

# ¿VARIÁN LOS RETORNOS A LA ESCOLARIDAD A TRAVÉS DE RAMAS INDUSTRIALES? EVIDENCIA PARA EL CASO DE LA MANUFACTURA DE SAO PAULO, BRASIL

Donald Robbins<sup>\*</sup>  
Mari Minowa<sup>\*\*</sup>

## EXTRACTO

Mientras los trabajos anteriores sobre la distribución del ingreso en Brasil han enfatizado el rol jugado por factores de demanda para explicar la tasa de retorno a la escolaridad, muy pocos trabajos han estudiado la variación de los retornos a la escolaridad a través de ramas industriales. En este trabajo se encuentra gran variación en los retornos a la escolaridad a través de ramas industriales durante 1977. Los datos corresponden al sector manufacturero de Sao Paulo, Brasil. Estos retornos aparecen positivamente correlacionados con los diferenciales de salarios interindustriales, sugiriendo que los premios salariales (*wage premia*) no competitivos son proporcionalmente mayores para trabajadores con más educación, y que las firmas no competitivas elevan el retorno promedio de la educación. Las ramas industriales con altas tasas de retorno a la escolaridad tienden a ser multinacionales, a la vez que son caracterizadas por tecnología de avanzada y mayores tasas de protección efectiva.

## ABSTRACT

While previous work on Brazilian income distribution emphasized demand explanations for the rate of return to schooling, little work has focused on the variation in the return to schooling over industries. We find large variation in the return to schooling across industries, in 1977 Sao Paulo, Brazil. These returns are positively correlated with interindustry wage differentials, suggesting that non-competitive wage premia are proportionately larger for more educated workers, and non-competitive firms raise the average return to schooling. Industries with high rates of return to schooling tend to be multinational, use advanced technology, and have higher effective rates of protection.

<sup>\*</sup>Harvard Institute for International Development, U.S.A.

<sup>\*\*</sup>Department of Economics, Cornell University.



# ¿VARIÁN LOS RETORNOS A LA ESCOLARIDAD A TRAVÉS DE RAMAS INDUSTRIALES? EVIDENCIA PARA EL CASO DE LA MANUFACTURA DE SAO PAULO, BRASIL\*

Donald Robbins  
Mari Minowa

## 1. INTRODUCCIÓN

Muchos especialistas han concluido que la distribución del ingreso en Brasil se deterioró durante la década de los años 1960, y comienzos de los 1970, para posteriormente permanecer relativamente constante, excepto por las variaciones cíclicas (Bacha y Taylor, 1980; Bonelli y Saedlacek, 1989). La evidencia de muchos países muestra que la educación es el factor más importante para explicar la distribución del ingreso (véase Fields, 1980). La educación explica gran parte de la varianza de los salarios de los trabajadores en la mayoría de los países, especialmente en los países en vías de desarrollo (LDC) donde la tasa de retorno a la educación es mayor, y la distribución de la educación es más desigual (Psacharopoulos, 1985). Esta estrecha relación entre educación y distribución del ingreso ha sido también confirmada para Brasil en diversos estudios (*inter alia* Fishlow, 1972; Langoni, 1973a, 1973b; Velloso, 1975; Senna, 1976; Castello Branco, 1979; Medeiros, 1982; Ferreira da Silva, 1987; Lam y Levison, 1989, 1990; Almeida y Barros, 1991).

La tasa de retorno a la escolaridad varía a través del tiempo y de regiones geográficas. En estudios comparativos de países, Brasil tiene uno de las más altas tasas de retorno a la escolaridad, aún entre los países en vías de desarrollo [Psacharopoulos (1985)]. Estudios acerca del empeoramiento en la distribución del ingreso en Brasil, realizados en las décadas de los años 1960 y 1970, mostraron que la tasa de retorno a la escolaridad aumentó a través del tiempo. Más recientemente, Almeida y Barros (1991) han indicado que hay diferencias significativas y estables en la tasa de retorno a la educación a través de las distintas regiones de Brasil. Sin embargo, se ha dedicado menos atención a la

\* *Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 19, n°1, junio de 1992.



variación en la tasa de retorno a la escolaridad entre industrias, dentro de cada región.

Las explicaciones para el deterioro de la distribución del ingreso en Brasil en las décadas de 1960 y 1970, se han centrado ampliamente en factores del lado de la demanda en el mercado del trabajo, los cuales afectan la tasa de retorno de la educación. El enfoque basado en factores de demanda, emergió debido a que la evolución de los factores de oferta parecen contradecir los hechos efectivamente observados. Los economistas generalmente argumentan que el fuerte aumento de trabajadores con educación superior debería haber disminuido los retornos a la educación superior a finales de la década de 1960 y comienzos de 1970, tendiendo a igualar la distribución del ingreso.<sup>1</sup> Bacha y Taylor (1980) revisaron las principales teorías por el lado de la demanda para explicar este deterioro. Estas son las hipótesis del "Efecto Kuznets", las "Diferencias de Habilidades", la "Compresión de Salarios", y la "Dispersión Salarial". Cada una de estas hipótesis explica el aumento en la tasa de retorno a la escolaridad con argumentos por el lado de la demanda. El efecto Kuznets plantea que el deterioro en la distribución del ingreso fue un desequilibrio producto del crecimiento de la industria urbana moderna. La hipótesis de Diferencias en Habilidades (Langoni, 1973a, 1973b) establece que, en promedio durante este período, el crecimiento fue habilidad-intensivo, de forma que con una baja elasticidad de sustitución entre los distintos tipos de trabajo, la tasa de retorno a la escolaridad aumentó. La hipótesis de Compresión de Salarios expone que las políticas gubernamentales, en particular las de salarios mínimos y las de retrasar fórmulas de salarios por negociación colectiva, empeoraron la distribución del ingreso. La teoría de Dispersión Salarial expone que algunas firmas traspasaron mayores ganancias a sus trabajadores con mayor educación, mientras que los trabajadores con poca educación recibieron salarios que estuvieron sujetos al piso salarial. Por lo tanto, debido a las altas ganancias y a un piso salarial decreciente se ensanchó la brecha entre los salarios de los trabajadores de distintos niveles de educación, aumentando la tasa de retorno a la escolaridad dentro de la firma y en general.

**Dispersión salarial, mercados laborales internos (*Internal Labor Markets*) y salarios de eficiencia.** La hipótesis de Dispersión Salarial está estrechamente relacionada a la idea de los mercados laborales internos (MLI) (véase Doeringer y Piore, 1971), que ganó popularidad en los comienzos de la década de 1970, y

<sup>1</sup> Ha habido, por supuesto, detractores de esta posición. Por ejemplo, Morley (1981) argumentó que la importancia de un aumento en la oferta de graduados de educación superior ha sido exagerada. Argumentó también que la medida apropiada del bien ofrecido no es escolaridad, sino que habilidad, consistente en mayor escolaridad y experiencia. De este modo, mientras la oferta de graduados de la educación superior ha crecido rápidamente, la oferta de habilidades ha quedado rezagada.



fue ampliamente discutida en relación a Brasil en igual década y también comienzos de 1980 (Véase Macedo, 1974; Morley, 1981).<sup>2</sup> La hipótesis de Dispersión Salarial y la idea relacionada a los MLI se corresponde estrechamente con modelos no competitivos del mercado del trabajo -modelos donde las firmas encuentran su beneficio máximo pagando a los trabajadores por sobre su costo de oportunidad. Estos incluyen modelos de salarios de eficiencia (Yellen, 1984; Stiglitz, 1986) y modelos *insider-outsider* (Lindbeck y Snower, 1986). Estos modelos enfocan cómo los factores del lado de la demanda afectan la estructura de salarios y empleo, sugiriendo que las características de la firma son determinantes significativas de la estructura salarial, y que esa estructura de salarios puede variar a través de firmas de acuerdo a diferencias en las tecnológicas y en los mercados del producto. Mientras la Dispersión Salarial y los modelos relacionados a los MLI predicen que las funciones de ingresos varían a través de las firmas, y son afectadas por características de las firmas, ellas fueron formuladas antes que la validez analítica de los modelos no competitivos fuera establecida en la década de 1980. Por lo tanto, ellas fueron formuladas en gran parte dentro de un contexto de mercado del trabajo competitivo y no predicen que los niveles de salarios de equilibrio difieran a través de las industrias para trabajadores idénticos.

Los modelos no competitivos van más allá que los modelos de Dispersión Salarial y de los MLI y predicen variaciones en los niveles de salarios a través de

<sup>2</sup> El MLI es un amalgama de ideas, yendo desde la teoría neoclásica a las perspectivas sociológicas e institucionales sobre organización y mercado del trabajo. La idea emergió parcialmente en respuesta al reconocimiento de que en la economía de Estados Unidos predominan largos turnos de trabajo (Hall, 1982; Osterman, 1984). Desde la perspectiva neoclásica, la esencia de los MLI es que la firma encuentra su maximización de utilidades ideando esquemas de promociones e incentivos que están aislados de la competencia directa de los mercados externos. El foco institucional de los MLI enfatiza cuatro factores: habilidad específica, entrenamiento en el trabajo (OJT), clientela y sindicatos. La consideración de los largos turnos de trabajo condujo a los economistas a enfocarse en la organización del trabajo dentro de las firmas, para observar que los contratos fueron hechos frecuentemente por medio de promociones internas más que a través de contrataciones competitivas externas, y para explorar como los salarios podrían desviarse de la productividad marginal. Los MLI, son vistos como respuestas de las firmas a diversos problemas de motivación de los trabajadores. Estos problemas incluyen el conseguir esfuerzo del trabajador cuando el monitoreo es costoso; el persuadir a los trabajadores con experiencia para que entrenen a aquellos trabajadores recién contratados o ascendidos; impedir que trabajadores con capital humano específico a la firma extraigan rentas; y prevenir la pérdida de capital humano específico a través de la rotación laboral. Los MLI están considerados como una respuesta institucionalizada a estos problemas de incentivos. La característica clave de esta respuesta son las jerarquías internas de trabajo, y un fuerte énfasis en los ascensos basados en la antigüedad, que legitime el control jerárquico (Osterman, 1984). Piore (1973) argumenta que los MLIs tienden a requerir grandes mercados de productos, sobre los cuales las firmas tienen un control significativo, para sostener la especialización de las ocupaciones dentro de la firma, y para mantener la estructura interna estable.



las industrias para trabajadores idénticos. El establecer un salario no competitivo puede conducir a un equilibrio con desempleo involuntario, rigidez salarial en firmas no competitivas y niveles de salarios que difieren a través de las firmas para trabajadores idénticos. Las firmas podrían pagar por sobre el costo de oportunidad de los trabajadores por muchas de las razones asociadas a los incentivos, que también son importantes en la hipótesis de MLI. Estas incluyen el conseguir esfuerzo de los trabajadores cuando el monitoreo es costoso, minimizar los costos de rotación, aumentar la calidad del conjunto de aspirantes, o disminuir la probabilidad de sindicalización. Las firmas podrían también estar dispuestas a pagar un premio para retener a los trabajadores con productividad específica a la firma, cuando los contratos no pueden arbitrar las rentas al capital humano específico (Klein, 1978, 1984; Robbins, 1988, capítulo 2).

El *testeo* de las teorías no competitivas se ha enfocado en si existen o no "premios salariales" (*wage premia*)\* a través de las industrias, los cuales no pueden ser atribuidos a la no existencia de esa categoría de trabajo o a la calidad del trabajador o a desequilibrios del mercado del trabajo. Una vasta literatura ha emergido sobre diferencias salariales interindustriales y entre firmas, acumulando una fuerte evidencia respecto a la existencia de firmas no competitivas (Katz, 1986). Para Brasil, Robbins (1989b) encontró diferencias salariales interindustriales estadísticamente significativas para el sector manufacturero en Sao Paulo, las cuales están fuertemente correlacionadas con las diferencias salariales observadas en los Estados Unidos. Sin embargo, la posibilidad de que tales diferencias salariales estén sistemáticamente relacionadas con la tasa de retorno a la escolaridad no ha sido examinada.

Este artículo explora la relación entre escolaridad y distribución del ingreso en Brasil centrándose en las explicaciones por el lado de la demanda para la diferencia en los retornos a la escolaridad. Al igual que en la hipótesis de Dispersión Salarial, exploramos la evidencia de diferencias en la tasa de retorno a la escolaridad entre las firmas. Examinando empíricamente la posibilidad de que la tasa de retorno a la escolaridad varíe sistemáticamente a través de las industrias, se usan datos de corte transversal provenientes del *Relação Anual de Informações Sociais* (RAIS), 1977 sobre firmas manufactureras en Sao Paulo. La sección 2 discute la relación entre la tasa de retorno a la escolaridad y los modelos del mercado del trabajo no competitivos, argumentando que las

\* N. del T. *Wage premia* se refiere al pago de un monto (premio) por sobre el nivel de salarios de equilibrio.



especificaciones tradicionales de modelos no competitivos han ignorado la posibilidad de esta relación, y que la tasa de retorno a la escolaridad podría covariar positivamente con los diferenciales de salarios. La sección 3 presenta los datos y los resultados, en dos secciones. Primero se presentan las pruebas de heterogeneidad de las funciones de ganancias a través de las industrias, reconociendo que los valores de los test F tradicionales podrían ser demasiado bajos. Usando valores críticos empíricos bayesianos más restrictivos, no es posible rechazar la heterogeneidad en las funciones de ganancia. Luego, se examina la estructura de las funciones de ganancia, mirando las correlaciones entre las tasas estimadas de retorno a la escolaridad, retornos a otras variables, y diferenciales de salarios estimados. Entonces se encuentra que las industrias con altos salarios tienen más altas tasas estimadas de retorno a la escolaridad. En la segunda parte de la sección 3, examinamos la relación entre la tasa estimada de retorno a la escolaridad y las características de la industria. Se encuentra en este trabajo que industrias con más altas tasas de retorno a la escolaridad son más capital intensivas, más dinámicas, usan generalmente tecnologías más sofisticadas, tienen un mayor porcentaje de ventas a firmas multinacionales, y cuentan con mayores tasas de protección efectiva. Esta sección finaliza con una interpretación de estos resultados. En la sección 4 se presentan las conclusiones.

## 2. MODELOS NO COMPETITIVOS Y VARIACIONES EN LA TASA DE RETORNO A LA ESCOLARIDAD A TRAVÉS DE LAS FIRMAS

Antes de examinar directamente los modelos no competitivos, es útil analizar una derivación simple de la función de ingresos, para luego discutir brevemente las modificaciones de esta formulación que permiten generar funciones de ingresos que varían a través de las firmas (véase Becker, 1964; Mincer, 1974; Willis, 1986). Suponiendo que los trabajadores poseen diferentes dotaciones de capital humano homogéneo,  $HC_i^3$ , en equilibrio, el salario del  $i$ -ésimo trabajador,  $W_i$ , será proporcional a  $HC_i$ ,

$$W_i = A \cdot HC_i, \quad (1)$$

Donde  $A$  es la renta del capital humano. Siendo el capital humano una función exponencial de un vector de insumos  $X$ , tales como escolaridad y experiencia, y agregando un término estocástico,  $e_i$ , podríamos escribir la función de producción de capital humano como:

$$HC_i = \exp(X_i' \beta + e_i). \quad (2)$$

<sup>3</sup>Véase Willis (1986) para una discusión sobre capital humano homogéneo versus heterogéneo.



Luego, sustituyendo (2) en (1) y tomando el logaritmo, obtenemos la función estándar semilogarítmica de ingresos:

$$\ln(W_i) = \alpha + X_i' \beta + e_i. \quad (3)$$

En esta formulación, los parámetros de la ecuación,  $\alpha$  y  $\beta$ , son fijos a través de las firmas de un mismo lugar y en un momento del tiempo determinado.

Algunas teorías, sin embargo, conducen a funciones de ingresos cuyos parámetros podrían variar a través de las firmas. En particular, se trata de modelos donde las firmas necesitan incentivar la acumulación de capital humano específico, o por medio de un estricto monitoreo conseguir esfuerzo de parte del trabajador, lo cual puede resultar en perfiles de salarios crecientes con la antigüedad. En modelos competitivos del mercado del trabajo con perfiles de antigüedad, el coeficiente de posición caerá para compensar los mayores retornos a la antigüedad. Escribiendo el vector  $X$  como  $X=(S,T,Z)$ , donde  $S$  es años de escolaridad,  $T$  es antigüedad y  $Z$  es un vector de otros insumos utilizados en la producción de capital humano, podemos obtener la siguiente especificación:

$$\ln W_i = \alpha_0 + \alpha_f + \beta_s \cdot S_i + \beta_{T,f} \cdot T_i + Z_i' \delta + e_i \quad (4)$$

Ignorando el factor de descuento, la competencia entre las firmas entrega como resultado la igualdad en los ingresos esperados promedios, haciendo que la ecuación (4) está sujeta a una restricción de la forma  $\alpha_f = -\beta_{T,f} T^*$ , donde  $T^*$  es el valor de la antigüedad para un período de trabajo completo. En esta formulación, la función de ingresos varía a través de las firmas, pero la tasa de retorno a la escolaridad,  $\beta_s$ , es constante a través de ellas.

Modelos no competitivos de determinación de salarios, en los cuales las firmas encuentran sus utilidades máximas al pagar a los trabajadores por sobre su costo de oportunidad, también conducen a funciones de ingresos que varían a través de las firmas. Sin embargo, en contraposición a los modelos competitivos recién discutidos, los salarios promedios para trabajadores idénticos diferirán a través de las firmas. Especificaciones empíricas de modelos no competitivos, típicamente utilizan datos a nivel de industrias, moviéndose de firmas a industrias bajo el supuesto de que las firmas son mucho más parecidas entre ellas que a través de industrias. En consecuencia, algunas industrias podrían ser dominadas por firmas no competitivas; nos referiremos a éstas como "industrias no competitivas". Estas especificaciones empíricas suponen que todos los parámetros de la función de



ingreso son constantes a través de industrias, como en la ecuación (3), excepto por el coeficiente de posición que varía a través de las industrias,  $\alpha = \alpha_{IND}$ :

$$\ln W_i = \alpha_{IND} + X_i' \beta + e_i \quad (5)$$

Esta formulación nos lleva a una tasa constante de retorno a la escolaridad, lo que implica que todos los trabajadores en una industria no competitiva, sin importar su nivel de capital humano, ganan una proporción constante asociada a los años de escolaridad. ¿Por qué industrias no competitivas deberfan tratar a trabajadores con diferentes niveles de capital humano de forma simétrica?

Las industrias podrían solo pagar premios no competitivos para algunos trabajadores en la industria, o bien pagar premios proporcionalmente más pequeños a un grupo de trabajadores y no a otros. En lo sucesivo, nos referiremos a esto como premio salarial "asimétrico" versus premio salarial "simétrico". Una distribución asimétrica de premios salariales entre las industrias surgiría si las consideraciones que conducen a un premio no competitivo sólo se aplicaran para algunos trabajadores, o se aplicaran en grados diferentes a través de grupos de trabajadores en la industria. Por ejemplo, en el modelo de *shirking* ("distracción del trabajo") utilizado en la teoría de salarios de eficiencia, si los costos de monitorear son insignificantes para trabajadores con poca educación como los obreros, pero relativamente altos para trabajadores con un mayor nivel de educación, entonces, el premio salarial, expresado como un porcentaje de los salarios en las industrias competitivas, aumentará con la escolaridad. Esto resultaría en una tasa de retorno a la escolaridad más alta dentro de las industrias no competitivas que en las competitivas. Otros modelos no competitivos que conducen a la instauración de premios salariales podrían también aplicarse asimétricamente a trabajadores con diferentes niveles de educación. En la medida que los premios salariales son distribuidos asimétricamente a través de los trabajadores según el nivel de escolaridad, las correspondientes tasas de retorno existente se desviarán de la tasa de retorno existente en industrias competitivas.

Para permitir que tanto los niveles como la pendiente varíen a través de las industrias, adoptamos una especificación que permita que todos los coeficientes de la función de ganancia varíen a través de las industrias:

$$\ln W_i = \alpha_f + X_i' \beta_f + e_i \quad (6)$$

Otra razón para adoptar esta especificación general, más que una especificación que permita variaciones solo en el coeficiente de escolaridad, es que los retornos a la ocupación podrían variar inversamente con el coeficiente de posición. Esta



fue la predicción de Lazear (1981) y de los modelos de capital humano específico discutidos anteriormente.<sup>4,5</sup>

### Estructura en la variación de la tasa de retorno a la escolaridad en las industrias.

Las diferencias en la tasa de retorno a la escolaridad a través de las industrias podrían estar sistemáticamente relacionadas a las diferencias salariales interindustriales. La tasa de retorno a la escolaridad estará positivamente correlacionada con los diferenciales de salarios interindustriales, en el caso que industrias de altos niveles de salarios paguen proporcionalmente mayores premios salariales a los trabajadores más educados.<sup>6</sup> Mientras el signo de esta correlación es finalmente una cuestión empírica, hay cuatro razones para que la correlación sea positiva. Primero, las tareas desempeñadas por los trabajadores en producción en las firmas modernas son altamente rutinarias y cuantificables. Cuando el nivel de educación es mayor, el trabajo tiende a ser más variado, menos cuantificable, y por lo tanto, más costoso de monitorear. Segundo, la tecnología para monitorear podría mostrar retornos crecientes a la escala, con costos de monitoreo por trabajador decrecientes con el tamaño del grupo homogéneo controlado. Tercero, las responsabilidades de supervisión tienden a aumentar con la educación, amplificando su impacto sobre la productividad. La cuarta razón se refiere a los incentivos relacionados al capital humano específico.

<sup>4</sup> Akerlof y Katz (1986) argumentan que Lazear (1981) está equivocado: que un perfil salario-ocupación con pendiente positiva no resolverá completamente el problema de monitoreo cuando éste es costoso y sustituto a la instauración de un premio salarial. La verdad yace entre Lazear (1981) y Akerlof y Katz (1986). Mientras que, como Akerlof y Katz argumentan, el trabajador no tiene un bono acumulado al momento del contrato, tales perfiles podrían reducir la recompensa salarial a pagar, ya que desde el momento del contrato el trabajador comienza a acumular un bono implícito. Esto reducirá -no eliminará- el monto de la recompensa salarial que las firmas necesitan pagar para prevenir el que los trabajadores esquiven el trabajo. Por lo tanto, es posible que este intercambio coexista con resultados de salarios de eficiencia, a pesar que se esperaría que, como los perfiles de antigüedad crecen más fuertemente y son compensados por las disminuciones en las compensaciones en el coeficiente de posición de las funciones de ganancia, los diferenciales de salarios disminuirían.

<sup>5</sup> Mientras esta discusión se ha enfocado sobre la posibilidad de que la tasa de retorno a la escolaridad varíe a través de las firmas, la tasa de retorno a las otras variables que reflejan capital humano general podrían también variar a través de las firmas. Esto es debido a que el premio salarial pagado a un grupo particular dentro de una firma sería establecido como una proporción de los costos de oportunidad de estos trabajadores. Los costos de oportunidad serán proporcionales a variables que reflejen capital humano general, y no proporcionales a variables de capital humano específico. De este modo, la tasa de retorno a las variables de capital humano general podrían variar a través de las firmas.

<sup>6</sup> Si el salario mínimo aumentara los salarios de los trabajadores de baja productividad por encima de sus salarios competitivos, en vez de desemplearlos, esto allanaría el perfil salario-escolaridad pudiendo sesgar la correlación estimada entre la tasa de retorno a la escolaridad y las diferencias salariales interindustriales. Sin embargo, siguiendo la teoría tradicional, se supone que un salario mínimo obligatorio trunca la distribución de trabajadores empleados, y no conduce a este sesgo. Además, otro estudio de estos datos (Robbins, 1992) encuentra que para la mayoría de los trabajadores y firmas el salario mínimo no fue restrictivo en este caso.



Los trabajadores podrían acumular capital humano específico cuyas cuasi-rentas no pueden ser disminuidas con el contrato (Klein, 1978, 1984; Robbins, 1988, capítulo II) y es probable que los trabajadores con mayor educación acumulen más capital humano específico, si la educación general y el capital humano específico son complementos -como la reciente literatura sobre entrenamiento sugeriría (véase Psacharopoulos, 1987). Estas razones apuntan a la posibilidad de que la tasa de retorno a la escolaridad podría ser más alta en industrias de altos salarios. Nos volcaremos ahora al trabajo empírico para ver si esta predicción es corroborada.

Trabajos empíricos sobre las diferencias salariales interindustriales en los Estados Unidos (Dickens y Katz, 1987) y en Brasil (Robbins, 1989a) encontraron que industrias con altos salarios pagan salarios mayores que el promedio a sus trabajadores a través de grupos ocupacionales (segmentos educacionales, para Brasil) dentro de las industrias. En otras palabras, las industrias que pagaban premios salariales a trabajadores en algunos grupos ocupacionales (o por escolaridad), generalmente pagan premios salariales a trabajadores en otros grupos ocupacionales (o por escolaridad). Sin embargo, estos resultados no muestran proporcionalidad estricta del logaritmo del premio salarial al capital humano general. Estos son consistentes con industrias que pagan premios proporcionalmente más altos a trabajadores de diferentes ocupaciones y niveles de escolaridad. En ese caso, la tasa de retorno a la escolaridad podría diferir a través de las industrias, y estar correlacionada con diferenciales salariales interindustriales. Para examinar esta posibilidad, se estudiará la correlación entre la tasa de retorno estimada a la escolaridad y los diferenciales salariales estimados, la cual como hemos argumentado es probablemente positiva.

Enseguida, se estudiarán los datos y los resultados, donde primero se probará la variabilidad de las funciones de ganancias, para luego examinar la estructura de esa variabilidad, enfocándose en la relación entre la tasa de retorno a la educación y las diferenciales de salarios.

### 3. DATOS Y RESULTADOS

Se presentarán los resultados en dos partes. En la primera parte, se comprobará la heterogeneidad de las funciones de ganancias a través de las industrias, y luego se examinará la estructura de esa variación, en términos de la covarianza de los coeficientes estimados a nivel industrial entre ellos y con los niveles de salarios estimados. En la segunda parte, se presentarán los resultados que relacionan las tasas estimadas de retorno a la escolaridad en la industria y las características de la firma promedio por industrias.



### 3.1. Heterogeneidad de las funciones de utilidad: variación en la tasa de retorno a la escolaridad y su estructura

Los datos usados para estimar las funciones de ganancia son una muestra de trabajadores hombres de firmas manufactureras privadas en Sao Paulo, obtenidos del RAIS, 1977, un censo de los trabajadores de las firmas del sector formal. Se obtuvieron 77.691 observaciones en la muestra final de trabajadores hombres. Las medias y desviaciones estándar de las variables claves son presentadas en el Apéndice B.

En la ecuación (6) en la sección 2 las funciones de ganancia podían variar libremente a través de las industrias. Aquí se estima esta ecuación para industrias a dos dígitos. Las siguientes variables fueron incluidas como regresores (véanse los apéndices para los resúmenes estadísticos de estas variables) en todas las funciones de ganancias estimadas, donde la variable dependiente fue el log del salario:

S	:	años de escolaridad
SSQ	:	años de escolaridad al cuadrado (este término fue usado solo en la especificación cuadrática de la escolaridad)
X	:	años de experiencia, usando la proxi: edad - años de escolaridad - 6
XSQ	:	años de experiencia al cuadrado
T	:	años de ocupación en la firma
TSQ	:	años de ocupación al cuadrado
T*S	:	interacción entre ocupación y educación
X*S	:	interacción entre experiencia y educación
T*X	:	interacción entre ocupación y experiencia
NODEPS	:	número de dependientes
DMIG1	:	igual a 1 si es un emigrante reciente en las dos etapas, 0 en otro caso
DMIG2	:	igual a 1 si el trabajador es un emigrante reciente en una etapa, 0 en otro caso
DMIG3	:	igual a 1 si el trabajador no es un emigrante reciente, 0 en otro caso
IMIG	:	igual a 1 si el trabajador es un inmigrante, 0 en otro caso
DCIVIL1	:	igual a 1 si es casado, 0 en otro caso
LOGNOCU	:	logaritmo del número de trabajos en las firmas en Sao Paulo
LOGNOBR	:	logaritmo del número de trabajos en las firmas en Brasil



El análisis se enfoca en los retornos brutos de tres variables: años de escolaridad, S; años de experiencia, X; y años de ocupación en la firma, T.

Los resultados preliminares de las regresiones donde los datos están segmentados por años de escolaridad, sugieren que estimar las funciones de ganancia con la escolaridad al cuadrado es superior a la especificación del log (salario) como una función lineal en la escolaridad. Los resultados de las ecuaciones de salario que son cuadráticas en la escolaridad corresponden estrechamente a los resultados de las regresiones segmentadas que son lineales en la escolaridad. Más adelante, junto con algunos resultados seleccionados de la especificación "lineal en escolaridad", el análisis se enfocará en los resultados de la especificación "cuadrática en escolaridad". Véase Apéndice C para los resultados de las regresiones segmentadas, y las regresiones lineales en escolaridad para el nivel industrial.

### 3.1.1. Heterogeneidad de la ecuación de salario

Hay una gran varianza en los coeficientes estimados a través de las industrias de la mayoría de las variables. Los parámetros estimados para las variables claves en las funciones de ganancia a nivel de industrias con la escolaridad lineal son presentados en el Apéndice D. Nótese los altos  $t$  estadísticos, y el hecho de que valores más altos no conducen a una convergencia en los parámetros estimados. La tabla 1 presenta las correspondientes derivadas estimadas del logaritmo del salario con respecto a la escolaridad, todas estadísticamente significativas. La media de las derivadas estimadas es 0,172, y la desviación estándar es 0,025. El retorno bruto a la escolaridad más pequeño es de 0,11 y corresponde a la industria del tabaco, mientras que el mayor, 0,219 corresponde a la industria farmacéutica. Por lo tanto, los retornos brutos estimados a la escolaridad varían cerca de un cien por ciento entre la más pequeña y la mayor. Eliminando la industria del tabaco, la mayor derivada estimada es aún un cincuenta por ciento mayor que la derivada más pequeña.

El estadígrafo  $F$  para las diferencias en las funciones de ganancias de las industrias toma un valor de 13, lo que permite rechazar fuertemente la hipótesis nula de homogeneidad. Para muestras de mayor tamaño, sin embargo, Leamer (1978) argumenta que los valores críticos convencionales para el test  $F$  son demasiado bajos, y que el valor debería crecer con el tamaño de la muestra. Se calcularon los valores críticos bayesianos de Leamer para el test  $F$ . El valor resultante es escasamente superior a 11, lo que aún permite rechazar la hipótesis nula de homogeneidad.



**TABLA 1**

**RETORNOS BRUTOS ESTIMADOS A LA ESCOLARIDAD:  
PARA REGRESIONES CON ESPECIFICACIÓN LINEAL EN ESCOLARIDAD**

<b>Industrias</b>	<b><math>\partial \ln W / \partial S</math></b>	<b>Industrias</b>	<b><math>\partial \ln W / \partial S</math></b>
Metalurgia	0,185	Farmacéutica	0,219
Maquinaria	0,196	Perfumes	0,204
Electrónica	0,196	Plásticos	0,197
Transporte	0,148	Textiles	0,148
Madera	0,154	Vestuario	0,175
Muebles	0,165	Alimentos	0,173
Papel	0,186	Bebidas	0,178
Goma	0,153	Tabaco	0,111
Cuero	0,186	Editorial y gráfica	0,154
Químicos	0,191	Construcción civil	0,151
Media			
Desviación estándar			

**Nota:** Todas las derivadas son estadísticamente significativas.

Mirando los resultados para las funciones de ganancia con la escolaridad al cuadrado, el panel A de la tabla 2 presenta los promedios y dispersiones observados de los coeficientes para las variables claves y sus interacciones. La proporción es más alta para los coeficientes de la escolaridad y para la interacción entre ocupación y escolaridad. Con propósitos comparativos, también se listan, en el panel B de la tabla 2, estadísticos similares para otras cuatro variables los cuales no son coeficientes de regresión.



**TABLA 2**

**VARIABILIDAD DE LOS COEFICIENTES ESTIMADOS Y DERIVADOS  
A TRAVÉS DE LAS INDUSTRIAS: PARA REGRESIONES  
CON ESPECIFICACIÓN CUADRÁTICA EN LA EDUCACIÓN**

	Promedio	Dispersión observada (desviación estándar)	Razón de la desviación estándar de la media
<b>A. Variabilidad de los coeficientes de las variables</b>			
Educación	0,0365	0,0796	2,18
Educación <sup>2</sup>	0,0084	0,0047	0,56
Antigüedad	0,2188	0,0589	0,27
Antigüedad <sup>2</sup>	-0,0067	0,0093	1,39
Experiencia	0,0666	0,0244	0,37
Experiencia <sup>2</sup>	-0,0010	0,0005	0,50
Antigüedad educación	-0,0010	0,0026	2,60
Experiencia educación	0,0010	0,0011	1,10
Antigüedad experiencia	-0,0027	0,0015	0,56
<b>B. Variabilidad de las medias de las industrias en educación, ocupación, experiencia y logaritmo del salario</b>			
Educación	5,53	1,29	0,23
Antigüedad	2,41	0,73	0,30
Experiencia	14,10	1,70	0,12
Log salario	7,67	0,38	0,05
<b>C. Variabilidad del logaritmo del salario estimado evaluado en las características del trabajador promedio</b>			
Logaritmo estimado del salario	7,64	0,21	0,03



**TABLA 3**

**RETORNOS BRUTOS ESTIMADOS A LA EDUCACIÓN,  
ANTIGÜEDAD Y EXPERIENCIA  
ESPECIFICACIÓN CUADRÁTICA DE LA EDUCACIÓN**

Industria	$\partial \ln W / \partial S$	$\partial \ln W / \partial T$	$\partial \ln W / \partial X$	R <sup>2</sup>	Tamaño de la muestra
Metalurgia	0,096	0,138	0,042	0,5319	4.946
Maquinaria	0,138	0,220	0,054	0,4969	4.300
Electrónica	0,115	0,119	0,046	0,5799	4.212
Transporte	0,130	0,129	0,043	0,5095	7.885
Madera	0,098	0,155	0,055	0,5036	790
Muebles	0,138	0,159	0,064	0,6100	639
Papel	0,161	0,102	0,049	0,5785	1.533
Caucho	0,102	0,060	0,038	0,4228	1.713
Cuero	0,150	0,141	0,097	0,6705	158
Químicos	0,103	0,174	0,055	0,5422	3.246
Farmacéutico	0,230	0,145	0,067	0,5514	1.878
Perfumes	0,178	0,117	0,049	0,7386	643
Plásticos	0,160	0,174	0,054	0,5645	2.933
Textiles	0,100	0,163	0,050	0,4757	3.654
Vestuario	0,103	0,138	0,034	0,5305	1.196
Alimentos	0,147	0,123	0,047	0,5708	4.643
Bebidas	0,134	0,130	0,030	0,5511	1.499
Tabaco	0,120	0,154	0,025	0,4970	1.034
Editorial y Gráfica	0,055	0,200	0,056	0,4243	2.160
Construcción Civil	0,119	0,140	0,034	0,2241	28.631
<b>Total muestra</b>					
Media	0,129	0,144	0,050		
Desviación	0,037	0,034	0,016		

Nota: Todas las derivadas son estadísticamente significativas.

La tabla 3 presenta, al final de la lista, los retornos brutos estimados de la escolaridad, antigüedad y experiencia —las derivadas de la ecuación estimada del logaritmo del salario con respecto a la escolaridad, antigüedad y experiencia— con sus medias y desviaciones estándar. La dispersión en los retornos brutos estimados es grande. Para las tres variables la razón entre la derivada más alta



y la más baja es aproximadamente 4. Otra medida de dispersión es la razón entre las desviaciones estándar y los promedios estimados. Esta proporción es aproximadamente un tercio para las tres derivadas estimadas. En la tabla 2, se observa que mientras la media y la desviación estándar del logaritmo observado del salario son 7,67 y 0,38 respectivamente (Panel B), los valores correspondientes para el logaritmo estimado del salario evaluado en las características del trabajador promedio son 7,64 y 0,21 (Panel C). Por lo tanto, aproximadamente cincuenta y cinco por ciento de la variación en el logaritmo del salario a través de las industrias podría ser atribuido a la variación en los coeficientes de la ecuación de salario, más que a variación en las características del trabajador promedio.

El estadígrafo F para el test de homogeneidad de las funciones de ganancia a través de las industrias es 13,2. Al igual que en la especificación lineal de la escolaridad, la hipótesis nula de homogeneidad es fuertemente rechazada, usando los valores críticos convencionales así como también los valores críticos bayesianos de Leamer.

El test Swamy es una alternativa, más estricta para el test de homogeneidad que está relacionado a técnicas bayesianas empíricas. Este refleja la posibilidad de que las estimaciones de un grupo individual —en este caso, industrias— podrían ser obtenidas de poblaciones no verdaderamente independientes (Swamy 1970, 1971). El estadístico Swamy compara estimaciones de parámetros ponderados de las funciones de utilidad de la industria con su promedio general. Las estimaciones ponderadas del parámetro son ponderadas por el error estándar promedio entre la media general para todas las industrias y las estimaciones sin restricción a nivel industrial, resultando esto en una disminución (acercamiento) (*shrinkage*) de las estimaciones de los parámetros para la industria hacia la media general. Este acercamiento necesariamente conduce a estimaciones que son menos dispersas que las estimaciones originales. El test Swamy de homogeneidad pregunta si estas estimaciones de parámetros menos dispersas son realmente diferentes de su media general. El estadístico Swamy para los datos usados en este estudio es altamente significativo.<sup>7</sup> Por lo tanto se rechaza fuertemente la hipótesis nula de homogeneidad de las funciones de ganancias.

En conclusión, se encuentra que las funciones de ganancia varían de acuerdo a la industria. Esta variación difiere de la especificación común usada al estimar diferenciales de salarios interindustriales, donde solo el término de intercepto en las funciones de ganancia del logaritmo del salario varía con las industrias. En cambio, hay una amplia dispersión de los coeficientes estimados para la pendiente

<sup>7</sup> El valor chi-cuadrado para el estadístico Swamy con 323 grados de libertad es 24.700, versus un valor crítico de 366 para el 95 por ciento y 384 para 99 por ciento de confianza.



a través de las industrias. En particular, la dispersión en los retornos brutos a la escolaridad<sup>8</sup> parecen ser económicamente grandes y estadísticamente significativos.

### 3.1.2. La estructura de variación en la tasa de retorno a la escolaridad a través de las industrias

La especificación tradicional de la función de ganancias no competitiva supone que si dos trabajadores con diferentes niveles de habilidad se mueven de una industria competitiva a una no competitiva, ellos recibirían igual porcentaje de aumento. Llamamos a esto premio salarial "simétrico". Si los premios salariales son simétricos en las industrias, luego los diferenciales salariales interindustriales estimados deberían estar positivamente correlacionados con los coeficientes de posición de las funciones de ganancias estimadas a nivel industrial. Por otra parte, los diferenciales salariales estimados no deberían estar correlacionados con los coeficientes de pendiente estimados para la escolaridad, antigüedad, y experiencia; la varianza de estos coeficientes de pendiente deberían derivarse del error muestral, y no de las diferencias estructurales en las funciones de ganancia a través de las industrias. Se argumenta aquí que teorías relacionadas a modelos no competitivos predicen premios salariales asimétricos. Para explorar la estructura de esta asimetría, se examinan las correlaciones de las predicciones salariales de las funciones de ganancia estimadas a nivel industrial para trabajadores equivalentes ( $W$ ) con derivadas estimadas del  $\log(\text{salario})$  con respecto a la escolaridad ( $w_e$ ), antigüedad ( $w_T$ ), y experiencia ( $w_x$ ), y el coeficiente de posición.

En la sección 3.1.1, se observó que a nivel industrial las derivadas estimadas del logaritmo de los salarios con respecto a la escolaridad fueron altamente significativas, variando ampliamente a través de las industrias. Estos resultados contradicen el supuesto de simetría. Ahora, en vez de covariar positivamente con los salarios predichos, la correlación del salario predicho con el coeficiente de posición es alta y negativa (-0,42). Esto significa que las industrias que generalmente pagan salarios más altos que las industrias competitivas —en lo sucesivo industrias de salarios altos—, tienen coeficientes de posición más bajos que las otras industrias. Por lo tanto, sus salarios altos deben derivarse de retornos excesivos para alguna, o todas, las variables explicativas.

Se encuentra que para las industrias de salarios altos la única variable que recibe tasas de retorno más altas es escolaridad. Las derivadas estimadas a nivel industrial del logaritmo de los salarios con respecto a la escolaridad, antigüedad

<sup>8</sup> Por retornos brutos se refiere a la medida del retorno a la escolaridad, sin descontar los costos directos y los costos alternativos de adquirir educación.



y experiencia se presentan en la tabla 3. La tabla 4, por su parte, presenta las correlaciones de las derivadas estimadas con los salarios predichos. En la primera columna del Panel A, que presenta las correlaciones evaluadas en las características del trabajador promedio para la muestra completa, vemos que la derivada del log salario con respecto a la escolaridad está positivamente correlacionada, en 0,49, con el salario predicho. Continuando con las columnas dos y tres, vemos que las diferencias en los retornos brutos a la experiencia o antigüedad no están positivamente asociados con el salario premio. Por el contrario, la derivada del log salario con respecto a la antigüedad es fuertemente negativa, en (-0,46), y con respecto a la experiencia es aproximadamente cero.

En los resultados anteriores, se evaluaron las funciones estimadas de ganancias para el trabajador promedio con la muestra completa. Para ver si la estructura de las funciones de ganancias varía considerablemente a través de los trabajadores con diferentes niveles de escolaridad, antigüedad y experiencia, se examinan las correlaciones entre el log salario predicho y las derivadas de escolaridad, antigüedad y experiencia para diferentes niveles en los argumentos de esas variables. El panel B de la tabla 4 presenta las derivadas estimadas del log salario con respecto a la escolaridad, antigüedad y experiencia evaluadas en las características del trabajador promedio para trabajadores con dos, cuatro, ocho y trece años de escolaridad. El modelo general está muy cerca de las correlaciones discutidas más arriba, usando las derivadas evaluadas en la media característica para la muestra completa. En el Panel B se nota que la correlación es positiva para todos, excepto para el nivel más bajo de escolaridad, y más alto para los trabajadores promedio con ocho años de escolaridad. En industrias de salarios altos, los trabajadores no calificados también ganan premios salariales, pero son más bajos y no están relacionados con su nivel de escolaridad. Así en industrias de salarios altos, los trabajadores con escasa educación ganan premios salariales que son proporcionalmente más bajo que el de los trabajadores más educados en la industria, y aumentan con un desplazamiento vertical de la función log (salario), y no con una tasa más alta de retorno a la escolaridad. Esto podría deberse a que sus costos de oportunidad están pobremente capturados por la escolaridad, ya que el salario premio tiende a ser un aumento por sobre los costos de oportunidad<sup>9</sup>. Los trabajadores con alta educación en estas industrias ganan

<sup>9</sup> Es también de interés comentar brevemente sobre la evidencia de Lazear (1981). Se indicó anteriormente que los perfiles de salario por antigüedad, si bien no resuelven el problema de extraer esfuerzo, lo disminuyen. La evidencia no sostiene esta conclusión, ya que los perfiles salario-antigüedad crecen más bruscamente, el coeficiente de posición también crece. Se encuentra que la correlación de los salarios predichos con la derivada del logaritmo del salario con respecto a la antigüedad,  $w_T$ , es fuertemente negativa (-0,46). Pero, en contraste a la predicción de Lazear (1981), esta derivada está positivamente correlacionada con el coeficiente de posición [la correlación es igual a 0,34, y la correlación parcial controlando por  $W_i$  es también positiva]. La razón de por qué perfiles salario-antigüedad más inclinados no conducen generalmente a diferenciales salariales entre industrias más altas es que  $W_T$  está negativamente correlacionado con  $W_i$ , y  $W_i$  domina.



proporcionalmente premios más altos, y estos premios están estrechamente unidos a las tasas de retorno a la escolaridad.

Los puntos principales de la discusión anterior son que se rechaza fuertemente el supuesto de simetría, y que el premio salarial interindustrial estimado se deriva principalmente de tasas más altas de retorno a la escolaridad, más que de tasas de retornos más altas de otras variables, o de interceptos más altos. Alternativamente, mientras todos los trabajadores en las industrias con altos salarios tienden a recibir salarios premios, los trabajadores con más altos niveles de escolaridad reciben salarios premios proporcionalmente mayores que los trabajadores con menor escolaridad.

**Interpretación.** Se ha encontrado que algunas industrias pagan salarios más altos, y que estas industrias pagan premios salariales proporcionalmente más altos a trabajadores más educados. Esta estructura salarial es una evidencia en favor de modelos no competitivos del mercado del trabajo, consistentes con una versión de la hipótesis de Dispersión Salarial que es extendida para incorporar los supuestos del mercado del trabajo no competitivo- (hipótesis de "dispersión salarial extendida"). Se discutieron cuatro razones del por qué de la estructura salarial observada; primera, los costos del monitoreo podrían crecer con el nivel de educación del trabajador, debido a que las tareas son menos cuantificables; segunda, la tecnología para el monitoreo podría mostrar retornos crecientes a la escala; tercera, las responsabilidades de supervisión tienden a aumentar con la educación; cuarta, las firmas podrían pagar premios salariales para incentivar a los trabajadores a adquirir capital humano específico, y consecuentemente retenerlos; estos premios salariales relacionados al capital humano específico podrían aumentar con la educación, si la escolaridad es complementaria a la formación de capital humano específico. Los resultados observados no permiten un test directo de la hipótesis de Dispersión Salarial extendida, pero la tienden a apoyar. La interpretación no competitiva surge de diferenciales salariales interindustriales estadísticamente significativos, que están fuertemente correlacionados con estimaciones similares para los Estados Unidos. Se encuentra que además de que los diferenciales salariales interindustriales estén correlacionados con la educación promedio a través de las industrias (véase Dickens y Katz, 1987), la estructura de salarios altos favorece a los trabajadores con más educación dentro de las industrias, y eleva la tasa promedio de retorno a la escolaridad, incrementando por este medio la desigualdad en la distribución del ingreso.



**TABLA 4**

**CORRELACION ENTRE EL LOGARITMO ESTIMADO DEL SALARIO  
Y LOS RETORNOS ESTIMADOS A LA ESCOLARIDAD,  
ANTIGÜEDAD Y EXPERIENCIA.  
ESTIMACIÓN CUADRÁTICA DE LA ESCOLARIDAD**

	$\partial \ln W / \partial S$	$\partial \ln W / \partial$	$\partial n W / \partial X$
<b>A. Evaluación en el trabajador promedio característico para la muestra completa</b>			
Logaritmo estimado del salario	0,4886 (2,3759)	-0,4625 (-2,2132)	0,0423 (-0,1796)
<b>B. Evaluado en el trabajador promedio característico para trabajadores con 2, 4, 8, 13 años de escolaridad</b>			
Logaritmo estimado del salario de los trabajadores promedio con:			
Escolaridad = 2	-0,1642 (-0,7062)	-0,4989 (-2,4423)	-0,2664 (-1,1726)
Escolaridad = 4	0,3483 (1,5764)	-0,4714 (-2,2678)	-0,1912 (-0,8264)
Escolaridad = 8	0,5687 (2,9333)	-0,4120 (-1,9184)	0,0524 (0,2226)
Escolaridad = 13	0,3651 (1,6638)	-0,1239 (-0,5298)	0,2496 (1,0936)

Nota: Los números en paréntesis son los estadígrafos t para las correlaciones. En el cálculo de estas correlaciones, la industria 19 fue descartada debido a que el tamaño de su muestra es muy pequeña.

En la próxima sección se examinará cómo la tasa de retorno a la escolaridad varía en relación a las características de la industria.

**3.2. Relación entre la tasa de retorno a la escolaridad y las características de la industria.**

En la sección 3.1 se estableció que los premios salariales están asimétricamente distribuidos dentro de las industrias de altos salarios. Así, en estas industrias los trabajadores con más educación obtienen salarios premios proporcionalmente más altos que los trabajadores con menos educación. Entender el tema poco estudiado



de cómo la tasa de retorno a la escolaridad y las características de la industria están relacionadas es importante, debido a que para distribuciones de educación dadas, mayores tasas de retorno a la escolaridad conducen a mayor desigualdad en la distribución del ingreso. En esta sección se examinará si la tasa estimada de retorno a la escolaridad en la industria varía sistemáticamente con las características de la industria. Ya que la tasa estimada de retorno a la escolaridad,  $w_s$ , está fuertemente correlacionada con los salarios predichos,  $\hat{w}$ , es probable que regresionando  $w_s$  sobre el vector de características de la industria,  $F$ , se encontrarán resultados similares a los obtenidos en estudios anteriores en donde se regresionó  $\hat{w}$  con las características de la industria (véanse Dickens y Katz, 1987, para Estados Unidos, y Robbins, 1989b, para Brasil). Sin embargo, los coeficientes en las dos regresiones podrían divergir.

Estudios anteriores para los Estados Unidos encontraron que la intensidad del capital, la concentración, las utilidades y el tamaño estaban positivamente correlacionados con los diferenciales de salarios interindustriales (véase, Brown y Medoff, 1989; Dickens y Katz, 1987) para Estados Unidos. Robbins (1989a, 1989b) encontró que la intensidad del capital, la concentración, el tamaño y la tasa de protección efectiva están positivamente correlacionados a los diferenciales salariales interindustriales, para Brasil. Para ambos países, el tamaño fue más importante en explicar los salarios dentro de la industria que entre las industrias. La tasa de protección efectiva, la concentración, y tal vez el tamaño, probablemente aumentan las rentas de la industria, lo cual junto con las utilidades, serían compartidas con los trabajadores bajo teorías no competitivas de participación de utilidades (*rent-sharing*) en el mercado del trabajo. La intensidad del capital podría elevar los costos del monitoreo, y dar a los trabajadores mayor poder de negociación bajo los modelos de *union-threat* e *insider*.

**Resultados de las regresiones:** Las derivadas estimadas del logaritmo del salario a nivel industrial respecto a la escolaridad fueron regresionadas sobre las variables que describen la industria y las características de la firma promedio. Las principales características de la industria estudiadas fueron el porcentaje de ventas de la industria por firmas multinacionales, MNC, las cuatro razones de concentración de la firma, CON, el porcentaje de la producción de la industria consumida por el 13 por ciento más alto en la distribución del ingreso, DC (por concentración de demanda), varias medidas de la tasa de protección efectiva, ERP, y variables *dummy* para clasificar las industrias entre grupos tradicionales y avanzados —en relación con la tecnología. Se usaron también datos promedios a nivel de las firmas para la industria, de los datos del RAIS y de los registros de impuestos del CADEC, incluyendo utilidades, dividendos, capital, activos fijos, y tamaño de la firma. Las utilidades, los dividendos, el capital, y los activos fueron normalizados a variables por trabajador, mientras que se usaron promedios



de las características de la firma, tanto el promedio simple aritmético como el ponderado por el tamaño de la firma. Ya que el ponderar no alteró significativamente los resultados, y debido a que los resultados ponderados son más consistentes con variables dependientes de regresiones de trabajadores a nivel individual por industria, solo se presentarán los resultados ponderados.

Se exploraron varias especificaciones, incluyendo el promedio industrial ponderado y promedio no ponderado de las características de las firmas, y variaciones en las combinaciones de regresores. Los resultados fueron estables a las diferentes especificaciones. La tabla 5 presenta los resultados típicos, donde usamos los promedios industriales ponderados por el tamaño de las firmas para intensidad del capital y utilidades. La regresión explica el setenta y cinco por ciento de la variación en la tasa de retorno a la escolaridad a nivel industrial. Este estrecho ajuste declina a setenta y dos si descartamos la variable tamaño de la firma, y aumenta a ochenta cuando usamos una medida alternativa para la tasa de protección efectiva. La colinealidad entre los regresores no fue un problema, ni los signos ni la significancia de los parámetros estimados varían mucho en las distintas especificaciones. Los efectos estimados son también económicamente importantes.<sup>10</sup> Por lo tanto, estos resultados parecen robustos y claramente significativos, tanto en términos estadísticos como económicos. Se encontró que los activos fijos, la intensidad del capital, el porcentaje de ventas por multinacionales, la tasa de protección efectiva y el mayor avance tecnológico a nivel industrial están asociados con mayores tasas de retorno a la escolaridad, mientras que la concentración, las utilidades y la concentración de la demanda están asociadas con tasas de retorno a la escolaridad más bajas.<sup>11</sup>

Como se esperaba, estos resultados son similares a los de un estudio anterior de los autores sobre correlaciones de diferenciales de salarios interindustriales. Una diferencia entre las dos regresiones es que el coeficiente sobre concentración es positivo cuando el salario predicho es la variable dependiente, pero negativo cuando la tasa de retorno a la escolaridad es la variable dependiente. Mientras que la concentración tiende a aumentar las utilidades, y, por lo tanto, los salarios promedios en la industria, la concentración también podría conducir a poderes

<sup>10</sup>Un cambio en una desviación estándar en los regresores conduce a un cambio en la variable dependiente —la derivada de  $\log(\text{salarios})$  respecto a la escolaridad— que varía desde 0,35 a 1,25 la desviación estándar de la variable dependiente, con un efecto medio de cerca de 70 por ciento de la desviación estándar de la variable dependiente.

<sup>11</sup>Se atribuye la divergencia en el coeficiente estimado para las utilidades a las bajas utilidades transitorias en industrias con utilidades tradicionalmente altas para nuestra muestra particular.



**TABLA 5**

**EXPLICACION DE LA VARIACION  
EN LOS RETORNOS A LA ESCOLARIDAD**

<b>Variable Explicatoria</b>	<b>Coefficiente</b>
Activos fijos (por trabajador)	8,34E-8 (2,42)
Utilidades (por trabajador)	-6,13E-7 (-3,23)
Concentración industrial a cuatro firmas	-0,0010 (-3,57)
Concentración de demanda	-0,0021 (-3,86)
Porcentaje de ventas por multinacionales	0,001 (4,17)
Industrias tradicionales A	0,0449 (-3,46)
Industrias tradicionales B	0,0166 (0,86)
Tasa de protección efectiva	0,0002 (2,45)
Intercepto	0,2402 (8,50)
R <sup>2</sup> ajustado	0,72
Número de observaciones	17,00

**Nota:**

- (1) La variable dependiente es la derivada parcial del logaritmo del salario con respecto a la educación evaluada en la media del trabajador característico.
- (2) Los "activos fijos" y las "utilidades" son promedios industriales ponderados por el tamaño de las firmas.
- (3) Industrias tradicionales A: Goma, Plásticos, Textiles, Editorial y Gráfica.  
Industrias tradicionales B: Madera, Cuero, Vestuario, Alimentos, Bebidas, Tabaco, Construcción Civil.
- (4) La tasa de protección efectiva es la razón del impuesto a las importaciones realmente recaudado sobre el valor del producto para 1976. Las tasas fueron tomadas de Braga, Helson C., *Protecao Efetiva no Brasil: Uma Estimativa a partir da Comparacao de Precos*, IPEA/INPES, abril 1988.



monopsónicos sobre los trabajadores más educados.<sup>12</sup> Este poder monopsónico podría surgir si las habilidades de los trabajadores más educados son transferibles a otras firmas dentro de la industria, pero no son fácilmente transferibles a otras industrias ("específicos a la industria"), mientras que los trabajadores con menos educación tienen habilidades más generales.

El efecto de la protección comercial sobre el modelo de estructuras de salarios es un tema importante. Antes de presentar los resultados, algunos antecedentes breves serán útiles. Brasil siguió una estrategia de sustitución de importaciones desde 1945 a 1964, y luego se cambió a la promoción de exportaciones. La protección al comercio aumentó bruscamente entre 1958 y 1963, doblándose las tarifas promedio. Después del golpe de estado en 1964, el gobierno redujo en forma brusca las tarifas a un 50 por ciento de sus niveles de 1958, aunque las tasas de protección efectivas permanecieron altas en términos absolutos, y variaron ampliamente a través de industrias a dos dígitos (véase, Carvalho y Haddad, 1981).<sup>13</sup> Se usaron aquí las medidas de tasas de protección efectiva propuesta por Braga (1988). Se usó tanto la "protección implícita" para 1985, "ERP85imp", la cual es una razón entre los precios domésticos e internacionales, y la "protección verdadera" para 1976, "ERP76ver", que corresponde a la razón entre los impuestos a las importaciones realmente recaudado y el valor de las ventas en 1976. La medida de "protección implícita" no estuvo disponible para el período de nuestros datos. En la tabla 5 se presentan los resultados con "ERP76ver". La especificación alternativa usando "ERP85imp" aumentó el  $R^2$  y el coeficiente sobre la tasa de protección efectiva, pero no cambió significativamente los resultados para los otros coeficientes. El coeficiente de "ERP76ver" es grande: un cambio en una desviación estándar en "ERP76ver" implica un cambio en la tasa de retorno a la educación igual a noventa por ciento de su desviación estándar. Al sustituir "ERP85imp" por "ERP76ver" se dobla este efecto, sin cambiar significativamente los otros coeficientes. Estos resultados son especialmente notables cuando vemos que estas medidas de ERP son completamente diferentes. "ERP76ver" y "ERP85imp" están correlacionadas levemente en forma negativa (-0,14). Agregando el tamaño de la firma a la regresión, baja el coeficiente de "ERP76imp" a 0,0001, también sin cambiar significativamente los otros coeficientes. Por lo tanto, las regresiones son

<sup>12</sup>Dos advertencias son necesarias. Primero, la concentración ha sido fuertemente criticada como una medida de rentas monopólicas y poder de mercado (Phillips, 1976). Segundo, Demsetz (1973) argumenta que las correlaciones observadas entre concentración y renta no es causal; mejor dicho, el tamaño conduce a rentas, pero ya que el tamaño y la concentración están correlacionadas, cuando no se controla por tamaño, la concentración y las rentas estarán correlacionados. Sin embargo, por otra parte (Robbins, 1989a) se ha encontrado que los diferenciales salariales interindustriales están fuertemente correlacionados con concentración aún después de controlar por tamaño.

<sup>13</sup>El gobierno de Collor redujo significativamente las tasas de protección efectivas.



robustas. En particular, las especificaciones que usan diferentes medidas de tasa de protección efectiva producen coeficientes consistentemente positivos los que fluctúan entre grandes y muy grandes, sin cambiar los otros coeficientes de la regresión. Estos resultados para la tasa de protección efectiva son similares a los de otro estudio anterior que regresionó diferencias salariales sobre las industrias características (véase Robbins, 1989b), donde el coeficiente de la tasa de protección efectiva fue grande y positivo.

En resumen, se vio en el estudio anterior que la protección al comercio parece aumentar los salarios premio; en este estudio se ha visto que este efecto es especialmente verdadero para trabajadores con más educación. ¿A través de qué mecanismos ocurre esto? Recordemos que la concentración podría afectar los salarios de dos formas: primero, aumentando los salarios debido al aumento en las utilidades, y, segundo, disminuyendo los salarios para trabajadores más educados debido a que esto genera un poder monopsonico sobre estos trabajadores. Una posibilidad, en relación a los efectos de la concentración sobre las rentas y los salarios, podría ser que altas tasas de protección efectiva elevan la concentración industrial. Sin embargo, se rechaza esa hipótesis. Las razones de concentración industrial para Brasil están altamente correlacionadas con las razones de concentración industrial para las naciones industrializadas (Robbins, 1989a). Esto sugiere que la concentración industrial es exógena a la estructura de salario y a la tasa de protección efectiva, teniendo una causa en común con países industrializados, y ésta es probablemente la tecnología. Más que una causa de concentración, es posible que para Brasil las tasas de protección efectiva sean un resultado parcial de la tecnología y la concentración, surgiendo del poder político que la concentración engendra y refleja. Los efectos de ERP sobre la estructura de salarios, a su vez, probablemente se derivan de las mayores rentas de largo plazo que resultan de la protección. Y, bajo teorías no competitivas, estas rentas serían compartidas con los trabajadores en las industrias protegidas y de alta renta.

#### 4. CONCLUSIONES

Este trabajo encuentra que las funciones de ganancias en la industria son heterogéneas, con una gran variación en la tasa de retorno a la escolaridad a través de las industrias. Las tasas estimadas de retorno a la escolaridad en la industria, están fuertemente correlacionadas en forma positiva con los diferenciales de salarios interindustriales. Esta asimetría en el premio salarial que favorece a los trabajadores con más educación podría elevarse con los costos de monitoreo que aumentan con la escolaridad, los retornos crecientes a escala en monitoreo, las responsabilidades de supervisión que aumentan con la escolaridad, y la habilidad del trabajador para extraer rentas del capital humano específico que aumenta con la escolaridad. Esta asimetría del premio salarial es probablemente



acentuada en industrias de utilidades más altas, a través de varios mecanismos de participación de rentas. Se encuentra un patrón de covariación entre las características de la industria y la tasa de retorno a la escolaridad similar, aunque no idéntico, al encontrado en un trabajo anterior para la covariación entre las diferencias salariales interindustriales y las características de la industria. Regresionando las tasas estimadas de retorno a la escolaridad en la industria sobre características de la industria, encontramos que mayores tasas de protección efectiva, activos fijos, intensidad del capital, porcentaje de ventas por multinacionales, y más avanzada tecnología están asociadas con mayores tasas de retorno a la escolaridad. Las tasas de protección efectiva y los activos fijos están asociados con las rentas en la industria, y por medio de esto aumentan la asimetría en el premio salarial. La intensidad del capital podría aumentar los costos de monitoreo para trabajadores más educados, mientras las multinacionales tienen mayores rentas y probablemente adoptan políticas administrativas que favorecen la participación de rentas por aquella fuerza de trabajo más estable y educada. La concentración parece disminuir la tasa de retorno a la escolaridad; esto es debido a que, mientras la concentración tiende a conducir a rentas y por este medio a mayores premios salariales, ésta también conduce a poderes monopsonicos del empleador sobre los trabajadores más educados y no sobre los trabajadores no calificados cuyo capital humano es general.

Estos resultados sugieren que los mecanismos del mercado del trabajo no competitivo elevan la tasa de retorno a la escolaridad para industrias claves, y por ese medio, elevan la tasa promedio de retorno a la escolaridad para el mercado del trabajo urbano. Esto conduce a una mayor desigualdad en la distribución del ingreso, dada la distribución de la educación, y a una sobreinversión en educación secundaria en el largo plazo. Estas consecuencias en la distribución e inversión no son óptimas ya que los modelos no competitivos se derivan principalmente de imperfecciones del mercado. Bajar la tasa de protección efectiva, y subsidiar el capital tenderá a disminuir los diferenciales de salarios interindustriales y la tasa promedio de retorno a la escolaridad. Los resultados son menos definitivos con respecto al efecto de la política antimonopolio sobre la tasa de retorno a la escolaridad. Primero, la política antimonopolio disminuye los diferenciales de salarios interindustriales, y segundo, *ceteris paribus*, podría elevar la tasa de retorno a la escolaridad disminuyendo el poder monopsonico sobre los trabajadores educados.<sup>14</sup> Las políticas que afectan las tasas de protección efectiva, subsidios al capital y a la concentración probablemente afectan la naturaleza y el grado de las inversiones multinacionales y generalmente serán preferidas a las políticas enfocadas a disminuir directamente el dominio de las

<sup>14</sup> Además, la reducción de los diferenciales de salarios interindustriales bajará la tasa de retorno a la escolaridad, ya que industrias de altos salarios también tienen niveles promedios de escolaridad más altos. Es difícil decir cual efecto dominará.



corporaciones multinacionales, ya que ellas pueden ser fuentes importantes de nuevas tecnología y capital en los países en vías de desarrollo.<sup>15</sup>

## APÉNDICE A

### LISTA DE VARIABLES

<b>lnW</b>	: logaritmo natural del salario
<b>S</b>	: años de escolaridad
<b>SSQ</b>	: años de escolaridad al cuadrado
<b>T</b>	: años de antigüedad en la firma actual
<b>TSQ</b>	: años de antigüedad al cuadrado
<b>X</b>	: años de experiencia en el mercado del trabajo
<b>XSQ</b>	: años de experiencia al cuadrado
<b>T*S</b>	: interacción entre antigüedad y escolaridad
<b>X*S</b>	: interacción entre experiencia y escolaridad
<b>T*X</b>	: interacción entre antigüedad y experiencia
<b>NODEPS</b>	: número de dependientes
<b>DMIG1</b>	: 1 si el trabajador es un emigrante reciente en dos etapas 0 en otro caso
<b>DMIG2</b>	: 1 si el trabajador es un emigrante reciente en una etapa 0 en otro caso
<b>DMIG3</b>	: 1 si el trabajador es un emigrante no reciente 0 en otro caso
<b>IMIG</b>	: 1 si el trabajador es un emigrante 0 en otro caso
<b>DCIVIL1</b>	: 1 si es casado 0 en otro caso
<b>LOGNOCU</b>	: logaritmo del número de trabajos en la firma
<b>LOGNOBR</b>	: logaritmo del número de trabajos en la firma al nivel de Brasil

<sup>15</sup>Bulow y Summers (1986) y Katz y Summer (1989) argumentan que los subsidios salariales a industrias de altos salarios, y a veces la protección, pueden maximizar el bienestar. Estas conclusiones son, sin embargo, altamente controvertidas y poco entendidas.



## APÉNDICE B

### MEDIA Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES

Industria	lnW	S	T	X	NODEPS	DMIG1	DMIG2	DMIG3	IMIG	DCTVTLI	LOGNOCU	LOGNOBR
A11	7,61 (1,09)	4,73 (3,41)	2,02 (3,75)	15,78 (8,98)	1,50 (4,86)	0,03 (0,16)	0,05 (0,22)	0,40 (0,49)	0,02 (0,15)	0,54 (0,50)	6,79 (1,77)	7,87 (1,50)
11	7,74 (1,19)	5,85 (3,62)	3,59 (6,30)	13,03 (8,11)	4,41 (17,67)	0,04 (0,20)	0,03 (0,16)	0,32 (0,47)	0,03 (0,16)	0,53 (0,50)	5,98 (1,76)	7,88 (1,53)
12	7,59 (1,24)	5,52 (3,50)	2,00 (3,02)	13,91 (8,65)	1,32 (1,80)	0,01 (0,11)	0,02 (0,16)	0,38 (0,49)	0,03 (0,17)	0,55 (0,50)	6,57 (1,28)	7,09 (1,02)
13	8,11 (1,13)	6,71 (3,80)	3,05 (3,97)	13,16 (8,48)	1,45 (1,70)	0,01 (0,12)	0,03 (0,16)	0,33 (0,47)	0,06 (0,24)	0,50 (0,50)	6,84 (1,75)	8,08 (1,31)
14	8,05 (0,96)	5,53 (3,28)	3,08 (3,60)	14,36 (8,08)	1,58 (1,80)	0,01 (0,10)	0,01 (0,10)	0,37 (0,48)	0,04 (0,19)	0,48 (0,50)	7,54 (2,96)	8,84 (1,75)
15	7,41 (0,96)	4,94 (3,25)	1,96 (3,24)	13,36 (8,41)	1,18 (1,72)	0,00 (0,06)	0,01 (0,11)	0,37 (0,48)	0,02 (0,13)	0,57 (0,49)	5,83 (1,32)	6,84 (1,09)
16	7,80 (1,02)	5,58 (3,33)	2,06 (2,84)	14,71 (9,28)	1,01 (1,52)	0,00 (0,07)	0,01 (0,09)	0,49 (0,50)	0,03 (0,17)	0,56 (0,50)	6,06 (1,18)	6,23 (0,94)
17	7,71 (1,03)	5,13 (3,56)	2,29 (3,90)	14,62 (8,65)	1,30 (1,72)	0,01 (0,10)	0,02 (0,13)	0,37 (0,48)	0,03 (0,17)	0,51 (0,50)	5,30 (1,35)	6,38 (1,10)
18	7,63 (1,05)	4,44 (3,02)	2,64 (4,46)	15,40 (8,36)	1,06 (1,66)	0,01 (0,07)	0,06 (0,24)	0,42 (0,49)	0,02 (0,14)	0,55 (0,50)	6,36 (2,00)	7,03 (1,21)
19	6,71 (1,10)	4,50 (2,57)	1,11 (1,64)	9,79 (9,68)	0,39 (1,72)	0,00 (0,00)	0,01 (0,08)	0,23 (0,42)	0,02 (0,14)	0,70 (0,46)	4,61 (1,00)	5,04 (0,41)
20	7,86 (1,36)	6,42 (4,05)	3,08 (5,08)	13,38 (8,74)	1,37 (1,78)	0,02 (0,15)	0,05 (0,22)	0,37 (0,48)	0,03 (0,17)	0,50 (0,50)	5,72 (1,38)	6,67 (1,50)
21	8,56 (1,30)	9,09 (3,86)	3,27 (4,85)	13,07 (8,53)	1,73 (1,74)	0,03 (0,17)	0,06 (0,23)	0,33 (0,47)	0,06 (0,23)	0,38 (0,43)	5,72 (2,04)	6,25 (1,90)
22	8,21 (1,27)	7,04 (4,41)	3,23 (5,11)	13,75 (9,33)	1,42 (1,67)	0,02 (0,12)	0,03 (0,17)	0,35 (0,48)	0,07 (0,25)	0,46 (0,50)	5,83 (1,77)	7,12 (1,04)



Continuación Apéndice B

Industria	InW	S	T	X	NODEPS	DMIG1	DMIG2	DMIG3	IMIG	DCTVTLI	LOGNOCU	LOGNOBR
23	7,52 (1,05)	4,72 (3,33)	1,89 (2,92)	14,57 (8,30)	1,23 (1,73)	0,01 (0,11)	0,02 (0,15)	0,36 (0,48)	0,01 (0,11)	0,57 (0,49)	6,18 (0,91)	6,64 (0,92)
24	7,34 (0,93)	3,88 (2,67)	1,70 (3,20)	15,24 (8,74)	1,02 (1,64)	0,00 (0,06)	0,02 (0,13)	0,53 (0,50)	0,02 (0,13)	0,62 (0,48)	6,77 (1,20)	7,12 (0,94)
25	7,52 (1,16)	5,41 (3,35)	1,95 (3,05)	13,79 (8,25)	1,20 (1,76)	0,02 (0,14)	0,01 (0,11)	0,37 (0,48)	0,03 (0,16)	0,57 (0,50)	6,80 (2,42)	7,86 (1,58)
26	7,55 (0,96)	4,52 (3,26)	2,76 (5,14)	16,32 (9,43)	1,58 (2,07)	0,01 (0,11)	0,03 (0,18)	0,42 (0,49)	0,03 (0,16)	0,48 (0,50)	6,33 (1,65)	7,32 (1,18)
27	7,59 (1,07)	5,37 (3,49)	2,81 (5,88)	14,13 (7,88)	1,24 (1,67)	0,01 (0,09)	0,03 (0,17)	0,33 (0,47)	0,02 (0,15)	0,53 (0,50)	5,99 (1,84)	7,85 (1,52)
28	7,52 (0,79)	5,18 (2,65)	2,33 (5,54)	14,35 (8,79)	1,22 (1,66)	0,03 (0,16)	0,05 (0,23)	0,14 (0,35)	0,00 (0,06)	0,54 (0,50)	7,54 (1,31)	9,28 (1,42)
29	7,55 (1,34)	7,12 (3,70)	2,48 (5,10)	12,44 (8,99)	1,13 (1,64)	0,01 (0,09)	0,01 (0,09)	0,34 (0,47)	0,02 (0,15)	0,58 (0,49)	6,46 (1,32)	6,72 (1,26)
34	7,36 (0,93)	3,21 (2,34)	0,87 (1,44)	18,60 (8,90)	1,22 (1,94)	0,04 (0,21)	0,10 (0,29)	0,44 (0,50)	0,01 (0,08)	0,58 (0,49)	7,31 (1,22)	8,50 (1,03)

Nota:

- 1) Véase test para definición de variables, Las desviaciones están entre paréntesis,
- 2) Los códigos de las industrias a dos dígitos están tomados de RAIS, la cual usa la clasificación IBGE,

11: Metalurgia	12: Maquinaria	13: Electrónica	14: Transporte	15: Madera
16: Muebles	17: Papel	18: Caucho	19: Cuero	20: Química
21: Farmacia	22: Perfumes	23: Plásticos	24: Textiles	25: Vestuario
26: Alimentos	27: Bebidas	28: Tabaco	29: Editorial y Gráfica	34: Construcción Cívil



## APÉNDICE C

### REGRESIÓN DEL LOGARITMO DEL SALARIO SOBRE VARIABLES DE CAPITAL HUMANO SEGMENTADAS POR AÑOS DE ESCOLARIDAD ESPECIFICACIÓN LINEAL EN ESCOLARIDAD

Variables	No segmentada	Segmentada por años de escolaridad (S)		
		S < 6	6 < = S < 11	11 < = S
Escolaridad	0,1680 (85,9)	0,0342 (4,6)	0,1503 (18,6)	0,2622 (31,7)
Antigüedad	0,0173 (63,3)	0,0147 (53,7)	0,0173 (40,2)	0,0124 (27,5)
Antigüedad <sup>2</sup>	-0,00003 (-57,1)	-0,00002 (-40,1)	-0,00003 (-27,1)	-0,00002 (-19,5)
Experiencia	0,0796 (48,9)	0,0493 (22,4)	0,0862 (16,5)	0,1318 (16,1)
Experiencia <sup>2</sup>	-0,0012	-0,0008	-0,0014	-0,0012
Antigüedad*	-0,000011	-	-	-
Escolaridad	(-0,6)			
Experiencia*	0,00015	0,00262	0,00000	-0,00451
Escolaridad	(1,4)	(7,3)	(1,2)	(8,0)
Antigüedad*	-0,00024	-0,00019	-0,00024	-0,00020
Experiencia	(-26,2)	(-19,8)	(-12,6)	(-9,1)
R <sup>2</sup> Ajustado	0,44	0,24	0,45	0,51

Nota: Las regresiones son controladas por variables demográficas (número de dependientes, situación del emigrante, situación del inmigrante, estado civil) y logaritmo del tamaño de la firma en el Gran Sao Paulo y a nivel de país,



**APÉNDICE D**  
**COEFICIENTES ESTIMADOS PARA VARIABLES SELECCIONADAS**  
**VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL SALARIO**

Industria*	Escolaridad	Escolaridad x experiencia	Escolaridad x antigüedad	Experiencia(X)	X <sup>2</sup>	Antigüedad	Antigüedad <sup>2</sup>			
11	0,225	(30,9)	-0,0021	(-4,9)	-0,0025	(-5,3)	0,094	-0,0013	0,019	-0,000026
12	0,202	(22,9)	-0,0006	(-1,1)	-0,00028	(-2,7)	0,100	-0,0014	0,029	-0,000059
13	0,195	(27,3)	-0,0014	(-3,6)	-0,00022	(-3,4)	0,086	-0,0010	0,017	-0,000022
14	0,159	(29,6)	0,0006	(2,0)	-0,00011	(-2,2)	0,069	-0,0009	0,018	-0,000032
15	0,170	(10,0)	-0,0017	(-1,6)	0,00042	(1,8)	0,108	-0,0017	0,016	-0,000028
16	0,160	(11,2)	-0,0019	(-2,1)	0,00052	(1,8)	0,110	-0,0016	0,016	-0,000055
17	0,144	(14,9)	0,0012	(2,0)	0,00002	(0,2)	0,069	-0,0011	0,012	-0,000018
18	0,158	(10,9)	-0,0003	(-0,4)	-0,00009	(-0,8)	0,073	-0,0009	0,013	-0,000012
19	0,186	(3,9)	-0,0021	(-0,9)	0,00095	(1,0)	0,192	-0,0037	0,027	-0,000367
20	0,197	(21,2)	-0,0005	(-0,9)	-0,00023	(-3,2)	0,095	-0,0015	0,020	-0,000030
21	0,223	(18,4)	-0,0008	(-1,3)	-0,00016	(-1,6)	0,092	-0,0012	0,017	-0,000029
22	0,279	(11,6)	0,0015	(1,8)	-0,00015	(-1,3)	0,067	-0,0012	0,013	-0,000017
23	0,176	(20,8)	0,0016	(3,5)	-0,00025	(-2,3)	0,079	-0,0012	0,023	-0,000040
24	0,152	(17,3)	0,0006	(1,5)	-0,00016	(-1,8)	0,076	-0,0011	0,021	-0,000036
25	0,152	(10,1)	0,0014	(1,8)	0,00016	(0,9)	0,046	-0,0006	0,020	-0,000040
26	0,160	(24,5)	0,0008	(2,3)	0,00007	(1,2)	0,068	-0,0010	0,014	-0,000025
27	0,144	(11,3)	0,0018	(2,4)	0,00019	(2,1)	0,048	-0,0009	0,013	-0,000027
28	0,111	(7,4)	0,0004	(0,4)	-0,00003	(-0,3)	0,040	-0,0009	0,014	-0,000022
29	0,153	(11,9)	0,0005	(0,7)	0,00011	(1,1)	0,101	-0,0016	0,026	-0,000048
34	0,135	(28,7)	0,0000	(0,0)	0,00064	(7,9)	0,050	-0,0008	0,014	-0,000060

Notas: Se incluyen también regresores adicionales para variables demográficas (número de dependientes, situación del emigrante, situación del inmigrante, estado civil) y el logaritmo del tamaño de la firma en el Gran Sao Paulo y a nivel de país. Los coeficientes estimados para EXPERIENCIA, EXPERIENCIA<sup>2</sup>, ANTIGÜEDAD, ANTIGÜEDAD<sup>2</sup> son todos significativos al nivel 0,0001, A continuación presentamos un resumen de sus t-estadísticos:

**RESUMEN DE LOS T-ESTADÍSTICOS**

	MEDIA	DESV, ESTANDAR	MIN	MAX
EXPERIENCIA	9,2	4,0	3,3	17,1
EXPERIENCIA <sup>2</sup>	-7,5	3,2	-15,8	-2,2
ANTIGÜEDAD	12,8	6,3	2,1	24,5
ANTIGÜEDAD <sup>2</sup>	-10,7	5,2	-19,5	-2,6

\*: Los códigos de las industrias son: 11-metalurgia, 12-maquinaría, 13-electrónica, 14-transporte, 15-madera, 16-muebles, 17-papel, 18-caucho, 19-cuero, 20-química, 21-farmacia, 22-perfumes, 23-plásticos, 24-textiles, 25-vestuario, 26-alimentos, 27-bebidas, 28-tabaco, 29-editorial gráfica, 34-construcción civil.



## REFERENCIAS

- AKERLOF, GEORGE A. y LAWRENCE F. KATZ (1986): "Do deferred wages dominate involuntary unemployment as a worker discipline device?" *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n°2025, septiembre.
- ALMEIDA DOS REIS, JOSE GUILHERME y RICARDO PAES DE BARROS (1991): "Wage inequality and the distribution of education: A study of the evolution of regional differences in inequality in metropolitan Brazil," *Journal of Development Economics*, 36: 117-143.
- BACHA, EDMAR L. y LANCE TAYLOR (1980): "Brazilian income distribution in the 1960s: "Facts," Model results, and the controversy," in Taylor, Bacha, Cardoso and Lysy, *Models of Growth and Distribution for Brazil*, World Bank Research Publication.
- BECKER, GARY S. (1964): *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*.
- BONELLI, REGIS y GUILHERME L. SEDLACEK (1989): "Distribuicao de renda: Evolucao no ultimoquarto de seculo," in G,L, Sedlacek and R, Paes de Barros (ed.), *Mercado de Trabalho e distribuicao de renda: Uma coletanea*, IPEA/INPES.
- BRAGA, HELSON C., GILDA M.C. SANTIAGO y LUIZ CESAR M. FERRO (1988): "Proteção efectiva no Brazil: Uma estimativa a partir da comparação de preços," mimeo IPEA/INPES, abril.
- BROWN, CHARLES y J. MEDOFF (1989): "Employer size wage effect," *Journal of Political Economy*, vol. 97: 5.
- BULOW, JEREMY I. y LAWRENCE H. SUMMERS (1986): "A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination, and Keynesian unemployment," *Journal of Labor Economics*, vol. 4:3.
- CARVALHO, JOSE y CLAUDIO L.S. HADDAD (1981): "Foreign trade strategies and employment in Brazil," in *Trade and employment in developing countries*, ed. Anne O. Krueger et. al. vol. 1: 29-82.
- CASTELLO BRANCO R., (1979): "Crescimento acelerado e o mercado de trabalho: a experiencia Brasileira," *Editora da Fundacao Getulio Vargas*, Rio de Janeiro.
- DA MATA, MILTON (1978): "Crescimento industrial e absorcao de Mao-de-obra," in Wilson Suzigan (ed.), *Industria: Politica, Instituicoes e Desenvolvimento*, IPEA/INPES, Rio de Janeiro.



- DEMSETZ, HAROLD (1973): "Industry structure, market rivalry and public policy," *Journal of Law and Economics*, 16.
- DICKENS, WILLIAM T. y LAWRENCE F. KATZ (1987): "Inter-industry wage differences and industry characteristics," in Kevin Lang and Jonathan Leonard (ed.) *Unemployment and the Structure of Labor Market*, Basil Blackwell.
- DOERINGER, P. y M.J. PIORE (1971): *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, D.C. Heath and Co., Lexington, Mass.
- FERREIRA DA SILVA, J. (1987): "Diferenciação salarial na industria Brasileira," Serie teses, n°14, Editora da Fundacao Getulio Vargas, Rio de Janeiro.
- FIELDS, GARY (1980): *Poverty, inequality and development*, Cambridge University Press, Cambridge
- FISHLOW, ALBERT (1972): "Brazilian size distribution of income," *American Economic Review*, vol. 62; 2.
- HALL, R.E. (1982): "The importance of lifetime jobs in the U,S, labor force," *American Economic Review*, vol. 72:4.
- KATZ, LAWRENCE (1986): "Efficiency wage theories: A partial evaluation," NBER Working Paper 1906, abril.
- KATZ, LAWRENCE Y LAWRENCE SUMMERS (1989): "Industry rents: Evidence and implications," *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*.
- KLEIN, B., R.G. CRAWFORD Y A.A. ALCHIAN (1978): "Vertical integration, appropriable rents, and the competitive contracting process," *Journal of Law and Economics*, octubre.
- KLEIN, BENJAMIN (1984): "Contract costs and administered prices: An economic theory of rigid wages," *American Economic Review*, vol. 74: 2.
- LAM, DAVID y D. LEVISON (1989): "Declining inequality in schooling in Brazil and its effects on inequality in earnings," Population Studies Center Research Report n°89-170, University of Michigan, Ann Arbor.
- \_\_\_\_\_ (1990): "Age, experience, and schooling: Decomposing earnings inequality in the U,S, and Brazil," *Sociological inquiry*.
- LANGONI, C.G. (1973a): "Distribuição da renda: Resumo da evidencia," *Revista Dados*, vol. 11.
- \_\_\_\_\_ (1973b): "Distribuição de renda e desenvolvimento economico do Brazil," Editora Expressão a Cultura, Rio de Janeiro.



- LAZEAR, EDWARDS P. (1981): "Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions," *American Economic Review*, septiembre.
- LEAMER, E.E. (1978): *Specification searches: Ad hoc inference with nonexperimental data*, John Wiley & Sons, New York.
- LINDBECK, ASSAR Y DENNIS J. SNOWER (1986): Wage setting, unemployment and insider-outsider relations," *American Economic Review*, vol. 76, mayo.
- MACEDO, ROBERTO BRAS MATOS (1974): "Models of the demand for labor and the problem of labor absorption in the Brazilian manufacturing sector," Ph.D. dissertation, Harvard University.
- MEDEIROS, J. (1982): "Alcance a limitacoes da teoria do capital humano: Diferencas de ganhos no Brasil em 1973," *Ensaio Economicos*, n°17, IPE/USP, Sao Paulo, 1982.
- MINCER, JACOB (1974): *Schooling, experience and earnings*, Columbia University Press, New York.
- MORLEY, SAMUEL A. (1981): "The effect of changes in the population on several measures of income distribution," *American Economic Review*, junio.
- OSTERMAN, PAUL (ed.) (1984): *Internal Labor Markets*, MIT.
- PHILLIPS, A. (1976): "A critique of empirical studies of relations between market power and profitability," *Journal of Industrial Economics*, 24, 241-9.
- PIORE, MICHAEL J. (1973): "The technological foundations of economic dualism," Working Paper n°110, Department of Economics, MIT, mayo.
- PSACHAROPOULOS, GEORGE (1985): "Returns to education: A further international update and implications," *Journal of Human Resources*, 20, n°4.
- \_\_\_\_\_ (1987): "To vocationalize or not to vocationalize? That is the curriculum question," *International Review of Education*, Vol. XXXIII.
- ROBBINS, DONALD J. (1988): "The Brazilian labor market and efficiency wages: An examination of the evidence," Ph.D. dissertation, University of California, Berkeley.
- \_\_\_\_\_ (1989a): "Inter-industry wage differentials: Evidence for Brazil and comparison to results for the U.S.," University of California, Berkeley, mimeo.
- \_\_\_\_\_ (1989b): "Sao Paulo, Brazil Manufacturing: The industry and firm correlates of firm wage differentials," mimeo.



- \_\_\_\_\_ (1992): "Worker heterogeneity, efficiency wages and minimum wages in developing countries: Theory, and evidence for Brazil," Harvard Institute for International Development (mimeo).
- SENNA, J. (1976): "Escolaridade, experiencia no trabalho e salarios no Brazil," *Revista Brasileira de Economia*, vol. 30: 2.
- STIGLITZ, JOSEPH E. (1986): "Theories of wage rigidity," *Keynes' Economic Legacy*, Butkiewicz, J.L. et. al. (ed.), Praeger.
- SWAMY, P.A.V.B. (1970): "Efficient inference in a Random coefficient regression model," *Econometrica*, vol. 38.
- \_\_\_\_\_ (1971): *Statistical inference in random coefficient regression models*, Springer-Verlag, New York.
- VELLOSO, J. (1975): "Human capital and market segmentation: An analysis of the distribution of earnings in Brazil," unpublished Ph.D. dissertation, Stanford University.
- WILLIS, ROBERT J. (1986): "Wage determinance: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions," *Handbook of Labor Economics*, vol.1, chapter 10.
- YELLEN, JANE L. (1984): "Efficiency wage models of unemployment," *American Economic Review*, vol. 74.
- ZAGHEN, P.E.M. (1980): "The determination and distribution of industrial wage in Brazil," Ph.D. dissertation, UC Berkeley, Berkeley, California.