas de salud escogidas y la condición de actividad, el método usado en este trabajo fue el test de especificación de Hausman[10].

El problema de la endogeneidad existente entre salud y condición de actividad provoca que los coeficientes de los modelos de determinación de la oferta de trabajo sean estimados de forma sesgada. Para controlar este sesgo fue usado el método de las Variables Instrumentales inspirado en el Método de los Mínimos Cuadrados en Dos Estados (MC2E). A través de este método, se estiman las medidas de salud usando una serie de variables llamadas instrumentos que afectan a la salud, pero no a la condición de actividad, permitiendo que la variable de salud estimada se "limpie" de la correlación derivada de la endogeneidad y no provoque sesgos en la estimación del modelo de trabajo.

El método sigue la siguiente lógica:

Se consideran los siguientes modelos:

$$T = \beta_{10} + \beta_1 * X_1 + \beta_{12} * X_2 + \beta_{13} * S + \varepsilon_1 \qquad \text{(modelo trabajo)} \quad (1)$$

$$S = \beta_{20} + \beta_{21} * T + \beta_{22} * X_1 + \alpha_1 * Z_1 + \alpha_2 * Z_2 + \varepsilon_2 \qquad \text{(modelo salud)} \quad (2)$$

[6] Se testó otra forma de categorización de esta variable pero los resultados no fueron significativos.
[7] Suma la capacidad de realizar una serie de actividades físicas: caminar, sentarse, levantarse de la silla, subir una escalera, curvarse, levantar los brazos, empujar peso, levantar peso y mover una moneda.
[8] Para los que presentaban más de 6 puntos en el test de depresión, se consideró que tenían problemas de depresión.
[9] Para los que no respondían al cuestionario, se les aplicó la media de puntos de los que tenían deficiencia cognitiva.
[10] Este método consiste en estimar la medida de salud a través de las variables exógenas del modelo de oferta de trabajo, y a partir de este modelo, se estima el residuo. Seguidamente se estima la medida de oferta de trabajo incluyendo la medida de salud y el residuo antes estimado. Si el test T-Student, para el residuo es significativo, no se pode aceptar la hipótesis nula de no-correlación. Es decir, si el coeficiente del residuo estimado en el modelo de oferta de trabajo, que incluye la medida de salud, es significativo, existe correlación o endogeneidad entre la medida de salud y la oferta de trabajo.

donde, las X´s son variables exógenas, predeterminadas fuera del modelo, y S está correlacionada con el residuo ε_1 ya que está determinada simultáneamente por T, lo que la define como una variable endógena. Si la ecuación (1) fuese estimada a partir de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MQO), el estimador de β_{13} seria sesgado e inconsistente. Para corregir este sesgo se necesita una estimativa de S, que no esté correlacionada con el residuo ε_1. Esta estimativa se obtiene a través de Z_1 y Z_2, llamados instrumentos, que se correlacionan con S, pero no con ε_1. Estas variables Z´s permiten "limpiar" la variable S de su correlación con el residuo ε_1 y estudiar el efecto "limpio" de S, sin el sesgo que provoca la endogeneidad. Esta "nueva" variable S^{IV}, que debe estar altamente correlacionada con S, pero no se correlaciona con ε_1, se llama **Variable Instrumental**, y las variables Z_1 y Z_2 son los **instrumentos**.

El método (MCE2) para estimar la variable a través de los instrumentos procede de la siguiente forma:

Primer paso: se coloca S en función de todas las variables exógenas, incluyendo las del modelo de trabajo:

$$S = \Pi_0 + \Pi_1 X_1 + \Pi_2 X_2 + \Pi_3 Z_1 + \Pi_4 Z_2 + \hat{\varepsilon}_1 \qquad (3)$$

Los Π_i se llaman coeficientes en la forma reducida, y el modelo es la ecuación en la forma reducida.

Después se estima este modelo (3) y se obtiene S estimado = S^{IV}:

$$S^{IV} = \Pi^{IV}_0 + \Pi^{IV}_1 X_1 + \Pi^{IV}_2 Z_1 + \Pi^{IV}_3 Z_2 \qquad (4)$$

Y la ecuación (2) puede ser escrita de la siguiente forma: $S = S^{IV} + \hat{\varepsilon}_1$ (5)

Segundo paso: En la ecuación (1), en vez de colocar S, se coloca S^{IV}:

$$\begin{aligned} T &= \beta_{10} + \beta_{11} * X_1 + \beta_{12} * (S^{IV} + \hat{\varepsilon}_2) + \varepsilon_1 \\ &= \beta_{10} + \beta_{11} * X_1 + \beta_{12} * S^{IV} + \beta_{11} * (\hat{\varepsilon}_2 + \varepsilon_1) \\ &= \beta_{10} + \beta_{11} * X_1 + \beta_{12} * S^{IV} + \hat{\varepsilon}_1 \end{aligned} \qquad (6)$$

De esta forma, a medida que el tamaño de la muestra aumenta indefinidamente, S^{IV} deja de correlacionarse con $\hat{\varepsilon}_1$ y se elimina la correlación con el residuo (Gujarati, 2000; Wooldridge, 2003).

Elección de las variables instrumentales

Para encontrar un instrumental adecuado, es imprescindible encontrar un instrumento o instrumentos que estén correlacionados con las medidas de salud, pero que no se correlacionen con el residuo del modelo que estima la oferta de trabajo.

Las variables seleccionadas, finalmente, se restringieron a aquellas ofrecidas por la base de datos que tuvieran relación con la condición de salud y estuvieran menos relacionadas con la probabilidad de estar activo del adulto mayor, además de haber sido respondidas de la forma más fiable. Por todo ello, la elección final fue la siguiente: número de enfermedades antes de los 15 años, intentando controlar la propensión del individuo a estar enfermo; si la persona vivió en el campo más de 5 años antes de los 15 años (esta variable puede indicar el acceso a servicios de salud durante la infancia); si la persona fue fumadora o todavía lo es; y el nivel de consumo de alcohol (estas dos últimas variables intentan controlar comportamientos adversos a la salud).

Especificación de los modelos

Para estimar la oferta de trabajo fue usada una regresión logística binomial, ya que la variable respuesta es dicotómica. De esta forma, se estimó la probabilidad de la persona de estar activa sobre la probabilidad de estar inactiva.

$$Logito\ \ (condición\ \ de\ actividad\ ) = \log\left(\frac{prob\ \ (estar\ \ activo\ )}{prob\ \ (estar\ \ inactivo\ )}\right) = x_i\beta \qquad (7)$$

Para estimar la salud fueron usados diversos modelos, dependiendo de la naturaleza de la variable a estimar. Estas variables se estimaron a través de los instrumentos de una serie de variables que también se usaron en los modelos de oferta de trabajo, que fueron edad, escolaridad y estado conyugal. Para la variable de Auto percepción de salud (APS) dicotómica y la de Actividades de la Vida Diaria (AVD) dicotómica, fue usada una regresión logística binomial, dado que la respuesta, en los dos casos, es binaria:

$$Logito\ \ (mala\ \ salud\ ) = \log\left(\frac{prob\ \ (mala\ \ salud\ )}{prob\ \ (buena\ \ salud\ )}\right) = x_i\beta \qquad (8)$$

$$Logito\,(1\ o\ más\ dificultades\ en\ las\ AVD's) = \log\left(\frac{prob\,(1\ o+\ dificul.\ en\ las\ AVD's)}{prob\,(ninguna\ dificul.\ en\ las\ AVD's)}\right) = x_i\beta \quad (9)$$

Para estimar la APS con cinco categorías, la mejor opción era usar una regresión logística ordenada, porque as categorías siguen un orden y para estar en la última categoría hace falta haber pasado por todas las otras:

$$Log\left\{\frac{\Pr\left(y_i \le j|x_i\right)}{\Pr\left(y_i > j|x_i\right)}\right\} = \alpha + x_i\beta \qquad (10)$$

$$\log\left\{\frac{\exp(x_1\beta)}{\exp(x_2\beta)}\right\} = (x_1 - x_2)\beta \qquad (11)$$

Una forma de interpretar este modelo es si el coeficiente de escolaridad es positivo, por ejemplo, significa que la *odds ratio* es superior a 1. Por lo tanto, a mayor escolaridad, mayor es el logito acumulado, indicando que existe mayor probabilidad de que el individuo se sitúe en una probabilidad acumulada lejos de la categoría número 1 de la variable dependiente. En la APS, esta categoría es la de mala salud. Lo que significa que, si el coeficiente es positivo, cuanto mayor es la escolaridad, menor es la probabilidad de que el individuo relate una mala salud en comparación con la categoría de referencia de la variable explicativa, los analfabetos, en el caso de la escolaridad (POWERS & XIE, 1999).

Finalmente, la variable del Indicador Compuesto de salud, dado que tiene valores de 0 hasta 30 puntos, se consideró una variable casi-continua y se aplicó una regresión linear:

$$Indsaude = \alpha_o + \beta_i \cdot X_i + \varepsilon_i \qquad (12)$$

Las medidas de salud se refieren a la probabilidad de que la persona esté en una condición de mala salud. Cuando se incorporan estas en el modelo de oferta de trabajo se considera siempre el efecto que produce un estado de mala salud sobre la probabilidad de estar activo.

Resultados

Distribución de los adultos mayores de São Paulo por características sociodemográficas y epidemiológicas

Expandiendo la base de datos, se obtiene un total de 825.374 individuos de 60 años o más. Los datos del Censo Demográfico para el año 2000 muestran que 972.199[11] personas de 60 años o más residían en el municipio de São Paulo, que representaban 9,3% de la población total. De estos, 40,5% eran hombres y 59,5%, mujeres.

Los datos de la SABE indican que, en São Paulo, entre las personas de 60 años o más que vivían en el municipio en el año 2000, 58,52% de ellos eran mujeres y 41,47%, hombres. Más de 70% de los hombres y 80% de las mujeres tenían apenas hasta 4 años de estudio. En referencia al estado conyugal, las diferencias entre hombres y mujeres son notables. Entre las mujeres de 60 años o más, 41,4% estaban unidas mientras 79% de los hombres declararon estar unidos. Los hombres disponían de mayor renta que las mujeres, dado que existe una mayor proporción de hombres en los grupos de alta renta. Por otro lado, casi 30% de las mujeres no poseían ninguna renta de no-trabajo. Solo 18% de los hombres se encontraban en esta situación.

En relación al estado de salud, en general, las mujeres se encuentran en un peor estado de salud que los hombres. A través de la Auto percepción de Salud (APS) se puede ver que las mujeres evalúan su propia salud peor que los hombres. Cuanto al número de dificultades para realizar

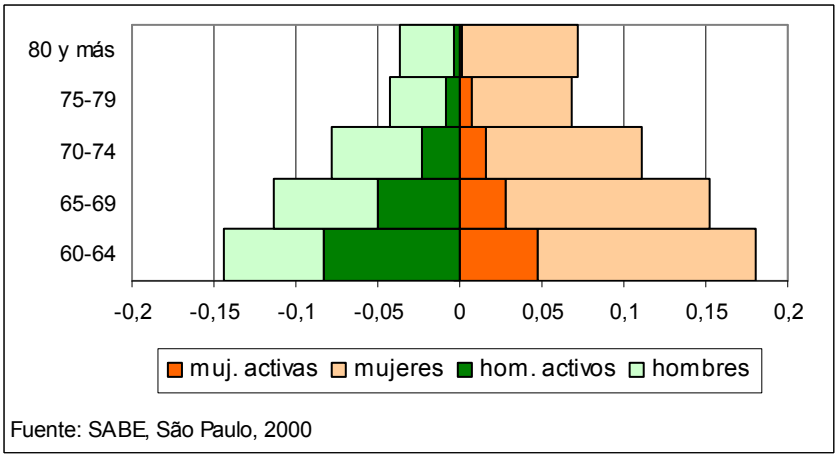
[11] Estos datos se diferencian del Censo porque las entrevistas fueron realizadas en torno de 8 meses antes del Censo.

Actividades de la Vida Diaria (AVD), también aquí las mujeres se encuentran en una situación peor. Mientras 77,7% de ellas no presentan ninguna dificultad, 85% de los hombres se encuentran en la mima situación. Además, solo 17% de las mujeres no recibieron diagnóstico de ninguna enfermedad crónica, contra 27% de los hombres.

Tasas de actividad de los adultos mayores por características socio-demográficas

En la Tabla 4 (anexo) se observa como las tasas de actividad se distribuyen en función de las variables explicativas de los modelos. Los datos indican que 40,62% de los hombres y 17,11% de las mujeres de 60 años o más declararon estar trabajando la semana anterior a la entrevista. Una proporción importante de hombres de 80 años o más continuaban activos, con 8,84% de ellos trabajando. La participación de las mujeres era significativamente menor que la de los hombres en todas las edades.

Figura 1: Pirámide de población total y de población activa de los mayores de 60 años en Sao Paulo, 2000, para ambos sexos.

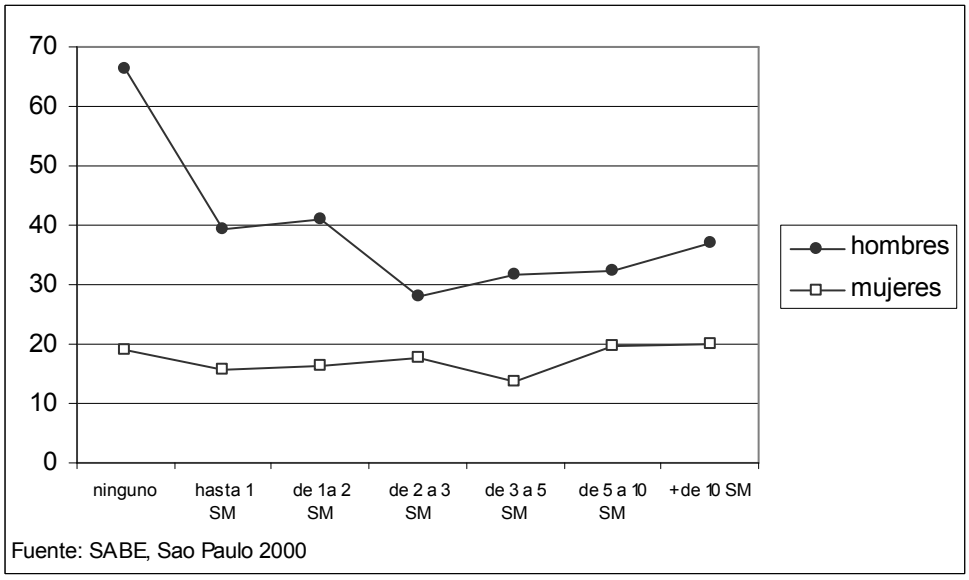


Las tasas de actividad más altas eran las de los más escolarizados. La tasa de actividad de las mujeres con más de 12 años de estudio es especialmente sorprendente, de 38%. Las mujeres solteras presentaban las mayores tasas de actividad por estado conyugal, y entre los hombres, los unidos. En referencia al número de hijos, la tasa de actividad de los hombres es mayor cuanto mayor es el número de hijos vivos. En las mujeres, la relación no es tan clara.

La distribución de las tasas por renta de no-trabajo de los hombres, sigue una forma de J invertido (Gráfico 1), donde los que no tienen ningún rendimiento son los de mayor tasa de actividad, 66,3%.

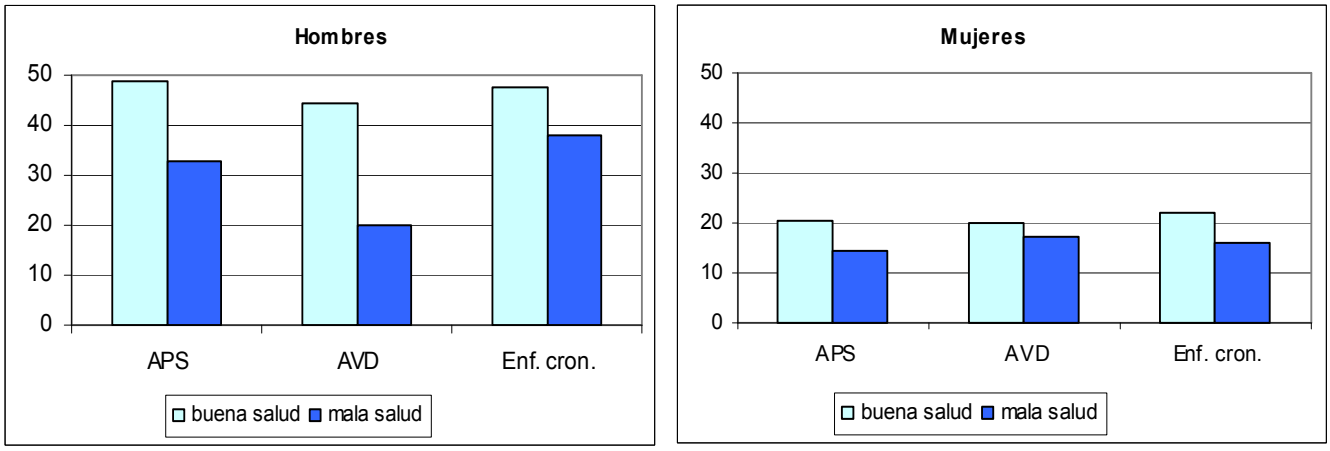
Por número de bienes de consumo, los hombres con más bienes los que presentan la mayor tasa de actividad, 48,78%.

Gráfico 1: Tasas de actividad de los mayores de 60 años por grupo de rendimiento de no-trabajo, São Paulo, 2000.



En relación con las medidas de salud, como era de esperar, aquellos entre las categorías de mejor salud son los que presentan las tasa de actividad más altas, menos en el Indicador Compuesto de Salud, donde los hombres que tienen 1 problema presentan una tasa ligeramente mayor de los que no presentan ningún problema. La diferenciación de tasas de actividad entre enfermos y saludables, son menores entre las mujeres que entre los hombres. Este hecho se puede observar en el Gráfico 2, que muestra las tasa de actividad según tres medidas de salud, separando hombres y mujeres. Solo se observa un comportamiento similar entre sexos según enfermedades crónicas.

Gráfico 2: Tasas de actividad de los adultos mayores por APS (Buena y Mala salud), por dificultades en las AVD (ninguna o por lo menos 1), y por enfermedades crónicas (ninguna o por lo menos 1).



Fuente: SABE, Sao Paulo, 2000.

Estimando la salud[12]

Los resultados del test de especificación de Hausman para testar la endogeneidad entre las medidas de salud y la probabilidad de estar activo mostraron que para los hombres todas las medidas se revelaron endógenas. Para las mujeres, no se constató esa endogeneidad para ninguna de las medidas de salud. Por lo tanto, en principio, para los hombres es necesario usar instrumentos y para las mujeres no. De todas formas, se estimaron las medidas de salud a través de los instrumentos para los dos sexos para facilitar la comparación entre ellos.

Los resultados de los modelos que estiman la salud pueden observarse en las Tablas 5 y 6 (anexo). En estos modelos, los determinantes estiman la probabilidad de que el individuo se encuentre en una condición de mala salud. Los parámetros positivos (coeficientes) o mayores que 1 (*odds ratio)* indican que las categorías de estas variables se correlacionan positivimente con la mala salud.

Para los hombres, la edad aumenta la probabilidad de estar con una salud peor menos para la APS con cinco categorías, donde no es significativa. Para las mujeres, esta variable explica menos de los modelos de salud, aunque sigue siendo la misma correlación que en los hombres. Los hombres y mujeres más escolarizados tienen menor probabilidad de estar con una salud peor que los menos escolarizados, en todas las medidas, pero para las mujeres parece que esta variable tenga más poder de explicación, porque todas las categorías aparecen significativas. Unicamente la categoría de divorciado, para los hombres, es significativa y estos tienen menor probabilidad de estar en un estado de salud peor que los casados. Para las mujeres, el estado conyugal no tiene ningún efecto sobre su salud. La significancia de los instrumentos para las mujeres es muy pobre, y pocos son significativos, lo que va a ser importante tener en cuenta en el momento de analizar los resultados. Haber vivido en el campo antes de los 15 años solo es significativa en el modelo de APS con cinco categorías y con efecto negativo, para hombres y mujeres. El número de enfermedades sufridas antes de los 15 años solo fue significativo para los hombres, y para estos tampoco fue significativo en el modelo de AVD´s. En los otros modelos, por cada enfermedad a más, aumentaba la probabilidad de relatar una salud peor en 20-30%. Ser fumador o haber sido fumador fue significativo en el sentido esperado, para hombres y mujeres, aunque no para todos los modelos.

La categoría de los que consumen hasta 20 vasos al mes de alcohol fue significativa en todos los modelos, de hombres y mujeres, mostrando que los individuos que beben alcohol moderadamente tienen una probabilidad menor de estar con una salud peor que los que no beben. Este resultado ratifica los estudios que indican que un consumo moderado de alcohol puede llegar a ser benéfico para la salud (Baum-Bhicker, 1985). El problema aparece cuando la categoría de los que consumen más de 20 vasos al mes continua siendo significativa en el mismo sentido, es decir, indicando que los que más beben tienen menos probabilidad de estar enfermos en los modelos de APS (hombres y mujeres), y en el del Indicador Compuesto de Salud (solo hombres). En el caso de la APS, puede justificarse como que los que continúan bebiendo no se consideran enfermos aunque realmente lo estén. Para el Indicador Compuesto, la justificación es más difícil. En realidad, lo más razonable es pensar que los individuos enfermos no son aptos para beber, y por

[12] Todos los modelos de este trabajo fueron realizados con el programa Intercooled Stata 7.

eso, los que más beben parecen tener una mejor salud, no porque la bebida tenga un efecto positivo sobre la salud sino porque los enfermos dejaron de beber.

Oferta de trabajo: la probabilidad de estar activo

Los resultados de los modelos pueden observarse en las Tablas 8 y 9. Las *odds ratio* indican la mayor o menor probabilidad de estar activo sobre la de estar inactivo. Fueron realizados nueve modelos de condición de actividad, para cada sexo, por separado. El primero de ellos no incluye ninguna variable de salud, cuatro usan las variables de salud exógenas[13], APS dicotómica (APS (2)), APS con cinco categorías (APS (5)), dificultades en las AVD´s dicotómica (AVD (2)) y el Indicador Compuesto de Salud (indsaude). Los otros cuatro modelos usan estas mismas variables pero instrumentalizadas[14].

En el caso de los hombres, en el modelo sin medidas de salud, los resultados indican que aquellos de más edad presentan menor probabilidad de trabajar. Los individuos con más de 80 años tienen más de 90% menos de probabilidad de estar trabajando de lo que los de 60-64 años. Los de mayor escolaridad presentan más probabilidad de estar trabajando y esta llega a ser de 162% más alta para los que tienen 9 años o más de estudio, con relación a los que no tienen estudios. Como no se incluye ninguna variable de salud en el modelo, parte del efecto de estas dos variables puede estar incorporando el efecto del estado de salud, que está íntimamente correlacionado con la edad y la escolaridad. Ni el estado conyugal ni el número de hijos tienen efecto sobre la condición de actividad de los hombres mayores, y este resultado es constante en todos los otros modelos.

La renta de no-trabajo tiene efecto negativo. La *odds ratio* es pequeña, pero como la variable es continua significa que por cada unidad a más de renta la probabilidad de estar trabajando decrece un 0,026%, con relación a los declaran no tener renta de no-trabajo. La variable bienes de consumo del domicilio, que seria una *proxy* de renta familiar, tiene un efecto positivo, indicando que los que tienen más bienes tienen mayor probabilidad de estar trabajando. Es interesante percibir la dirección contraria de estas dos variables económicas. Por un lado, la renta de no-trabajo indica la capacidad del individuo de mantenerse, aunque no reciba rendimientos del trabajo. Por otro lado, la renta familiar puede indicar el nivel de consumo al que la familia está acostumbrada lo que llevaría a que el individuo continúe trabajando para mantener ese nivel o también, como *proxy* del nivel socioeconómico, también puede indicar el tipo de redes sociales a las que el individuo tiene acceso, redes que afectarían, positivamente, a sus posibilidades de ser contratado en un empleo o de montar un negocio por su cuenta.

Cuando se incorporan las variables de salud como exógenas, la edad pierde parte de su poder explicativo y la escolaridad todavía más, hasta el punto de que algunas categorías pierden significancia. Este hecho estaría relacionado con el argumento que conjeturaba que parte de los efectos de la edad y la escolaridad sobre la probabilidad de estar activo eran consecuencia de que

[13] Fueron consideradas exógenas las medidas de salud no-instrumentalizadas, y endógenas, las estimadas a través de los instrumentos. Esto es así porque cuando no se instrumentaliza se presupone que la variable es exógena al modelo, aunque se sepa que en realidad no es verdad.

[14] Las medidas de salud instrumentalizadas están codificadas, en los modelos, con el mismo nombre, pero llevan un EST al final.

a más edad, peor está la salud, y que los más escolarizados disfrutarían de mejores condiciones de salud que los sin estudio. Las variables de renta de no-trabajo y bienes de consumo no cambian mucho o tienen variaciones muy pequeñas y difíciles de interpretar.

En los modelos donde las medidas de salud son estimadas a través de instrumentos, la edad pierde todavía más su efecto y la escolaridad deja de tener efecto en los modelos de APS y del Indicador Compuesto. La renta de no-trabajo se vuelve más negativa, es decir, aumenta su efecto explicativo. El número de bienes en el domicilio, también aumenta su efecto, solo que este es positivo. Finalmente, el resultado más importante de estos modelos con las medidas de salud instrumentalizadas es que, en casi todos los modelos, el efecto negativo de tener una mala salud sobre la probabilidad de estar activo aumenta, espectacularmente, en comparación al efecto de esta misma medida tratada como exógena. En el modelo con a APS dicotómica, la probabilidad negativa de esta medida, cuando es exógena (tener una mala salud implica una probabilidad 40% menor de estar trabajando con relación a los que declaran estar con una buena), es la mitad de cuando se instrumentaliza (80% menor). Este resultado fue encontrado en otros trabajos sobre países en desarrollo, como México (Parker, 1999) o Taiwan (Mete & Schultz, 2002).

Para la muestra de mujeres, el comportamiento de algunas variables es completamente diferente del caso de los hombres. Empezando con el modelo sin variables de salud como referencia, cuanto mayores son las mujeres menor es la probabilidad de estar trabajando con relación a las más jóvenes (60 a 64 años). Aunque este efecto es menor que en el caso de los hombres. La escolaridad también afecta en el mismo sentido que los hombres, solo que parece que tiene un efecto menor porque el grupo de 2 a 4 años de estudio no es significativo, indicando que no existe ninguna diferencia entre la condición de actividad entre las mujeres sin estudios y las con hasta 4 años de estudio.

En relación con el estado conyugal, al contrario de con los hombres, ser soltera es significativo y muy positivo, mostrando que las solteras tienen hasta casi tres veces más de probabilidad de que las casadas de estar trabajando. Por otro lado, el coeficiente de las mujeres que tienen 5 hijos o más vivos también es significativo y positivo, indicando que la probabilidad de estas mujeres estar trabajando es hasta 2 veces superior a la de las que no tienen ningún hijo vivo. Finalmente, las variables de renta de no-trabajo y de número de bienes de consumo no tienen ningún efecto sobre la probabilidad de que las mujeres mayores estén activas en ninguno de los modelos.

Los resultados de los modelos incluyendo las medidas de salud también revelan diferencias en relación con los hombres. El efecto de la edad casi no cambia cuando se incorporan las medidas de salud. La escolaridad, en los modelos con las medidas de salud exógenas disminuye su efecto, hasta el punto que en el modelo con el Indicador Compuesto de Salud, pierde totalmente la significancia estadística. Cuando se instrumentaliza la salud, el resultado es vario: para los modelos con la APS, el efecto de la escolaridad aumenta y, para el modelo con la variable de AVD´s e el Indicador Compuesto, deja de ser significativa. Lo esperado seria que la escolaridad tuviera un efecto menor cuando se incluye la variable de salud, exógena o instrumentalizada.

Tabla 1: Odds Ratio de los modelos de regresión logística binomial sobre la probabilidad de estar activo. Hombres de 60 años o más. Sao Paulo. 2000.

	Sin salud	APS(2)	APS(2) _EST	APS (5)	APS(5) _EST	AVD(2)	AVD(2) _EST	Indsaude	Indsaude _EST
60-64 años	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
65-69 años	0,600**	0,639*	0,782	0,603**	0,632**	0,598**	0,623*	0,6435*	0,818
70-74 años	0,366***	0,382***	0,464**	0,364***	0,388***	0,377***	0,416***	0,432***	0,697
75-79 años	0,233***	0,237***	0,280***	0,227***	0,256***	0,249***	0,3066***	0,268***	0,441*
80 o + años	0,086***	0,088***	0,109***	0,0818***	0,093***	0,098***	0,1375***	0,124***	0,389
sin estudios	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2-4 años de estudio	1,561*	1,479	1,308	1,421*	1,052	1,510**	1,399	1,394	0,899
5-8 años de estudio	1,698*	1,519	1,162	1,520	1,034	1,583	1,335	1,433	0,799
9 o + años de estudio	2,621***	2,182**	1,369	1,957*	1,440	2,457**	1,986*	2,299**	1,198
unido	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
soltero (nunca casó)	0,497	0,497	0,562	0,481	0,566	0,487	0,445	0,534	0,573
separado	0,881	0,821	0,690	0,789	0,694	0,846	0,837	0,813	0,753
ningún hijo	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1-2 hijos vivos	0,743	0,707	0,707	0,666	0,706	0,740	0,731	0,750	0,712
3-4 hijos vivos	0,862	0,789	0,845	0,790	0,837	0,921	0,854	0,955	0,851
5 o más hijos	1,198	1,178	1,236	1,161	1,235	1,281	1,251	1,276	1,221
renta no-trabajo	0,99973**	0,99974**	0,99973**	0,99974**	0,99973**	0,99973**	0,99973**	0,99973**	0,99971**
consumo	1,1021*	1,1039*	1,107*	1,0884*	1,105*	1,090*	1,103*	1,074	1,106*
APS buena		1,000							
APS mala		0,587**							
APS buena_EST			1,000						
APS mala_EST			0,139*						
APS excelente				1,000					
APS muy buena				1,880					
APS buena				0,951					
APS regular				0,629					
APS mala				0,262**					
APS excelente_EST					1,000				
APS muy buena_EST					0,357				
APS buena_EST					0,029				
APS regular_EST					0,010				
APS mala_EST					0,017				
AVD (ninguna)						1,000			
AVD (1 o +)						0,392***			
AVD (ninguna)_EST							1,000		
AVD (1 o +)_EST							0,084*		
ind. salud								0,894***	
ind. salud_EST									0,714*
constante	0,671	0,988	2,272	1,143	72,986	0,789	1,006	1,229	3,933

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la SABE, Sao Paulo, 2000

Significancia: * P<0.10; ** P<0.01; ***P<0.001

Tabla 2: Odds Ratio de los modelos de regresión logística binomial sobre la probabilidad de estar activo. Mujeres de 60 años o más. Sao Paulo. 2000.

	Sin salud	APS(2)	APS(2) _EST	APS (5)	APS(5) _EST	AVD(2)	AVD(2) _EST	Indsaude	Indsaude _EST
60-64 años	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
65-69 años	0,629*	0,637*	0,608*	0,635*	0,608*	0,6061**	0,583**	0,638*	0,635*
70-74 años	0,493**	0,489**	0,496**	0,474**	0,490**	0,489**	0,510**	0,511**	0,511**
75-79 años	0,320***	0,322***	0,311***	0,309***	0,309***	0,331***	0,368**	0,358**	0,347**
80 o + años	0,062***	0,060***	0,064***	0,060***	0,065***	0,070***	0,098**	0,085***	0,077**
sin estudios	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
2-4 años de estudio	1,258	1,240	1,303	1,223	1,415	1,205	1,134	1,064	1,136
5-8 años de estudio	1,905*	1,835*	2,100*	1,775*	2,27*	1,815*	1,569	1,494	1,633
9 o + años de estudio	2,001*	1,921*	2,258*	1,849*	2,574*	1,921*	1,689	1,602	1,717
unido	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
soltero (nunca casó)	2,932*	2,960*	2,943*	3,024*	2,990*	3,004*	2,914*	3,337**	2,958*
separado	1,198	1,196	1,205	1,177	1,223	1,205	1,205	1,221	1,212
ningún hijo	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
1-2 hijos vivos	1,521	1,549	1,513	1,597	1,431	1,597	1,516	1,761	1,516
3-4 hijos vivos	1,422	1,456	1,415	1,512	1,318	1,528	1,431	1,633	1,420
5 o más hijos	2,172*	2,228*	2,151*	2,346*	2,025*	2,260*	2,176*	2,505*	2,167*
renta no-trabajo	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
consumo	0,979	0,973	0,980	0,948	0,982	0,972	0,977	0,970	0,978
APS buena		1,000							
APS mala		0,833							
APS buena_EST			1,000						
APS mala_EST			1,543						
APS excelente				1,000					
APS muy buena				0,349*					
APS buena				0,543*					
APS regular				0,406**					
APS mala				0,223**					
APS excelente_EST					1,000				
APS muy buena_EST					0,105*				
APS buena_EST					0,001*				
APS regular_EST					0,00006**				
APS mala_EST					0,001*				
AVD (ninguna)						1,000			
AVD (1 o +)						0,412***			
AVD (ninguna)_EST							1,000		
AVD (1 o +)_EST							0,116		
ind. salud								0,901***	
ind. salud_EST									0,949
constante	0,169***	0,193**	0,125*	0,429	6543,35*	0,197	0,280*		0,248

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la SABE, Sao Paulo, 2000

Significancia: * P<0.10; ** P<0.01; ***P<0.001

Las medidas de salud se comportan de forma totalmente diversa entre ellas. Como exógenas, todas son negativas, menos en el caso de la APS dicotómica, que no sale significativa. Este es un resultado parecido al de los hombres, solo que su efecto es menor que en el caso de estos. Como endógenas y instrumentalizadas, únicamente la APS con cinco categorías es significativa y tiene un efecto más negativo que la misma medida exógena. Estos resultados pueden ser efecto tanto de que no se encontró endogeneidad entre las medidas de salud y la condición actividad como por causa de la debilidad de los instrumentos, especialmente en el caso de la medida de AVD´s. El hecho de que las medidas instrumentalizadas no tengan efecto puede estar indicando que como no existe endogeneidad, no mejoran la especificación del modelo. Todo esto lleva a interpretar que el estado de salud tiene un efecto mucho menor sobre la probabilidad de trabajar entre las mujeres mayores que entre los hombres.

Consideraciones finales

Los resultados obtenidos son consonantes con la literatura, tanto entre los hombres, como entre las mujeres, en relación con el efecto de la edad y de la escolaridad sobre la probabilidad de participar en la fuerza de trabajo. Cuanto más edad tienen los individuos mayores, menores son sus probabilidades de estar trabajando, y aquellos más escolarizados tienen mayores probabilidad de estar trabajando, tanto entre los hombres como entre las mujeres.

En la literatura, los hombres casados tienen mayor probabilidad de permanecer en la fuerza de trabajo (Blau, 1994; Benítez-Silva, 2000; Perachi & Weltz, 1994). Con las mujeres se da la situación contraria y son las solteras las que presentan más probabilidad de trabajar. Los resultados de este trabajo coinciden con referencia a las mujeres, pero no con los hombres ya que el estado conyugal no fue significativo en casi ningún modelo.

Las variables relacionadas con el nivel económico del individuo tienen un gran poder explicativo de la oferta de trabajo masculina pero no de la femenina, donde no fueron significativas. La renta individual de no-trabajo incide negativamente sobre la probabilidad de trabajar, indicando que cuanto mayor es la renta, menor es la probabilidad de estar trabajando. Por otro lado, la *proxy* de renta familiar o domiciliar (número de bienes de consumo), afecta positivamente a la oferta de trabajo, sugiriendo que los mayores que tienen más bienes tienen más probabilidad de estar activos. Como ya fue explicado, la renta de no-trabajo puede estar indicando la capacidad de poder vivir sin los beneficios del trabajo y la renta familiar puede estar indicando un nivel económico que necesita ser mantenido o un acceso a redes que permitan al mayor continuar insertado en el mercado laboral durante la vejez.

Al contrario de las variables económicas, la variable de número de hijos vivos explican en gran parte la presencia de las mujeres en el mercado de trabajo, pero no tienen ningún efecto en los hombres. El resultado encontrado difiere totalmente de la literatura encontrada (Parker,1999; Cameron & Cobb-Clark, 2001), y aquí el número de hijos incide positivamente en la probabilidad de las mayores de estar trabajando. Entre los hombres, el análisis descriptivo mostraba una tendencia de mayor actividad cuanto mayor era el número de hijos que los modelos no confirmaron. Esta peculiar relación entre el número de hijos y la actividad de los mayores puede tener a ver con o comportamiento de las transferencias intergerenacionales en Brasil mostradas por SAAD (1999). El autor constata que los adultos mayores en Brasil, además de recibir,

también proporcionan ayuda financiera significativa a sus hijos adultos. El hecho de que la variable de número de hijos solo es significativa entre las mujeres puede reflejar que estas tienden a mantener lazos más fuertes con los hijos, como también fue apuntado por Saad (1999).

Sobre la condición de salud, los resultados concuerdan de forma general con la literatura, como era de esperar. Estar en una mala condición de salud significa menor probabilidad de estar activo para hombres y mujeres. Cuando se introducen las medidas de salud la edad y la escolaridad pierden gran parte de su poder explicativo indicando que parte del efecto de estas variables se debe a su fuerte inter-relación con la condición de salud. El poder explicativo de estas dos variables disminuye aun más cuando la salud se instrumentaliza, por lo menos para los hombres.

Cada medida de salud tiene un poder explicativo diferente siguiendo lo observado en varios estudios (Dwyer & Mitchell, 2002; Mete & Schultz, 2002; Larsen & Gupta, 2003). La APS con cinco categorías, para los hombres, es una medida problemática porque no es significativa. Pero en el caso de las mujeres es la única que se comporta de la forma esperada. Entre las mujeres, la única medida sin ningún efecto sobre el trabajo es la APS dicotómica. La variable de dificultades en las AVD´s tiene un poder explicativo mayor que las otras medidas, lo que puede ser debido a ser una medida de salud más fundamental.

Cuando se comparan los resultados de las medidas de salud objetivas y subjetivas, el comportamiento es contrario al argumento de existencia de un sesgo de justificación y, por lo tanto, contrario a lo encontrado en gran parte de la literatura sobre países desarrollados (Bound et al.,1999; Lindeboom & Kerkhofs, 2002; Kreider, 1996). Si existiera un sesgo de justificación, las medidas de salud con más efecto sobre la oferta de trabajo serian las de APS, y no las más objetivas como las AVD´s y el Indicador Compuesto. Una explicación a este comportamiento es que los trabajadores y ex-trabajadores estaban insertados en empleos de más exigencia física, y por eso las AVD´s, son más importantes Otro argumento es que en realidad, los que continúan trabajando tienen un mayor acceso a servicios (por ser más escolarizados, tener un seguro de salud, etc.) y perciben mejor su estado de salud. Esto lleva que a través de la APS no se diferencien tanto la salud de trabajadores y no trabajadores.

El hecho de que las medidas de salud instrumentalizadas tengan un efecto más fuerte sobre la oferta de trabajo, que cuando estas son tratadas como exógenas refuerza el supuesto de que no existe un sesgo de justificación. Según Bound et al. (1999), si existe sesgo de justificación, el efecto negativo de la mala salud sobre la oferta de trabajo estaría sobreestimado, y por lo tanto, a la hora de instrumentalizar, su efecto disminuiría. La instrumentalización "positivizaría" el coeficiente de la medida de salud. Como los resultados muestran lo contrario, puede pensarse que el sesgo de justificación no existe, o es muy pequeño, para los mayores en São Paulo. En otros trabajos sobre países en desarrollo, el resultado de la instrumentalización también derivó en un mayor efecto de las variables de salud, en comparación al efecto de las mismas medidas sin instrumentalizar (Parker, 1999; Mete & Schultz, 2002).

Talvez una de las conclusiones más importantes está en referencia, precisamente, a este resultado de la instrumentalización, donde las medidas instrumentalizadas tienen más efecto negativo que las medidas exógenas, aunque este solo se diera entre los hombres de forma más clara. Para explicar este resultado se necesita entender que cuando se instrumentaliza una medida de salud, se está intentando quitar el efecto de la condición de actividad sobre la salud, es decir, al

instrumentalizar, se queda únicamente el efecto "limpio" de la salud sobre la oferta de trabajo, retirando los sesgos de la endogeneidad. Si la mala salud tiene un efecto más negativo que cuando la medida no está estimada, significa que el diferencial de salud entre activos y inactivos es mayor cuando se instrumentaliza. Esto significa que, cuando si el efecto del trabajo sobre la salud no existiera, los trabajadores mayores estarían en mejor salud, porque su salud seria más diferente de la de los no trabajadores. Eso puede indicar que si existe algún efecto del trabajo sobre la salud, este debe ser negativo, ya que cuando se quita este efecto, los trabajadores se encuentran en mejor condición de salud con relación a los inactivos. Esta conclusión difiere totalmente de la presentada por Giatti & Barreto (2001, 2002) en un trabajo sobre Brasil. En su estudio, los activos se encuentran en mejores condiciones de salud de lo que los inactivos, y por eso sugieren que en realidad, la actividad produce efectos positivos en la salud de los adultos mayores. En el trabajo presente, como en otros citados en la revisión de Ruhm (1996), el resultado indica que el hecho de estar activo, para los adultos mayores, parece afectar negativamente a la salud de los trabajadores, aunque estos sean más saludables que los inactivos.

Entre las mujeres, los resultados sobre como la condición de salud incide en la probabilidad de estar activo, sobretodo en relación a las medidas estimadas no son claros ni contundentes. Primero, la medida de APS dicotómica no tiene ningún efecto sobre la oferta de trabajo. Después, únicamente una de las medidas de salud, una vez instrumentalizadas, se mostró significativa, la de APS con cinco categorías. Los resultados ratifican los estudios de Parker (1999) para México, de Mete & Schultz (2002) para Taiwan, y de Alves (2003) para el total de los trabajadores activos de Brasil, que observan que la condición de salud casi no tiene efectos sobre la oferta de trabajo en el caso de las mujeres A estos resultados se tiene que incorporar el hecho de que no se encontró existencia de endogeneidad entre las medidas de salud y la probabilidad de estar activo, es decir, no era necesario instrumentalizar, y después, los instrumentos se revelaron muy débiles y poco adecuados. Antes de aventurar conclusiones muy definitivas, seria prudente hacer un estudio más profundo sobre medidas que capten mejor la condición de salud de las mujeres y de instrumentos más adecuados para estimar su salud

Probablemente, parte de las limitaciones de los resultados se deben a que la muestra es transversal y corresponde a apenas un año. Eso implica que los resultados solo se refieran a las características de los activos y de los inactivos en un determinado momento. No se puede inferir, por ejemplo, si las características de período de los inactivos fueron las que provocaron su retirada de la fuerza de trabajo, únicamente si son diferencias entre activos y inactivos. Tampoco se sabe si la distribución de características continuará de la misma forma a través del tiempo. Las condiciones de vida de los adultos mayores y las características de los que alcanzarán la tercera edad están cambiando y van a cambiar mucho más en el futuro. Si esta investigación se repitiera con una cierta periodicidad, se tendrían, por lo menos, estudios comparativos en el tiempo.

Profundizar en el tipo de empleo presente y pasado de los adultos mayores debe ayudar a responder muchas de las preguntas dejadas sin respuesta en este trabajo. Investigar si las mujeres mayores están insertadas en negocios familiares, por ejemplo, contribuiría a aclarar el hecho de las que tienen más hijos presenten mayor probabilidad de estar trabajando. Saber el tipo de empleo pasado de los que no trabajan en la actualidad podría ayudar a descubrir si los trabajos más desgastantes llevarían a los mayores a retirarse de la fuerza de trabajo en edades más precoces.

Bibliografía

Alves, L. F. *Impacto de Saúde sobre os Rendimentos Individuais no Brasil.* Dissertação de Mestrado. Belo Horizonte, UFMG/CEDEPLAR, 2004.

Baptista, D. B. D. A. *Idosos no Município de São Paulo: Expectativa de Vida Ativa e Perfis Multidimensionais de Incapacidade a partir da SABE.* Dissertação de Mestrado. Belo Horizonte, UFMG/CEDEPLAR, 2003.

Barros, R. P., Mendoça, R., Santos, D. *Incidência e Natureza da Pobreza entre Idosos no Brasil.* In: Muito Além dos 60: Os Novos Idosos Brasileiros. Rio de Janeiro: IPEA, 1999.

Baum-Bihcker, C. *The Psycological Benefits of Moderate Alcohol Consumption: a Review of Literature.* In: Drug And Alcohol Dependence, 15, P. 305-322. 1985.

Becker, G.S. *Human Capital*. Columbia University Press. New York, 1964.

Benítez-Silva, H. *Microdeterminants of Labor Force Status among Older Americans*. SUNY-Stony Brook, Department of Economics. November, 2000.

Blau, D.M. *Labor Force Dynamics of Older Men*. Econometrica. Vol. 62, No. 1:117-156. 1994.

Bound, J., Schoenbaum, M., Stinebrickner, T., And T. Waidmann. *The Dynamics Effects of Health on the Labor Force Transitions of Older Workers.* NBER. Working Paper #6777. Cambridge, Ma: National Bureau Of Economic Research, 1998.

Burtless, G. *Occupational Effects on the Health and Work Capacity of Older Men.* In: Work, Health and Income among Elderly. Brookings Institution, Washington Dc, P.103-150. 1987

Camarano, A. A. *O Idoso Brasileiro no Mercado de Trabalho*. IPEA. Rio de Janeiro, 2001.

Camarano, A.A. *Envelhecimento da População Brasileira: uma Contribuição Demográfica.* IPEA. Rio de Janeiro: 2002.

Camargos, M.C.S. *Estimativas de Expectativa de Vida Livre de e com Incapacidade Funcional: uma Aplicação do Método de Sullivan para Idosos Paulistanos, 2000*. Dissertação de Mestrado. Belo Horizonte, UFMG/CEDEPLAR, 2004.

Cameron, L., Cobb-Clark, D.A. *Old-Age Support in Developing Countries: Labor Supply, Intergenerational Transfers and Living Arrangements*. Iza Discussion Paper No. 289. April 2001.

Campino, A. C. C., Cyrillo, D. C., Waltenberg, F. D., Batista, N. N. F., *Oferta de Trabalho de Idosos na Cidade de São Paulo: o Papel da Condição de Saúde.* In: Reforma Trabalhista E Previdenciária, Crescimento Econômico E Distribuição De Renda. FEA/USP: 2003.

Carvalho, J.A.M., Garcia, R.A. O *Envelhecimento da População Brasileira: um Enfoque Demográfico.* Cadernos de Saúde Pública, 19(3): 725-733, 2003.

Currie, J., Madrian, B.C. *Health, Health Insurance and the Labor Market*. In: Handbook Of Labor Economics, V.3, Chapter 50. Elsevier**,** 1999.

Dwyer, D., Mitchell, O. *Health Problems as Determinants of Retirement: Are Self-Rated Measures Endogenous?* Journal Of Health Economics, 18, 173-193, 1998.

Giatti, L., Barreto, S.M. *Trabalho Feminino e Saúde na Terceira Idade.* Ciência & Saúde Coletiva, 2002.

Giatti, L., Barreto, S.M. *Saúde, Trabalho e Envelhecimento no Brasil*. Cadernos de Saúde Pública, Rio de Janeiro, 19(3), Mai-Jun, 2003.

Grossman, M. *On the Concept of Health Capital and the Demand for Health.* Journal of Political Economy. No 80: 223-255. 1972.

Gujarati, D. N. *Econometria Básica*. Markron Books, 3ª Ed., 2000.

Gustman, A.L., Steinmeier, T.L. *A Disaggregated, Structural Analysis of Retirement by Race, Difficulty of Work and Health.* Review of Economics and Statistics. no.68: 509-513. 1986.

Haider, S., Loughran, D. *Elderly Labor Supply: Work or Play?* Santa Monica. RAND, Labor and Population Program, 2000.

IBGE. *Perfil dos Idosos Responsáveis de Domicílios no Brasil, 2000.* Estudos & Pesquisas. Informação Demográfica e Socieconômica, No.9.

Kassouf, A.L. *Rendimentos Perdidos por Trabalhadores em Condições Inadequadas de Saúde.* Economia Aplicada, v.3, no.2, 1999.

Katz, S., Branch, L.G., Branson, M.H., Pasidero, J.A., Beck, J.C., Greer, D.S. *Active Life Expectancy.* New England Journal of Medicine. V. 309; N. 20, P.1218-1224, 1983.

Kinsella, K., Gist, Y. J. *Older Workers, Retirement and Pensions. A Comparative International Chartbook.* Bureau Of The Census. National Institute On Aging. December 1995.

Kinsella, K., Velkoff, V. A. *An Aging World: 2001.* International Population Reports. U.S. Census Bureau, Series P95/01-1, Washington Dc, 2001.

Larsen,M., Gupta,N.D. *The Impact of Health on Individual Retirement Plans:a Panel Analysis Comparing Self-Reported versus Diagnostic Measures*. Working Paper 04-7. Aarhus School Of Business. 2003.

Lebrão, M.L., Duarte, Y.A.O. *O Projeto Sabe no Município de São Paulo: uma Abordagem Inicial.* Organização Pan Americana De Saúde, 2003.

Liberato, V.C.*A. Oferta de Trabalho Masculina "Pós-Aposentadoria". Brasil Urbano-1981/2001.* Dissertação de Mestrado. Belo Horizonte, UFMG/CEDEPLAR, 2003.

Lindeboom, M., Kerkhofs, M. *Health and Work of the Elderly: Subjective Health Measures, Reporting Errors and the Endogenous Relationship between Health and Work.* Amsterdam, February, 2002.

Mattar, F.N. *Novo Modelo de Estratificação Sócio-Econômica para Marketing e Pesquisas de Marketing.* Anais do 2º Semead, 1997.

Mcgarry, K. *Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectations?* NBER Working Paper No. 9317, November, 2002.

Mete, C., Schultz, T. P. *Health and Labor Force Participation of the Eldelry in Taiwan*. Economic Growth Center. Yale University, June, 2002.

Palloni,A., Peláez,M. *Survey on Health and Well-Being of Elders.*Washington,Dc. Sabe, 2003. (Mimeo).

Peláez, M., Palloni, A., Albala, C., Alfonso, J.C., Ham-Chande, R., Hennis, A. Lebrao, M.L., Lesn-Diaz, E., Pantelides, E., Prats, O. *Sabe- Survey on Health, Well-Being, and Aging in Latin America and the Caribbean, 2000.* Washington, D.C.: Pan American Health Organization (PAHO/WHO), 2003.

Parker, S. *Elderly Health and Salaries in the Mexican Labor Market***.** Latin American Research Network. Working Paper R-353, January 1999.

Perachi, F., Welch, F. *Trends in Labor Force Transitions of Older Men and Women.* Journal Of Labor Economics. No 12: 210-242. 1994.

Popolo, F. D. *Características Sociodemográficas y Socioeconómicas de las Personas de Edad en América Latina.* Serie Población y Desarrollo, 19. Celade-División de Población. Santiago de Chile, 2001.

Powers, D.A., Xie, Y. *Statistical Methods for Categorical Data Analysis.* Academic Press. 1999.

Rodríguez, G. *General Linear Statistical Models.* Princeton University, Graduate Program. 2001.

Ruhm,C.J. *Are Recession Good for Your Health?*.Working Paper no.5570. NBER, Cambridge, Ma. 1996.

SABE.*Questionário.* Organização Pan-Americana de Saúde. Faculdade de Saúde Pública/Universidade de São Paulo.

Saad, P. M. *Transferências de Apoio entre Gerações no Brasil: Um Estudo para São Paulo e Fortaleza.* In: Muito Além dos 60: Os Novos Idosos Brasileiros. Rio de Janeiro: IPEA, 1999.

Stock, J.Wise, D. *Pensions, the Option Value of Work and Retirement*. Econometrica. no.58, 1151-1180. 1990.

Strauss, J., Thomas, D. *Health, Nutrition and Economic Development*. Journal Of Economic Literature. No 36: 766-817. 1998.

Souri, D. *The Statistical Parametrization of the Instrumental Variable Model: More on the Small Sample Properties of the Instrumental Variable Estimators.* August, 2004.

Wajnman, S., Oliveira, A.M.H.C., Oliveira. E.L. *A Atividade Econômica dos Idosos no Brasil.* In: Muito Além dos 60: Os Novos Idosos Brasileiros. IPEA. Rio de Janeiro: 1999.

Wajnman, S., Oliveira, A.M.H.C., Oliveira. E.L. *Os Idosos no Mercado de Trabalho: Tendências e Consequências.* In: Os Novos Idosos Brasileiros: Muito Além dos 60?. Rio De Janeiro: Ipea, 2004.

Wilkinson, R., Marmot, M. *Social Determinants of Health. The Solid Facts*. WHO, 2003.

Wooldridge, J. M. *Introductory Econometrics. A Modern Approach*. Thomson, South-Western**,** 2003.

Anexos

Tabla 3: Distribución de la población de 60 años o más según diversas características sociodemográficas. Sao Paulo, 2000.

		Hombres	Mujeres
Grupos de edad	60-64	34,61	30,83
	65-69	27,35	26,05
	70-74	18,80	19,00
	75-79	10,44	11,75
	80 o más	8,80	12,38
Años de estudio	hasta 1 año	25,96	34,37
	2 a 4 años	46,38	45,98
	5 a 8 años	9,29	8,93
	9 a 11 años	10,14	7,21
	12 o más	8,22	3,52
Estado conyugal	nunca se casó	4,13	5,20
	unido actualmente	79,22	41,40
	acabó unión	16,65	53,40
Número de hijos vivos	ningún hijo	8,02	10,16
	1 a 2 hijos	31,66	35,20
	3 a 4 hijos	34,08	29,68
	5 hijos o más	26,24	24,96
Renta de no-trabajo (SM)	sin rendimientos	18,67	29,43
	hasta 1 SM (incl.)	14,73	32,01
	de 1 a 2 SM	14,17	13,53
	de 2 a 5 SM	10,79	7,86
	de 5 a 10 SM	19,43	7,95
	más de 10 SM	16,49	5,89
Bienes del domicilio	hasta 1	2,51	4,79
	2-3	20,61	21,33
	4-5	30,69	34,14
	6-7	46,19	39,74
Auto Percepción de Salud	Excelente	4,55	4,78
	Muy Buena	5,96	5,87
	Buena	38,08	33,62
	TOTAL Buena	48,59	44,26
	Regular	44,17	46,76
	Mala	7,24	8,98
	TOTAL Mala	51,41	55,74
Núm. dificultades em las AVD´s	ninguna	84,98	77,76
	1 dificultad	7,03	10,60
	2 dificultades	3,12	5,41
	3 dificultades o +	4,87	6,22
	por lo menos 1	15,02	22,24
Indicador Compuesto de Salud	ningún problema	4,13	1,90
	1 problema	13,09	5,22
	2 problemas	18,27	8,85
	3 problemas	14,60	10,68
	4 problemas	10,25	11,81
	5 problemas o +	39,65	61,54
Núm. enfermedades crónicas	ninguna	27,57	17,82
	1 enfermedad	31,41	26,53
	2 enfermedades	23,45	28,98
	3 enf. o +	17,58	26,66
	por lo menos 1	72,43	82,18

Fonte: SABE, São Paulo, 2000

Tabla 4: Tasas de actividad de los mayores de 60 años según las diversas variables explicativas. Sao Paulo, 2000.

		Tasa de actividad (%)	
		hombres	**mujeres**
Grupos de edad	60-64	57,56	26,51
	65-69	43,96	18,09
	70-74	30,31	14,66
	75-79	21,10	10,13
	80 o más	8,84	2,04
Años de estudio	hasta 1 año	28,27	13,00
	2 a 4 años	43,15	17,12
	5 a 8 años	40,41	23,77
	9 a 11 años	46,88	18,31
	12 o más	57,90	37,99
Estado conyugal	nunca se casó	29,74	26,74
	unido actualmente	42,91	17,77
	acabó unión	32,42	15,67
Número de hijos vivos	ningún hijo	34,10	17,31
	1 a 2 hijos	38,79	16,64
	3 a 4 hijos	42,05	16,02
	5 hijos o más	42,97	19,00
Renta de no-trabajo (SM)	sin rendimientos	66,30	19,01
	hasta 1 SM (incl.)	39,46	15,69
	de 1 a 2 SM	40,91	16,21
	de 2 a 3 SM	27,95	17,52
	de 3 a 5 SM	31,81	13,77
	de 5 a 10 SM	32,29	19,73
	más de 10 SM	36,91	20,13
Bienes del domicilio	hasta 1	37,00	16,02
	2-3	36,15	13,23
	4-5	31,87	18,91
	6-7	48,72	17,82
Auto Percepción de Salud	Excelente	45,59	32,54
	Muy Buena	58,69	14,80
	Buena	47,72	19,74
	TOTAL Buena	48,86	20,47
	Regular	35,39	15,40
	Mala	17,28	9,53
	TOTAL Mala	32,83	14,45
Núm. dificultades em las AVD´s	ninguna	44,26	19,80
	1 dificultad	27,94	11,95
	2 dificultades	26,76	5,53
	3 dificultades o +	4,42	2,39
	por lo menos 1	20,06	17,11
Indicador composto de saúde	0 problemas	50,51	40,21
	1 problemas	54,00	28,18
	2 problemas	47,76	21,86
	3 problemas	48,25	20,16
	4 problemas	43,34	17,91
	5 probl. ou mais	28,37	14,10
Núm. enfermedades crónicas	ninguna	47,44	21,93
	1 enfermedad	45,02	17,19
	2 enfermedades	29,92	16,65
	3 enf. o +	36,35	14,33
	por lo menos 1	38,03	16,07
	TOTAL	40,62	17,11

Fonte: SABE, Sao Paulo 2000

Tabla 5: Estimación de las medidas de salud. Hombres de 60 años o más, Sao Paulo, 2000.

	APS(2) logit odds	**APS(5) ologit** odds	**AVD(2) logit** odds	**indsaude regr. Lin.** coeficiente
60-64 años	1,000	1,000	1,000	0,000
65-69 años	1,895**	1,143	1,216	0,889*
70-74 años	1,687*	1,116	1,718*	1,860***
75-79 años	1,540*	1,237	2,733**	1,931***
80 o + años	1,689*	1,179	4,104***	4,379***
sin estudios	1,000	1,000	1,000	0,000
2-4 años de estudio	0,759	0,653*	0,861	-1,391***
5-8 años de estudio	0,521*	0,526*	0,500	-1,954***
9 o + años de estudio	0,289***	0,252***	0,428*	-1,94***
unido	1,000	1,000	1,000	0,000
soltero (nunca casó)	1,353	1,583	0,584	0,4805490
separado	0,577**	0,601**	0,929	-0,4179494
no vivó en el campo (antes 15 años)	1,000	1,000	1,000	0,000
vivó en el campo (antes 15 años)	1,046	1,414*	1,501	0,4337339
enfermedades antes 15 años	1,221*	1,049	1,282*	-0,0122698
nunca fumó	1,000	1,000	1,000	0,000
fuma o fumó	1,063	1,025	1,853*	0,81*
no bebe alcohol	1,000	1,000	1,000	0,000
alcohol (hasta 20 vasos/mes)	0,512*	0,587*	0,405*	-1,079*
alcohol (+ de 20 vasos/mes)	0,503***	0,577***	0,731	-0,922**
constante	1,327		0,054***	4,471***

LR chi2	93,95	106,1	61,75
g, L,	14	14	14
Prob> chi2	0,0000	0,0000	0,0000
Log likelihood	-550,540	-1016,02	-337,587

Source	SS	df	MS
Model	2698,89	14	192,77755
Residual	14737,45	856	17,21665
Total	17436,34	870	20,41769

cut1		-3,634062	
cut2		-2,699632	
cut3		-0,412168	
cut4		2,371622	

Num. obs=	871
F(12, 858)=	11,2
Prob > F=	0,0000
R-squared=	0,1548
Adj R2=	0,141
Root MS	4,1493

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la SABE, Sao Paulo, 2000

Significancia: * P<0.10; ** P<0.01; ***P<0.001

Tabla 6: Estimación de las medidas de salud. Mujeres de 60 años o más, Sao Paulo, 2000.

	APS(2) logit	**APS(5) ologit**	**AVD(2) logit**	**indsaude regr. Lin.**
	odds	odds	odds	coeficiente
60-64 años	1,000	1,000	1,000	0,000
65-69 años	1,434*	1,129	0,764	0,1347236
70-74 años	0,963	0,876	1,098	0,6696*
75-79 años	1,489*	1,181	1,484*	1,6052***
80 o + años	0,809	0,854	2,740***	4,094***
sin estudios	1,000	1,000	1,000	0,000
2-4 años de estudio	0,786	0,760*	0,761*	-1,946***
5-8 años de estudio	0,428***	0,326***	0,556*	-2,998***
9 o + años de estudio	0,331***	0,288***	0,618*	-2,985***
unido	1,000	1,000	1,000	0,000
soltero (nunca casó)	0,848	0,851	0,950	0,1085440
separado	0,887	0,895	1,003	0,1937868
no vivó en el campo (antes 15 años)	1,000	1,000	1,000	0,000
vivó en el campo (antes 15 años)	1,156	1,389**	1,020	-0,2906745
enfermedades antes 15 años	0,993	1,036	0,932	-0,0503297
nunca fumó	1,000	1,000	1,000	0,000
fuma o fumó	1,790***	1,802***	1,077	0,3384914
no bebe alcohol	1,000	1,000	1,000	0,000
alcohol (hasta 20 vasos/mes)	0,445**	0,340***	0,319*	-1,700**
alcohol (+ de 20 vasos/mes)	0,864	0,440**	0,859	-1,144*
constante	1,692*		0,336***	7,551***

LR chi2	83,97	149,84	63,63
g, L,	14	14	14
Prob> chi2	0,0000	0,0000	0,0000
Log likelihood	-791,226	-1477,615	-626,280

Source	SS	df	MS		
Model	5101,72	14	364,40828		
Residual	22214,42	1227	18,14661		
Total	27316,13	1241	22,01139		

cut1	-3,322066
cut2	-2,417929
cut3	-0,343837
cut4	2,375444

Num. obs=	1242
F(12, 858)=	20,13
Prob > F=	0,0000
R-squared=	0,1868
Adj R2=	0,1775
Root MS	4,255

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la SABE, Sao Paulo, 2000

Significancia: * P<0.10; ** P<0.01; ***P<0.001