



## MAESTRÍA EN ECONOMÍA INTERNACIONAL

Tesis

*Los diferenciales salariales en la industria uruguaya*

**Gabriela Fachola**

**2003**

# **Los diferenciales salariales en la industria uruguaya**

Gabriela Fachola

Maestría en Economía Internacional  
Opción Comercio Internacional  
Edición 1997-1999

Departamento de Economía  
Facultad de Ciencias Sociales

Diciembre, 2003

## *Indice*

	Página
1. Introducción	3
2. Marco teórico	6
3. Breve reseña de los trabajos realizados en Uruguay	14
4. El modelo de negociación salarial para Uruguay	21
4.1. Antecedentes	21
4.2. El modelo	24
5. Metodología y definición de variables	31
5.1. Base de datos y aspectos metodológicos relacionados	31
5.2. Definición de variables observables	36
5.3. Tratamiento de los inobservables	43
5.4. Metodología econométrica	50
6. Resultados	51
7. Conclusiones	58
8. Anexo 1	62
9. Anexo 2	64
10. Bibliografía	65

## 1. Introducción<sup>Y</sup>

La existencia y los orígenes de los llamados *diferenciales salariales* han constituido un tema recurrente entre los economistas laborales desde hace décadas (Slitcher,1950; Dickens y Katz,1987; Krueger y Summers, 1987; Katz y Summers,1989). La principal motivación del surgimiento de esta literatura nace de la constatación de que trabajadores igualmente calificados y realizando tareas similares obtienen remuneraciones diferentes en los distintos sectores de actividad. A esta brecha es a lo que se ha denominado en la literatura como diferencial salarial *interindustrial*.

Los estudios realizados muestran que este es un fenómeno persistente en el tiempo, en los distintos países y regiones, así como bajo distintos arreglos institucionales y estructuras económicas (Papola y Baharadwaj,1970; Tarling y Wilkinson, 1982; Lawson, 1982; Gittelman y Wolf, 1993; Kahn,1998). Análisis empíricos recientes concluyen que en la última década la diferenciación salarial ha aumentado en muchos de los países desarrollados (Katz al.,1995; Machin,1996), observándose un patrón de comportamiento similar en el caso uruguayo (Miles y Rossi,1999).

Otra línea de trabajo relacionada con la anterior incorpora la incidencia de las características específicas de las empresas en los diferenciales salariales observados. Se define un nuevo tipo de diferencial, que se denomina *intraindustrial o específico* (“inside”) de las empresas. Este responde a la brecha existente entre el salario promedio pago en una empresa y el salario promedio del sector de actividad al que la empresa pertenece.

La importancia relativa de este tipo de diferenciales en el diferencial *interindustrial* ha sido analizada por diversos autores encontrando que es

---

<sup>Y</sup> Este trabajo sólo fue posible gracias al apoyo, técnico y humano, de mi tutora de tesis, Dra. Adriana Cassoni. Agradezco así mismo a Marcel Vaillant, Inés Terra y Zuleika Ferre por diversos datos estadísticos que generosamente me brindaron.

altamente variable entre países (Holmund y Zetterberg, 1989; Nickell y Wadhvani,1990; Hay y Liu,1990). Además, en varias investigaciones se asocia su existencia a características de las empresas tales como su tamaño, la tecnología de producción que utilizan (Nickell y Kong,1988), el poder de mercado que poseen (Brunello y Wadhawani,1989), el tipo de negociación salarial en la que participan y el grado de centralización de la misma (Nickell y Wadhawani,1990); entre los más destacados.

En este marco, el objetivo de este trabajo es analizar la existencia de diferenciales salariales en la industria uruguaya, tanto de carácter *interindustrial* como *intraindustrial* en el período comprendido entre 1988 y 1995. La motivación principal del análisis es aportar nuevos elementos que sean útiles para conocer el proceso de determinación de los mismos y verificar la hipótesis de que este fenómeno sufrió transformaciones importantes ante los cambios en la inserción económica internacional y en los mecanismos de fijación del salario del país.

Varias han sido las transformaciones en la estructura económica que podrían afectar la existencia y magnitud de los diferenciales salariales en Uruguay, muchas de las empresas industriales perdieron poder de mercado como consecuencia del incremento de la competencia derivado de la apertura comercial. Este fenómeno podría haber acarreado a su vez cambios en la existencia y la magnitud de las rentas extraordinarias. Una vez que dichas rentas extraordinarias derivadas de la protección se redujeron, es posible que las empresas estuvieran menos dispuestas a pagar mayores salarios, disminuyendo por tanto los diferenciales salariales.

Por otra parte el proceso de apertura también implicó la reconversión de la estructura productiva de muchas de las empresas de la industria. Las estrategias de reconversión fueron variadas, pero todas han tenido incidencia

de diferente cuantía sobre los salarios, aportando elementos adicionales en la misma dirección.

Finalmente otro cambio sustancial en el período fue el que se verificó en el mecanismo institucional de fijación de salarios. El retiro del Gobierno de las instancias de negociación redujo el grado de centralización de las negociaciones y la cobertura de los resultados de las mismas. Por lo tanto este elemento será incorporado al análisis de los cambios en la diferenciación salarial existente.

El trabajo se organiza en seis secciones. En la sección que sigue se presenta una sucinta revisión de las diversas hipótesis teóricas manejadas en la literatura sobre la existencia de diferenciales salariales. En la sección tercera se resumen brevemente los trabajos sobre el tema para el caso de Uruguay. Posteriormente, se desarrolla un modelo teórico para los diferenciales salariales basándose en la existencia de negociación salarial. Los datos y la metodología econométrica utilizada se describen en la sección cinco mientras que los resultados de la estimación se reportan en la sexta sección. En el último capítulo se resumen las conclusiones del trabajo y se proponen líneas futuras de investigación.

## 2. Marco teórico

Existen distintas explicaciones teóricas acerca de cómo se determinan los salarios y, por lo tanto, distintas justificaciones para la existencia de diferenciales salariales.

Una primera línea argumental sostiene que si el mercado de trabajo funciona competitivamente, los salarios se determinan como el precio que equilibra la oferta y la demanda, y serán entonces, homogéneos para todos los individuos con características y ocupaciones similares que participan en ese mercado. La existencia de desvíos de esta situación de equilibrio se justifica por desajustes de corto plazo en el mercado o por la existencia de características no observables de los individuos, de las ocupaciones o de las empresas, que afectan el valor de la productividad marginal del trabajador.

Sin embargo, los diferenciales salariales *interindustriales* no se pueden explicar adecuadamente como desajustes de corto plazo porque se ha encontrado evidencia empírica suficiente acerca de su permanencia durante períodos de tiempo prolongados (Slitcher, 1950; Krueger y Summers, 1988; Tarling y Wilkinson, 1982; Lawson, 1982; Papola y Baharadwaj, 1970) Slitcher (1950) encontró estabilidad de los salarios relativos entre ramas industriales trabajando con el salario por hora de trabajadores no calificados de veinte ramas industriales en Estados Unidos entre 1923 y 1946. Krueger y Summers (1988) extendieron este estudio utilizando datos de encuestas a la población de este mismo país en 1984 y concluyeron que las industrias en las que se pagaban salarios altos en 1923, como por ejemplo la automotriz, continuaban siendo en 1984 las de mayores salarios relativos. Asimismo, las ramas industriales que pagaban menores salarios respecto a la media de la industria, como por ejemplo la industria de cuero y calzado, mantenían esta característica al final del período estudiado.

Los estudios realizados para otras economías, como la del Reino Unido en el período posterior a la Segunda Guerra Mundial, encontraron el mismo tipo de regularidad (Tarling y Wilkinson, 1982; Lawson, 1982)

Al mismo tiempo varios autores han realizado comparaciones internacionales de las estructuras salariales, buscando demostrar la existencia de diferenciales salariales *interindustriales* con estructuras similares en los distintos países. Papola y Baharadwaj (1970) trabajaron con las estructuras salariales de diecisiete países y encontraron un ordenamiento de los salarios relativos en la industria que se mantuvo muy estable entre países desarrollados aunque fue menos estable entre los países subdesarrollados. Ambos tipos de estudios presentan evidencia que contradice la interpretación de los diferenciales salariales como un fenómeno de desajuste de corto plazo.

Por otra parte, una hipótesis alternativa es la que sostiene que las diferencias en los salarios responden a características inobservables de los trabajadores o de las empresas que no son, por lo tanto, un fenómeno de corto plazo. Pero esta explicación no reúne el consenso de los distintos investigadores en el tema. Algunos autores la refutan, basándose en evidencia empírica que muestra que individuos que se mueven de un sector a otro reciben salarios diferentes, no habiendo cambiado sus habilidades, tanto observables como inobservables (Krueger y Summers, 1988) Otros argumentan que la evidencia empírica disponible no es suficiente para sostener que existen diferenciales salariales interindustriales (Haisken-DeNew y Schmidt, 1999; Carruth, Collier y Dickerson, 1999). Para estos autores el problema es metodológico, ya que este tipo de diferenciales surge por no considerar adecuadamente el efecto de todas las características observables e inobservables de los individuos, de los puestos de trabajo que éstos ocupan y de las empresas en las que trabajan. De esta forma, al incluir en sus trabajos efectos individuales inobservables concluyen que los diferenciales salariales *interindustriales* se reducen significativamente o desaparecen. Así, el estudio realizado por Haisken-DeNew y Schmidt (1999)

consistió en comparar las estructuras salariales de Alemania y Estados Unidos, utilizando datos provenientes de encuestas y censos de población de sus países. A partir de su estudio concluyeron que la estructura salarial fue, en ambos casos, muy estable y que, considerando adecuadamente la heterogeneidad inobservable y los efectos aleatorios por individuo, la dispersión salarial se redujo a la mitad en el período 1984-1996. Por su parte Carruth, Collier y Dickerson (1999) trabajando con datos provenientes de una encuesta representativa realizada a más de 5000 hogares (unos 10000 individuos) en Inglaterra entre 1991 y 1996, encontraron que, considerando adecuadamente la heterogeneidad individual inobservable, se explica la mayor parte de la variabilidad de los salarios y que un pequeño porcentaje de la misma se relaciona a las características de los puestos de trabajo. Para estos autores el sector de actividad al que pertenece el trabajador no interviene en la determinación de los diferenciales salariales que analizan.

Una segunda interpretación de los diferenciales salariales parte del supuesto de una determinación no competitiva del salario, a diferencia de los últimos trabajos mencionados. Las hipótesis que explican así la existencia de diferenciales salariales parten de una lógica diferente que se puede sintetizar en dos grandes vertientes: las explicaciones basadas en la existencia de incentivos al esfuerzo y aquellas que encuentran sus orígenes en los arreglos institucionales específicos de las distintas economías.

La primera vertiente está constituida por autores que intentan explicar los diferenciales salariales basándose en decisiones unilaterales de las empresas. Esta postura se encuentra bien representada por los investigadores de la llamada *teoría de salarios de eficiencia* (Stiglitz 1984, Yellen 1984, Katz 1986) en todas sus variantes. Existen “salarios de eficiencia” siempre que las empresas intentan lograr un desempeño más “eficiente” de sus trabajadores motivándolos con el pago de salarios por encima del valor de equilibrio del mercado. Las empresas que desarrollan esta política continúan siendo

racionales, en términos de la maximización de beneficios, si es que así logran reclutar o mantener a los trabajadores más productivos. Dicha “racionalidad” se fundamenta de diferentes maneras. Un primer modelo aduce que se pagan mayores salarios intentando reducir los costos en los que la empresa incurre cuando renueva su personal. Si existen costos de despido, de selección y adiestramiento de nuevo personal, el pago de mayores salarios se justifica por la reducción en la frecuencia con la que se renueva el personal, dado el interés de parte de los trabajadores de conservar su trabajo (Stiglitz, 1985) Una segunda propuesta se basa en que el diferencial salarial existe porque la empresa intenta motivar al trabajador a un mayor esfuerzo. El trabajador que recibe como salario exactamente el costo de oportunidad de las horas que dedica al trabajo tiene pocos incentivos a un esfuerzo extraordinario. Tendrá aún menos incentivos cuando existen posibilidades de encontrar otro trabajo fuera de la empresa a un mismo nivel de esfuerzo y salario. Sin embargo un pago superior ligado a un esfuerzo extraordinario hará que sea costoso ser despedido generando así incentivos para incrementar su esfuerzo. Otro argumento en este sentido se basa en la idea de que la empresa que pretenda controlar la calidad del trabajador deberá destinar recursos económicos para la tarea de monitoreo del desempeño de sus operarios. En muchos casos el monitoreo es imposible o los recursos necesarios para pagarlo son mayores al diferencial salarial. La empresa entonces asignará sus recursos de manera racional pagando un salario incentivado para seleccionar así a los mejores operarios en cuanto a su disposición al esfuerzo (Akerlof, 1984) Además en un contexto en el cual algunas de las características del trabajo son parcialmente inobservables, pagando mayores salarios la empresa atrae y/o conserva a los mejores trabajadores (Weiss, 1980)

Cualquiera de las alternativas planteadas permite fundamentar la existencia de diferenciales salariales por empresa. Los diferenciales *interindustriales* por su parte se justifican porque determinados sectores de actividad presentan características apropiadas para que las empresas que los componen puedan

desarrollar este tipo de políticas. Estos sectores serían por ejemplo, aquellos que generan rentas extraordinarias; los que presentan altas tasas de relación capital-trabajo; o los que están protegidos de la competencia del resto del mundo por políticas de comercio exterior; entre otros (Krueger y Summers, 1988)

La otra vertiente que explica la existencia de diferenciales salariales en un marco no competitivo de determinación del salario la constituyen los autores que los vinculan a la existencia de arreglos institucionales. La normativa legal o las reglamentaciones que permiten cualquier tipo de fijación administrativa de los salarios, o que reconocen la negociación como mecanismo válido para la fijación de los mismos, generan condiciones para que existan diferenciales salariales tanto de carácter *interindustrial* como *intraindustrial*. Dentro de este enfoque se incorpora la amplia literatura desarrollada en torno a la existencia de sindicatos y sus efectos sobre el mercado de trabajo. La mayoría de trabajos en este tema se centran en los efectos de los sindicatos en la fijación de los salarios, mientras que sólo un número reducido de ellos se ocupa de la incidencia de los sindicatos en aspectos tales como el empleo, la productividad y la inversión.

La observación de diferenciales salariales en economías donde existen sindicatos ha motivado desde hace décadas el análisis de los mecanismos a través de los cuales éstos ejercen influencia en la fijación del salario. Si bien la evidencia empírica que aporta la literatura no es absolutamente concluyente, establece una serie de hechos estilizados sobre los cuales se desarrolla el análisis teórico.

Un primer punto se refiere a la importancia de determinar cuáles son los objetivos del sindicato. Es claro que el salario es un objetivo primordial para el sindicato, pero resulta menos claro si los agentes consideran conjuntamente los

efectos de la fijación de los salarios sobre el empleo o aún más, si se negocia también sobre el nivel de empleo o variables relacionadas a su determinación.

Bajo el supuesto de que el sindicato considera solamente como objetivo de la negociación el nivel de salario, se desarrollan dos tipos de modelos de acuerdo al rol que desempeñan las empresas.

Un primer tipo de modelo se caracteriza por el hecho que no existe negociación sobre el empleo, determinándose éste de acuerdo a la función de demanda de trabajo de las empresas. Hay dos situaciones posibles en estos casos. La primera se refiere a cuando los sindicatos determinan el salario, que será tomado por la empresa como dado. El modelo se denomina "*monopolio del sindicato*" y sus orígenes pueden encontrarse en Dunlop (1944) Por otra parte, si las empresas negocian con los sindicatos el nivel de salario y luego fijan unilateralmente el nivel de empleo, el modelo utilizado para explicar el fenómeno se denomina "*right-to-manage*" (Nickell, 1982) En la medida que las empresas detentan algún poder en la negociación, esto se traducirá en niveles de salarios menores que en el caso de monopolio del sindicato. Sin embargo, los resultados del modelo son, en ambos casos, ineficientes en el sentido de Pareto, es decir, existiría un equilibrio en el que al menos alguna de las partes puede estar mejor, sin perjudicar a la otra, lo cual implicaría una conducta no racional de los agentes. Esto motivó a los investigadores a buscar explicaciones alternativas dado que la eficiencia o no de los resultados modificaría los incentivos de los agentes a participar en la negociación.

Partiendo del supuesto de incorporar el nivel de empleo como un objetivo para el sindicato, se dio lugar al llamado *modelo de contratos eficientes* (Mac Donald y Solow, 1981), que asegura la eficiencia en el sentido de Pareto de los resultados de la negociación. La negociación se realiza simultáneamente sobre salario y nivel de empleo, siendo los resultados finales del modelo un nivel de salario y de empleo que se ubicarían en un sendero que se ha dado en llamar

“*curva de contrato*”, a la derecha de la curva de demanda de trabajo. En todos los casos anteriormente mencionados, el salario será mayor al que se fijaría sin la intervención del sindicato y, por tanto, queda justificada la existencia de los diferenciales salariales observados.

A partir de finales de los años 80 y durante los 90, se desarrollaron trabajos en los que se investigan los efectos, sobre los resultados del modelo, de considerar cambios en algunos de los supuestos. Los estudios realizados concluyeron que son relevantes para los resultados, y por tanto para explicar los diferenciales salariales, asuntos tales como quiénes y cuántos son los miembros del sindicato, cómo es la secuencia temporal de las negociaciones y cuál es el grado de centralización de las mismas (Calmfors, 1985,1993; Calmfors y Driffil, 1988; Naylor, 1995; Rama, 1994; entre otros) En este último caso, las conclusiones relevantes apuntan a que los niveles negociados de salarios serán mayores en negociaciones con determinado grado de centralización, por ejemplo a nivel de ramas industriales, que cuando la negociación es totalmente centralizada o muy descentralizada. En estos casos el impacto negativo sobre el empleo es mayor porque no hay competencia entre empresas del mismo sector industrial y los desempleados de otros sectores no son miembros del sindicato que negocia. Rama (1994) suaviza estos resultados demostrando que éstos dependen del nivel de apertura de la economía.

En Uruguay y durante el período de análisis considerado, 1988 a 1995, ocurrieron cambios institucionales importantes en materia de negociación salarial. En un primer subperíodo, 1988-1992, las negociaciones se desarrollaron a nivel de grupos de actividad económica, coordinados y sincronizados y en los que además el Gobierno participaba volviendo obligatoria la aplicación de los acuerdos para todas las empresas del sector (homologación) A partir de 1992 el retiro del Gobierno de las negociaciones determinó la desaparición de la obligatoriedad en la aplicación de los acuerdos a las empresas que no participaban de la negociación. Esto generó incentivos

para un aumento en el grado de descentralización de las negociaciones, ya que al no ser sus resultados de aplicación obligatoria por ley, tanto trabajadores como empresas podían obtener beneficios de la incorporación de las especificidades de la firma. En consecuencia, en el presente trabajo se prestará atención a los posibles efectos sobre los diferenciales salariales de los cambios en el grado de centralización de la negociaciones, teniendo en cuenta que en el mismo período ocurrió, además, un cambio importante en el grado de apertura de la economía.

### **3. Breve reseña de los trabajos realizados en Uruguay**

Los trabajos realizados sobre diferenciales salariales en la industria uruguaya han centrado su atención tanto en los diferenciales salariales *interindustriales* como en los *intraindustriales*.

Un primer conjunto de estudios apuntaron a caracterizar la estructura salarial de la industria y a estudiar la estabilidad de la misma utilizando datos de la Encuesta Industrial Anual (EIA) y/o de los Censos Económicos agregados a nivel de ramas de la actividad, a tres y a cuatro dígitos de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU). Se incluyen en esta categoría de análisis los trabajos realizados por Peaguda y Rossi (1982), Bucheli y Rossi (1988), Abuhabda (1991), Rossi y Tansini (1992) y Casacuberta y Cassoni (1993).

Peaguda y Rossi (1982) realizaron una primera aproximación al tema utilizando datos para el período 1930-1978. En base a los coeficientes de variación de los salarios concluyeron que la dispersión salarial aumentó a partir de 1968 aunque en el caso particular de los obreros disminuyó drásticamente entre 1968 y 1978. Advierten, sin embargo, que se debe considerar para la interpretación de los resultados que se tomó como punto de referencia el año 1968, en el cual se aplicó una política de “shock” contra la inflación, el “congelamiento de precios y salarios”. Además, el grado de agregación de los datos es excesivo para realizar este tipo de análisis.

A partir de 1982, la disponibilidad de los datos de la EIA permitió utilizar información por rama a cuatro dígitos de la clasificación CIIU. El resto de los trabajos mencionados dentro del primer grupo explotaron esta información. Entre ellos se pueden diferenciar los que concluyeron que la estructura salarial fue estable, con diferenciales salariales que se mantienen (Abuhabda, 1991;

Rossi y Tansini, 1992) de los que encontraron un incremento de la diferenciación salarial (Bucheli y Rossi, 1988; Cassoni y Casacuberta, 1993)

Abuhabda (1991) encontró evidencia empírica consistente con diferenciales salariales estables en el período 1982-1987. Utilizó como medida para los diferenciales salariales su desvío estándar ponderado por empleo y calculó coeficientes de correlación de estos desvíos con aquel observado en 1987. Las correlaciones fueron en todos los casos mayores al 90%, excepto para 1982.

Rossi y Tansini (1992) analizaron la estabilidad de la estructura salarial del personal obrero de la industria calculando el coeficiente de correlación de Spearman para el período 1982-1987. Consideraron en sus estimaciones las remuneraciones promedio por rama industrial y por hora trabajada por obrero de 68 ramas industriales a cuatro dígitos del sector industrial. Sus resultados reafirmaron la hipótesis de que el sector manufacturero presentó una estructura salarial diferenciada y estable en el período 1982-1987. Destacaron en su análisis que los cambios en el mercado de trabajo acaecidos a partir de la caída de la dictadura, la legalización de los sindicatos y la reinstalación de las negociaciones colectivas de los salarios, no parecen haber afectado la estructura salarial. Sus conclusiones son de una aplicabilidad relativa ya que, como ellos mismos plantearon, el coeficiente de correlación por rangos no evalúa bien la varianza al interior del propio ordenamiento, donde pueden haberse presentado modificaciones importantes en el período (Allen, 1991)

Por otra parte, Bucheli y Rossi (1988) calcularon los coeficientes de variación de los salarios entre industrias para el período 1982-1987. Sus resultados los condujeron a afirmar que la variabilidad de los salarios se mantuvo constante al considerar el salario por hora. Sin embargo, al utilizar el salario por trabajador observaron un incremento importante de la varianza a partir de 1984. La propuesta de los autores fue asociar este incremento a la política desarrollada por las empresas durante la crisis posterior a la devaluación de 1982. Éstas

habrían utilizado intensivamente su personal, en lugar de contratar trabajadores nuevos, ya que la incertidumbre macroeconómica habría conducido a las empresas a minimizar la rotación del personal, ajustando su producción a los requerimientos de la demanda a través de la contratación de horas extraordinarias del personal preexistente.

Finalmente, Casacuberta y Cassoni (1993) analizaron la estructura de salarios industriales utilizando datos del Censo Industrial de 1988, y encontraron que el coeficiente de correlación de los diferenciales salariales relativo a 1987 fue 0.901, más bajo que el reportado por Abuhabda entre 1986 y 1987. Si bien advierten que la comparación se dificulta por tratarse de datos estadísticos que provienen de muestras seleccionadas con criterios distintos, concluyeron que los resultados obtenidos *no* conducen a afirmar que la estructura salarial sea estable ya que los desvíos estándar promedio de los diferenciales salariales presentaron un incremento estadísticamente significativo (de 0.351 en 1987 a 0.378 en 1988) Constataron además la existencia de una mayor dispersión en los diferenciales salariales de obreros que de empleados. Demostraron que la dispersión salarial disminuye cuando se consideran sólo los pagos por salario, lo que interpretaron como un indicio de que las empresas diferencian a través del pago de compensaciones extraordinarias. Los autores estudiaron además la estabilidad de la estructura salarial a través de la comparación de los datos de los censos industriales de 1968, 1978 y 1988. Encontraron una alta correlación entre diferenciales salariales para el caso en que se consideraron todos los trabajadores conjuntamente. Sin embargo cuando se diferencia obreros de empleados y cuando se utilizan los salarios por hora, la correlación disminuyó significativamente. Los autores concluyeron que si bien la estructura salarial permaneció *relativamente* estable, la diferenciación existió, sólo que se utilizaron mecanismos no salariales para implementarla. Entre 1968 y 1988 se produjeron cambios importantes especialmente en el caso de los obreros. La mayoría de estos cambios ocurrieron entre 1968 y 1978, y estuvieron

relacionados a los cambios en la participación de las ramas industriales en el producto y en el empleo manufacturero.

Un segundo grupo de investigaciones estudiaron los llamados diferenciales salariales *intraindustriales*. Entre ellos se encuentran algunos de los trabajos ya mencionados realizados en la década de los noventa y el estudio desarrollado por Casacuberta (1994)

Abuhabda (1991), usando información proveniente del censo industrial de 1978, demostró que existe un efecto positivo del tamaño de la empresa en los diferenciales salariales.

Casacuberta y Cassoni (1993) comprobaron la incidencia positiva del tamaño de la empresa en el diferencial salarial con datos del Censo Económico de 1988. Realizaron además un análisis de regresión para cuantificar el impacto de las características de las empresas y del mercado de trabajo en el cual ellas actúan sobre el diferencial salarial. Encontraron que características de las ramas industriales tales como el grado de concentración, la intensidad en el uso del capital, el grado de participación en rentas monopólicas y la orientación al mercado doméstico influyen positivamente en los diferenciales salariales. Además, la capacitación de los trabajadores y el grado de sindicalización tuvieron efectos positivos en la determinación de los diferenciales salariales en 1988.

En Rossi y Tansini (1992), se abordó este tema utilizando microdatos de las EIA de los años 1983,1985 y 1987. Bajo el supuesto de que el mercado de trabajo uruguayo no funcionó competitivamente en el período de análisis, estimaron una ecuación donde los diferenciales salariales dependen de características de las empresas y de las ramas industriales a las que éstas pertenecen. Realizaron un análisis de corte transversal con alrededor de 400 empresas seleccionadas dentro de las pertenecientes a la muestra de EIA y encontraron

que los establecimientos más grandes, orientados al mercado interno, con tecnología intensiva en capital, localizados en Montevideo, y con mayor proporción de personal en tareas no productoras de bienes, fueron los que pagaron salarios por encima de la media de la rama industrial a la que pertenecen.

Finalmente el trabajo de Casacuberta (1994) se destaca por realizar un aporte metodológico innovador al estudio de los diferenciales salariales utilizando microdatos de la Encuesta Industrial Trimestral (EIT) en el tiempo. El uso de una base de datos que incorpora varias observaciones para las empresa en el tiempo (panel) le permitió incorporar efectos fijos por empresa que estarían relacionados a las características inobservables de los establecimientos. El supuesto teórico que el autor utilizó como punto de partida fue que la fijación del salario no ocurre en un mercado competitivo, sino que se determina en una negociación entre las empresas y los trabajadores. La negociación se realiza sólo sobre el salario, por lo que se trata de un modelo *“right-to-manage”*. Dicho modelo supone que, una vez que se determinó el salario, las empresas maximizan ganancias y establecen así el nivel de empleo requerido. El modelo propuesto establece que en la determinación de los salarios intervienen tanto factores internos a las empresas como factores externos a las mismas. Dentro del primer grupo se incluyen el nivel de precios relativos de la empresa respecto al del sector industrial al que ésta pertenece, el número de trabajadores y su capacidad de influir en la probabilidad de permanecer empleados. Entre los factores externos se incluyen tanto los relacionados a las condiciones generales de los mercados de trabajo y de bienes en que la empresa se encuentra inserta, como factores macroeconómicos tales como la tasa de desempleo y el sistema de cobertura por desempleo vigente. Para la estimación del modelo el autor utilizó el conjunto de empresas que sobrevivieron durante todo el período de análisis (1982-1987) Los resultados de la estimación lo condujeron a afirmar que:

- en el Uruguay los salarios fueron relativamente más flexibles al desempeño económico de las empresas que en otros países de los que se dispone de esta información (países de la OECD). Además la estimación del modelo propuesto mostró que los diferenciales salariales observados fueron altamente dependientes de las variables representativas de las características internas de las empresas.
- los trabajadores que pertenecían a la empresa y participaban de la negociación (que la literatura denomina “insiders”) tuvieron una influencia importante en la determinación de los diferenciales salariales. Los “*shocks*” de demanda o de productividad positivos que percibieron las empresas se transformaron en mayores salarios pagos a los empleados existentes y en diferenciales salariales positivos, y no en un incremento del empleo.
- las condiciones del mercado de trabajo en el cual la empresa selecciona la mano de obra influyeron en la fijación del salario. La tasa de desempleo existente, así como los cambios en la misma, resultaron determinantes permanentes de los diferenciales salariales.
- el cambio en los mecanismos de fijación del salario, ocasionado por la reincorporación de los sindicatos como agentes negociadores, influyó positivamente en los diferenciales salariales.
- la participación de las empresas en el mercado de bienes, o sea, su poder de mercado, no fue determinante para los diferenciales salariales analizados. Este resultado resulta sorprendente dado que en la mayoría de los trabajos revisados la existencia de rentas extra-competitivas justifica en general la disposición de las empresas a negociar en torno a cómo distribuir las.

El autor destacó la necesidad de tener en cuenta la influencia de algunos de los supuestos simplificadores del modelo en los resultados de la estimación, así

como de las restricciones por disponibilidad de datos. Aquellos que consideró más relevantes fueron: la exclusión de variables importantes como es el *stock* de capital de la empresa; la elección de una función de producción con tecnología Cobb-Douglas que limita la consideración de “*shocks*” de productividad; y el hecho de utilizar una base de datos en la que se incluyeron sólo las empresas sobrevivientes, lo cual puede generar sesgos importantes en la estimación de los parámetros.<sup>1</sup>

A pesar de ello, este trabajo significó un aporte muy importante para entender el mecanismo de determinación de los salarios en el Uruguay, y en qué condiciones el mismo ha generado diferenciales salariales de importancia a nivel de empresa y de industria.

Los trabajos referenciados en esta sección presentan evidencia suficiente sobre la existencia de diferenciación salarial en el Uruguay. Si bien no existe una única explicación acerca de sus orígenes, se analiza un conjunto de causas, algunas relacionadas al sector de actividad y otras a las características propias de las empresas.

En este trabajo se toma como punto inicial la investigación arriba reseñada tanto desde el punto de vista teórico como metodológico. Desde el punto de vista metodológico sin embargo, se perfecciona el tratamiento de los efectos por empresas ya que se utiliza en las estimaciones un conjunto de datos panel que incluye tanto a las empresas en actividad durante todo el período como a aquellas que cerraron y a las empresas que se incorporaron en el lapso de tiempo bajo análisis. El período de análisis considerado refiere a fin de los 80 y mediados de los 90 y se amplía el número de características observables a incluir, tanto a nivel de empresa como de rama. De esta forma, el trabajo

---

<sup>1</sup> El sesgo de selección resulta del hecho que sólo se “observa” el impacto de las distintas variables sobre los diferenciales salariales para aquellas empresas que sobrevivieron. Es necesario, entonces, estimar simultáneamente cual es la probabilidad de que la empresa sobreviva. Aún más, esta supervivencia podría depender, a su vez, de la existencia misma de diferenciales salariales.

pretende aportar nuevos elementos a la comprensión y cuantificación de los diferenciales salariales en Uruguay.

#### **4. El modelo de negociación salarial para Uruguay**

##### *4.1. Antecedentes*

En Uruguay a partir de 1985 y conjuntamente con la reinstalación del Gobierno democrático, volvieron a funcionar los Consejos de Salarios. En este ámbito interactuaron empresarios, sindicatos y Gobierno, buscando acuerdos acerca de distintos aspectos de las relaciones laborales a nivel de grupos de actividad. Los acuerdos que lograron fueron plasmados en los llamados convenios colectivos. En la mayor parte de los casos, estos convenios fijaron salarios mínimos por ocupaciones y además incrementos salariales de manera que los resultados de las negociaciones fueron determinantes fundamentales de la estructura salarial. La reglamentación vigente en el momento y hasta 1991 establecía que una vez que el convenio colectivo era homologado por el Poder Ejecutivo, se convertía en obligatorio para todas las empresas del sector o grupo de actividad, no importando si participaba o no de la negociación. A partir de 1991 el Gobierno se retiró de este ámbito de negociación, lo que condujo a un cambio en la cobertura de los mismos al poner fin a la homologación de convenios.

En el período 1985-1990 el Gobierno participó en las negociaciones con el objetivo de detener el proceso inflacionario, controlando los ajustes de salarios. Si bien el éxito en este sentido no fue claro, su participación fue determinante del nivel de centralización de las negociaciones. Forteza (1992) analizó algunas de las posibles causas del fracaso de la política, concluyendo que, por un lado, los sindicatos tuvieron permanentemente expectativas de mayor inflación que el gobierno, por lo cual no existió la necesaria credibilidad en la política de estabilización. Así, tarde o temprano buscaron mecanismos para obtener

incrementos de salarios que significaran una recuperación total de la inflación pasada. Por otra parte, dada la existencia de sindicatos sectoriales fuertes, para que los acuerdos centralizados fueran respetados a nivel de las empresas se hubiera requerido cooperación, y ésta no estuvo presente. Una vez que lograron los beneficios macroeconómicos de la moderación, existieron entonces incentivos para aprovechar las ventajas sectoriales de un mayor salario real. Si bien la negociación era de un nivel medio de centralización, se puede comprobar que la mayoría de los convenios homologados respetaron las pautas acordadas a nivel de rama. Además, los aumentos otorgados a nivel de empresas tendieron, en muchos casos, a superar dicha pauta.

En el caso de la industria manufacturera hay evidencia que sugiere que los incrementos de salarios a nivel de empresa excedieron sistemáticamente las pautas establecidas o negociadas (Melgar, 1992). Esto a su vez implicaría la existencia de negociación a un nivel de desagregación bastante mayor que el de rama. Por su parte, Rodríguez, Cozzano, Mazzuchi y Pozzolo (1998) llegaron a conclusiones distintas a partir del estudio de los convenios salariales en el período 1985-1992 (cuadro 1)

Cuadro 1 - Nivel de negociación (en porcentajes)			
Período	Rama	Grupo de empresas	Empresas
1985	94.7	-	5.3
1986	94.5	-	5.5
1987	95	-	5
1988-89	90.8	-	9.2
1990-91	93.7	-	6.3
1992-97	59.2	2.7	38.1
1996-97	34.4	0.2	64
1990-97	67.4	2.1	30.6
Fuente: Rodríguez, Cozzano, Mazzuchi, Pozzolo (1998)			

Las negociaciones se realizaron principalmente a nivel de ramas de la industria, siendo el gobierno el principal promotor de este nivel de negociación a través de la homologación de los convenios. Esto parece ser confirmado por el

incremento del nivel de descentralización que se verifica luego del retiro del gobierno de los Consejos de Salarios. Las empresas perdieron el incentivo a participar en negociaciones con los sindicatos de rama o sector de actividad, y cuando negociaron, lo hicieron con sus propios trabajadores, agremiados o no.

Cassoni (1998) argumenta que la negociación desarrollada en el período 1985-1991 puede ser asimilable a una negociación centralizada. Si bien las negociaciones se realizaron a nivel de rama industrial en todo el período, al haber estado sincronizadas y coordinadas por la central sindical, sus resultados serían muy similares a los de una negociación centralizada. A partir de 1991, cuando el Gobierno dejó de participar en las negociaciones, la coordinación y sincronización se redujeron incrementando los incentivos a negociar a nivel de empresa.

Uno de los elementos que podría explicar parcialmente la existencia de diferenciales salariales *intraindustriales*, desde un punto de vista institucional, es el grado de descentralización de las negociaciones. Cuanto mayor es el grado de descentralización aumentan las posibilidades de que en la determinación de los salarios influyan las características particulares de las empresas y, por tanto, aumenta la dispersión salarial.

Con la motivación de definir el objeto de las negociaciones, Cassoni, Allen y Labadie (2000) revisaron todos los convenios colectivos firmados en la industria manufacturera que se registraron ante el Ministerio de Trabajo entre 1985 y 1997. Encontraron que los acuerdos homologados en el período 1985-1990 se referían principalmente a aspectos salariales tales como fijación de salarios mínimos por categorías, periodicidad de los ajustes y forma de cálculo de los mismos, compensaciones ordinarias y extraordinarias, pagos extras por productividad entre otros. En algunos casos existían cláusulas referentes a condiciones de trabajo, incorporación de tecnología, duración de la jornada laboral y vacaciones. No encontraron sin embargo cláusulas referentes a

empleo o estabilidad laboral. En base a estos resultados concluyeron que al menos hasta 1992, cuando vencieron los últimos convenios homologados, la determinación de los salarios y el empleo en el Uruguay es representable por un modelo "*right-to-manage*". Cassoni y Labadie (2001) continuaron investigando acerca del objeto de la negociación a partir de 1992. En el período 1993-1999 observaron la incorporación a los acuerdos de cláusulas referentes a empleo pero aún de forma muy tímida, y particularmente en los casos en que la negociación se hizo a nivel de empresa. Concluyeron que este hecho es posible interpretarlo como una transformación del modelo de negociación. Los modelos adecuados para este segundo período de análisis serían el de "contratos eficientes", si se negocian simultáneamente salario y empleo, o los "modelos recursivos" si la negociación se realiza en varias etapas.

#### 4.2. *El modelo*

La existencia de diferenciales *interindustriales* queda justificada por el solo hecho que las negociaciones salariales en el período se realizaron a nivel de ramas industriales al menos hasta 1991. Adicionalmente, los diferenciales *intraindustriales* se justifican por el hecho que las empresas debieron tomar el salario negociado a nivel de ramas industriales como un mínimo para la determinación del salario que estuvieron dispuestas a pagar, pero no necesariamente pagaron ese salario.

El modelo de negociación que se utiliza como hipótesis en este trabajo es el "*right-to-manage*" ya que fue el que predominó en la mayor parte del período como se describió en la sección 4.1. Sin embargo, los cambios observados al inicio de la década de los noventa respecto al grado de centralización y los asuntos sobre los que se negocia hacen necesario analizar la posible existencia de cambios en el modelo teórico al final del período de estudio (1994 y 1995) Esto implicaría la consideración de que también existió negociación sobre

empleo, dando lugar a un modelo recursivo o de contratos eficientes, según que la negociación sea en etapas o simultánea.

De acuerdo al modelo de negociación elegido, los representantes de las empresas y los sindicatos negocian en una primera instancia sobre el nivel de salario intentando maximizar su utilidad. Esto, sin embargo, se hace sujeto a que en una segunda etapa las empresas individualmente maximizarán sus beneficios eligiendo convenientemente el nivel de empleo de acuerdo a su curva de demanda derivada de trabajo.

Las empresas participan en la negociación por intermedio de un representante cuya función objetivo es representativa de los beneficios de una empresa tipo del grupo o sector de actividad.

La ecuación (1) representa la función de utilidad de las empresas, que resulta de restar los costos de los factores a los ingresos por venta del producto:

$$\Pi_j = P_j Q_j - W_j N_j - R_j K_j \quad (1)$$

donde:

$\Pi_j$  es el beneficio de la empresa representativa de la rama j

$P_j$  es el precio del producto de la empresa representativa de la rama j

$Q_j$  es el producto de la empresa representativa de la rama j

$W_j$  es el salario real en la empresa representativa de la rama j

$N_j$  es el empleo en la empresa representativa de la rama j

$R_j$  es el precio del capital de la empresa representativa de la rama j

$K_j$  es el stock de capital de la empresa representativa de la rama j

Se supone que la empresa representativa tiene una función de producción que responde a una tecnología Cobb-Douglas con dos factores de producción y por tanto su función producción es representable por la ecuación (2)

$$Q_j = H_j N_j^{\alpha_j} K_j^{1-\alpha_j} \quad (2)$$

donde:

$H_j$  es el grado de avance tecnológico de la empresa representativa de la rama  $j$   
 $\alpha_j$  es el peso relativo de la utilización del trabajo respecto al capital en el proceso productivo de la empresa representativa de la rama  $j$

Los trabajadores negocian a través del representante sindical de la rama de actividad a la que la empresa pertenece. Para caracterizar la función de utilidad del sindicalista es preciso realizar un conjunto de supuestos que resultan muy plausibles para el caso de la industria manufacturera de Uruguay. Estos supuestos se refieren a quiénes son parte del sindicato y sobre qué agenda maximizan su utilidad. Así, se asume que todos los trabajadores son igualmente considerados por el sindicalista (en el sentido del votante medio) y que los trabajadores despedidos dejan de pertenecer al sindicato. Además, su objetivo en la negociación es obtener un salario real, para los que mantienen el empleo, por encima del ingreso que el trabajador lograría si queda excluido de la empresa (salario alternativo), Farber (1977) Una especificación muy usada para la utilidad del sindicato es la función Stone-Geary, Dertouzos y Pencavel (1981) que plantea que la utilidad del sindicato está dada por el ingreso que obtenga por encima del salario alternativo, multiplicado por el número de trabajadores empleados (miembros del sindicato) al fin de la negociación. La ecuación (3) resume ésta especificación:

$$V_j = (W_j - A_j) N_j^{\phi_j} \quad (3)$$

donde:

$V_j$  es la utilidad del sindicato

$W_j$  es el salario relativo al precio del producto que se negocia y que se pagará a los que continúen trabajando

$A_j$  es el ingreso esperado de un trabajador que pierde el trabajo en la rama industrial  $j$

$\phi_j$  representa la importancia relativa que le asignan los sindicalistas al objetivo de empleo (sobre el que no negocian) en la función de utilidad

El ingreso esperado de un trabajador que pierde su trabajo en la empresa se puede estimar como un promedio ponderado del ingreso que recibiría un trabajador que consigue un empleo en cualquier otra empresa, en cualquier otra actividad y el que no lo consigue, cuyos ingresos serán los beneficios del seguro de desempleo. El monto del subsidio por desempleo se calcula como un porcentaje del salario que percibiría el trabajador en actividad, de forma que:

$$A_j = (1-p(u,z))W^e + p(u,z)B_j = W^e[1-p(u,z)] + p(u,z)cW_j; B_j = cW_j \quad (4)$$

donde:

$p(u,z)$  es la probabilidad de que un trabajador despedido no consiga trabajo en algún sector de la economía y es una función creciente de la tasa general de desempleo ( $u$ ) y del tiempo promedio de duración del mismo ( $z$ )

$W^e$  es el salario real esperado para un trabajador que consigue otro empleo y puede aproximarse por el salario real medio de la economía

$B_j$  es el ingreso real de los trabajadores que fueron despedidos y se encuentran en seguro de desempleo. Este ingreso se calcula en Uruguay como una cuota

parte “c” del salario que tenía el trabajador cuando estaba empleado en la empresa ( $B_j=c \cdot W_j$ )

Una solución para el problema de maximización conjunta de las utilidades de los negociadores es la propuesta por Nash (1950), de acuerdo a la cual se debe maximizar el producto de ambas funciones de utilidad, ponderadas por el poder de negociación relativo de cada parte. Dado que este proceso se hace sujeto al impacto que tendrá el salario fijado sobre el nivel de empleo, el problema se representa analíticamente en (5):

$$\begin{aligned} \text{Máx} \Omega_j &= \text{Máx} (\Pi_j - \Pi_0)^{\beta_j} (V_j - V_0)^{1-\beta_j} & (5) \\ w_j & & w_j \\ \text{s. a. } N_j &= N_j^* \end{aligned}$$

donde:

$\Pi_0$  es el beneficio operativo de las empresas en el evento en que no hay acuerdo y se detienen las actividades ( Binmore et al, 1986)

$V_0$  es el ingreso que perciben los trabajadores cuando no existe acuerdo y se detienen las actividades

$1-\beta_j$  es indicativo del poder relativo de los sindicatos en la negociación

$N_j^*$  es el nivel óptimo de empleo que se determina en una segunda instancia en la que la empresa representativa de la rama maximiza sus utilidades tomando el salario como dado

Suponiendo que cuando no hay acuerdo los empresarios tienen beneficios operativos nulos ( $\Pi_0=0$ ) y los trabajadores no perciben ingresos durante los

conflictos,<sup>2</sup> la ecuación del programa de maximización de la utilidad de los negociadores se transforma en (6):

$$\text{Máx}\Omega_j = \text{Máx} \Pi_j^{\beta_j} V_j^{1-\beta_j} \quad (6)$$

$$w_j \quad w_j$$

s. a.  $N_j = N_j^*$

La resolución del programa de maximización de  $\Omega_j$  implica un salario negociado que responde a la ecuación (7):

$$W_j = W^{e*} \{ [1-p(u,z)] / [1-p(u,z)c] \}^* (P_j Q_j / N_j)^* \{ [\beta_j \phi_j (1-R_j K_j / N_j) - [1+\beta_j(\phi_j-1)\alpha_j]] / \{ (P_j Q_j / N_j)^* [(1-\beta_j \phi_j)\alpha_j - (1-\phi_j)] + (1-\phi_j) R_j K_j / N_j \} \} \quad (7)$$

Considerando que el proceso representado por la ecuación (7) se repite en distintos momentos del tiempo “t” y agrupando convenientemente las variables, se obtiene:

$$W_{jt} = \alpha_{0j} + \alpha_1 X_{jt} + (1-\alpha_1) Z_t; \text{ con } X_{jt} = \{P_{jt}, R_{jt}, K_{jt}, Q_{jt}, N_{jt}, \beta_{jt}, \phi_{jt}, \alpha_{jt}\} \text{ y } Z_t = \{W^{e*}_t, u_t, z_t\} \quad (8)$$

donde:

$\alpha_{0j}$  es un vector representativo de las características específicas del sector de actividad o rama industrial que, teniendo influencia en la determinación de los salarios, no varían ( o varían de forma irrelevante a lo largo del tiempo). En general son características no observables, como ser las políticas de competencia desarrolladas en las distintas ramas industriales y las habilidades como negociadores de los sindicalistas y empresarios

---

<sup>2</sup> En Uruguay no hay legalmente un pago para los trabajadores que se encuentran en huelga.

$X_{jt}$  es el conjunto de variables observables que intervienen en la determinación de los salarios y varían en relación a la rama industrial considerada. En el vector se incluyen el poder negociador de los sindicatos ( $1-\beta_{jt}$ ), los precios de los bienes producidos ( $P_{jt}$ ), la productividad del trabajo ( $Q_{jt}/N_{jt}$ ), la intensidad relativa en el uso del capital respecto al trabajo ( $K_{jt}/N_{jt}$ ) y el precio del capital ( $R_{jt}$ )

$Z_t$  es el conjunto de variables relacionadas a la situación macroeconómica en los distintos momentos del tiempo. Forman parte de este conjunto de variables la tasa de desempleo ( $u_t$ ), la duración promedio del mismo ( $z_t$ ) y el salario real medio de la economía ( $W^e_t$ )

Dado que la economía uruguaya transitó por un proceso de apertura importante, que tuvo efectos significativos sobre la industria, resulta relevante incluir variables que den cuenta explícitamente del mismo, como ser el cambio en las tarifas para incorporación de bienes al país a nivel de rama industrial. Este punto es relevante porque el grado de competencia a la que un sector o empresa está expuesto localmente (importaciones) o en mercados del exterior (exportaciones) funciona como una limitante al poder en la negociación de los sindicatos.

El salario negociado a nivel de rama de la industria funcionó como un salario mínimo para las empresas de la rama, ya que una vez homologado era aplicable a todas ellas. Sin embargo, las empresas pudieron acordar salarios mayores a éstos. De esta forma, el salario real pago por las empresas puede definirse como el salario de la rama industrial al que la empresa pertenece ponderado por un cierto coeficiente  $\eta$  mayor o igual a uno:

$$W_{ijt} = \eta * W_{jt} \tag{9}$$

La brecha existente entre el salario pago por la empresa y el salario promedio de la rama industrial al que esta pertenece ( $W_{ijt} / W_{jt}$ ) es el diferencial salarial objeto de estudio en este trabajo y se puede expresar de acuerdo al desarrollo anterior como el cociente entre la ecuación (9) y la (8)

Esta brecha es entonces una función no lineal de las características observables y no observables de los establecimientos y de la rama así como de las variables referidas a la economía en general. En la ecuación (10) se plantea una aproximación lineal al logaritmo de dicha expresión:

$$dw_{ijt} = \ln(W_{ijt} / W_{jt}) \cong \beta_{0ij} + \beta_{1ij} Y_{ijt} + \beta_{2j} X_{jt} + \beta_{3j} Z_t \quad (10)$$

donde:

$\beta_{0ij}$  son las especificidades no observables de las empresas que tienen incidencia sobre la existencia y magnitud de los diferenciales salariales (como ser la política de recursos humanos que desarrolla)

$Y_{ijt}$  es un vector de variables observables definidas a nivel de empresas. Incluye variables representativas del tamaño de las firmas, de sus estrategias respecto a la utilización de la mano de obra (relación obreros a empleados), su inserción en el mercado de exportaciones, de su grado de dependencia de los insumos importados y de la intensidad en el uso de capital en el proceso productivo que desarrollan

$X_{jt}$  y  $Z_t$  son los vectores de variables definidos para la ecuación (8)

## 5. Metodología y definición de variables

### 5.1. Base de datos y aspectos metodológicos relacionados

El modelo descrito en la sección anterior, especificado para analizar la existencia de diferenciales salariales por empresa y por rama de actividad, hace necesario el uso de un conjunto de datos que brinde información a nivel de individuos (empresas o establecimientos) en los distintos momentos del tiempo. Este tipo de datos se conoce en la literatura como “micropaneles”, es decir, múltiples individuos en el corte transversal con pocas observaciones temporales para cada uno de ellos.

Para la realización de este trabajo se construyó un *micropanel* utilizando microdatos de la Encuesta Industrial Anual (EIA) relevada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) entre 1989 y 1995 y del Censo Económico que dicho organismo realizó en 1988.

El INE releva esta información por Unidades de Clase de Actividad Económica (UCA). Cada UCA es identificada a través de tres variables: el número que identifica a la empresa que gestiona el negocio (rpae); el número de unidad de producción dentro de la empresa; y la rama a 5 dígitos de la CIIU Rev 2 a la que pertenece la actividad desarrollada en la UCA.

La unidad de observación elegida para la construcción del panel de datos es el establecimiento. Cada combinación rama-rpae define un establecimiento, aunque no necesariamente se trata de un espacio físico único. Es posible tener más de un establecimiento en la misma unidad física, cuando en ella se producen bienes comprendidos en distintas ramas CIIU a 5 dígitos.

Dado que en muchos casos los microdatos por establecimiento presentaban discontinuidad en el período, fue necesario utilizar una serie de criterios para decidir la inclusión o exclusión de las distintas observaciones en el panel.

La discontinuidad de datos por establecimiento puede explicarse parcialmente por la dinámica de cierre y apertura de los mismos. Con el objetivo de incorporar los efectos de estos procesos al análisis, se adoptó un primer criterio: construir un panel no balanceado, es decir, uno que incluya individuos o unidades de observación que no necesariamente están presentes durante todo el período.

El uso de paneles no balanceados presenta ventajas metodológicas frente a los paneles balanceados. En este último caso, la inferencia se realizaría condicional a que el establecimiento esté activo en todo el período. Sin embargo algunas de las variables que explican la existencia de diferenciales salariales son probablemente también determinantes de que un establecimiento cierre o abra en cada rama. De este modo sería necesario corregir las estimaciones por sesgo de selección (Heckman, 1979) y realizar la inferencia solo para cierto tipo de establecimientos. Como en este caso se cuenta con un panel no balanceado es posible evitar el sesgo de selección.

Por otra parte, Hamermesh (1993) argumenta que la existencia de diferenciales salariales puede ser determinante en el proceso de cierre y apertura de plantas, por lo cual es necesario no excluir del estudio aquellos establecimientos que comenzaron y/o dejaron de tener actividad en el período.

La metodología econométrica a aplicar exige tener al menos dos datos consecutivos por individuo de forma de poder identificar efectos individuales que permanecen invariantes en el tiempo. Por tanto se incluyeron en el panel sólo los establecimientos que tenían al menos dos datos anuales consecutivos (por ejemplo si había establecimientos que cerraron en 1989 o abrieron en 1995 debieron ser excluidos)

Se considera que un establecimiento cerró cuando la falta de microdatos se verificó a partir de un año determinado y para el resto del período de análisis. Si bien existe la posibilidad de que esto fuese en realidad una salida de la muestra y no un cese de actividades real, la información brindada por el INE al respecto indica que no se registraron bajas de la muestra que no se correspondan con el cese de actividades de establecimientos, con lo que el criterio adoptado quedó validado.

Cuando un establecimiento tiene datos a partir de un año posterior a 1988 y siempre que tenga al menos dos datos anuales consecutivos, se incluye a la base como un establecimiento nuevo, a pesar de no haber sido posible verificar la fecha de inicio de actividades. Una interpretación alternativa sería que es una incorporación a la muestra de un establecimiento ya existente. El INE realizó este tipo de incorporaciones toda vez que supo de la existencia de un establecimiento en condiciones de ser de inclusión forzosa (más de 50 ocupados) La mayoría de estos casos se dieron cuando una empresa perteneciente a la muestra comenzó a tener actividad en una rama CIIU a 5 dígitos diferente a la que ya operaba. Por tanto, si bien la empresa existía, a los efectos del presente análisis y a nivel de establecimiento se trata de una apertura.

Un tercer caso se refiere a la falta de datos que se verifica en períodos intermedios para un establecimiento. La identificación del problema es aquí más compleja ya que se puede tratar de problemas al relevar y/o procesar los datos (como ser la existencia de procesos de reestructura productiva y organizacional de los establecimientos que implicaron la inactividad parcial de los mismos) Sin embargo, es también posible que un establecimiento haya cerrado y reabierto con el mismo dueño u otro dueño en la misma rama de actividad.

El criterio utilizado para incluir este tipo de establecimientos en la muestra fue que cumpla con dos condiciones:

-los períodos en los que se dispone de datos deben ser de al menos dos años consecutivos

-los períodos sin datos no pueden ser mayores a dos años consecutivos

Estas condiciones solo implican consistencia con el criterio general de tener la posibilidad de identificar efectos individuales invariantes en el tiempo. Dado que el INE asegura que no existieron casos de no contestación de la encuesta ni exclusiones por falta de consistencia, se supuso que se trata de establecimientos que vivieron procesos de reconversión. Así, fueron incorporados a la base como dos individuos diferentes, pero manteniendo la posibilidad de diferenciarlos de los casos de apertura o cierre definitivo debido a que su comportamiento respecto a la determinación de los diferenciales salariales puede ser distinto.<sup>3</sup>

Una vez aplicados los criterios mencionados se tienen que los establecimientos encuestados a lo largo de todo el período fueron 479, mientras 234 establecimientos cerraron, 54 abrieron y 191 se reconvirtieron (cuadro 2)

	Número de establecimientos	Porcentaje
Permanecen todo el período	479	50
Incorporaciones del período que continúan	49	5.1
Incorporaciones del período que no continúan	11	0.5
Existentes al inicio del período que no continúan	234	24.4
Reconvertidos que continúan	169	17.6
Reconvertidos que no continúan	22	2.3

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de la EIA.

<sup>3</sup> Este tipo de establecimiento se denominaron en el trabajo como “ establecimientos reconvertidos”

## 5.2. Definición de variables

De acuerdo al modelo teórico expuesto en la sección cuatro, los diferenciales salariales dependen de un conjunto de características observables que pueden definirse a nivel de establecimiento, de rama industrial o de la economía es su conjunto. Las variables observables representativas de estas características, si bien se definen en los tres niveles de agregación ya mencionados, modelizan la incidencia de la tecnología de producción adoptada por los establecimientos, del grado de competencia existente en los mercados en que participan y del mecanismo de fijación de salarios predominante en el período, sobre los diferenciales salariales.

Las ramas industriales se definen a nivel de tres dígitos de la codificación CIIU, por motivos de disponibilidad de datos. En el caso de la rama 311, sin embargo, se dispone de datos suficientes para desagregar la información a cuatro dígitos. Además este mayor grado de desagregación se considera apropiado dado que esta rama abarca actividades productivas más heterogéneas que el resto.

El diferencial salarial se define, en este trabajo, como la brecha entre el salario real por trabajador a nivel del establecimiento y el salario real medio de la rama industrial a la que dicho establecimiento pertenece. El salario real por trabajador es la sumatoria de las remuneraciones nominales por persona ocupada en el establecimiento más los aportes patronales correspondientes, deflactada por el Índice de Precios Mayorista (IPM) de la rama a 3 dígitos.<sup>4</sup>

El cociente entre la suma del total de remuneraciones más los aportes a la Seguridad Social y el total de ocupados se utiliza como indicador de salario real de la rama. Los datos corresponden a los publicados por el INE, con lo cual son representativos del universo de establecimientos de la rama.

---

<sup>4</sup> El precio adecuado para deflactar el salario sería el del producto del establecimiento. Pero como no se cuenta con este dato, se utiliza como *proxi* al precio a nivel de rama a 3 dígitos.

A nivel de cada establecimiento los factores de producción a considerar son el capital y la mano de obra, desagregada en calificada y no calificada. Se definen entonces dos variables que caracterizarán la tecnología de producción utilizada: el acervo de capital en maquinaria por trabajador (captrab) y el porcentaje de mano de obra no calificada en el total de trabajadores del establecimiento (%obr)

El acervo de capital no forma parte de las variables que el INE calcula anualmente pero esta variable si fue recogida en el censo de 1988. Dado que en la EIA se reportan la inversión bruta, la depreciación y las ventas de bienes de capital anualmente, el acervo de capital fue calculado utilizando los datos disponibles siguiendo una metodología análoga a la planteada por Black y Lynch (1997) La definición teórica utilizada para el acervo de capital del establecimiento es:

$$K_{ijt} = K_{ij(t-1)} + I_{ijt} - D_{ijt} - V_{ijt}$$

donde:

$K_{ij(t-1)}$  es el acervo de capital del establecimiento  $i$  de la rama  $j$  en el período  $t-1$

$I_{ijt}$  son las incorporaciones de bienes de capital (inversión bruta) del establecimiento  $i$  de la rama  $j$  en el período  $t$

$D_{ijt}$  depreciaciones de bienes de capital del establecimiento  $i$  de la rama  $j$  en el período  $t$

$V_{ijt}$  ventas de bienes de capital del establecimiento  $i$  de la rama  $j$  en el período  $t$

Los datos de depreciaciones y ventas de activo fijo de la EIA por establecimiento se consideran poco confiables para reconstruir el capital del establecimiento a partir de lo reportado en el censo de 1988, debido a que por razones fiscales las empresas tienen incentivos a sobrevaluar estos importes en sus declaraciones. Siguiendo la sugerencia propuesta por Black y Lynch (1997),

se utilizaron sólo los datos de la inversión bruta. Por otra parte para calcular las bajas del acervo de capital por concepto de depreciación no se utilizaron los datos de la EIA directamente, sino que en base a ellos, se calculó la tasa de depreciación promedio de todos los establecimientos de la rama, y luego se aplicó esta tasa al acervo de capital de cada establecimiento en el período anterior. Este cálculo se realizó por separado para tres tipos de bienes de capital: los edificios y terrenos, las maquinarias y el resto de los bienes de capital (herramientas, vehículos, muebles y útiles, varios) Para cada tipo de bienes de capital se calculó la depreciación por establecimiento de cada período de acuerdo a:

$$D_{ijt}^* = \delta_{jt} * K_{ij(t-1)} \text{ donde: } \delta_{jt} = \sum_i D_{ijt} / \sum_i K_{ij(t-1)}$$

Por último, no se consideraron bajas del acervo del capital por ventas, por lo cual podría haberse generado una sobrevaloración del capital anual por establecimiento. Se estima que esta distorsión es menor dado que en la industria uruguaya los bienes de capital son utilizados por períodos de tiempo mayores a su vida útil y en consecuencia cuando son vendidos ya se encuentran totalmente amortizados (por tanto el valor a restar sería prácticamente cero en la mayoría de los casos)

Respecto a la mano de obra, la EIA no recaba datos que permitan definir el grado de calificación de los trabajadores, como podrían ser el promedio de años de educación formal o de experiencia de los mismos. Sin embargo, un criterio utilizado ampliamente en la literatura para aproximarse a la calificación de los trabajadores es considerar que los empleados son mano de obra calificada y los obreros son fuerza laboral no calificada. Este criterio se basa en la idea que la mayoría de los trabajadores clasificados como “empleados” realizan tareas administrativas, de monitoreo o de apoyo técnico y, en ese sentido tendrían un nivel educativo mayor que los obreros. A pesar de ello, el criterio tiene limitaciones ya que no todos los empleados realizan tareas que impliquen

mayor calificación, como es el caso de un portero, mientras que muchos obreros cuentan con experiencia y formación específica en la tecnología a aplicar, con lo que su grado de calificación es mayor que la mayor parte de los empleados.

Por el contrario el criterio resulta adecuado en tanto las nuevas tecnologías incrementan la participación de empleados calificados respecto a obreros. La categoría “obrerros” aquí definida incluye a los clasificados como tales en la EIA, y también a los trabajadores a domicilio y al personal eventual.

En el Uruguay muchas de las empresas industriales perdieron poder de mercado en los años noventa como consecuencia del incremento de la competencia derivado de la apertura comercial. Este fenómeno puede haber acarreado a su vez cambios en la existencia y la magnitud de las rentas extraordinarias preexistentes. Una vez que dichas rentas extraordinarias derivadas de la protección se redujeron, es posible que las empresas estuvieran menos dispuestas a pagar mayores salarios, disminuyendo por tanto los diferenciales salariales en estas unidades. El proceso de apertura también implicó la reconversión de la estructura productiva de muchas de las empresas de la industria. Las estrategias de reconversión fueron variadas, pero todas han tenido incidencia de diferente cuantía sobre los salarios.

El modelo intenta recoger estos procesos incorporando variables representativas del grado de competencia existente en los mercados locales y en mercados externos a los que se dirige la producción uruguaya a distintos niveles de agregación.

Una primera variable mide los cambios que enfrentaron todos los sectores de la economía uruguaya en términos del grado de apertura, es decir a nivel global. La utilización de un indicador de cantidad llevaría a definir dicha variables como la suma de exportaciones e importaciones en relación al producto bruto interno. Sin embargo hay extensas críticas al uso de este indicador, referidas

especialmente a que puede resultar distorsionado al no considerar adecuadamente las variaciones de precios relativos entre transables y no transables. Vaillant (2001) calcula una medida alternativa del grado de apertura en Uruguay, basada en la propuesta de Berlinski (2000), a la que llama tarifa equivalente (etariff) Se trata de un indicador que se construye en base a las tarifas en un año base y la evolución de los precios locales e internacionales de los bienes transables y no transables:

$$\text{etariff}_t = [(1 + \lambda_0) / \text{preciorel}_t] - 1$$

donde:

$\lambda_0$  es la tarifa del año base

$$\text{preciorel} = (p^T / p^{NT})_t / (p^{*T} / p^{*NT})_t$$

$p^T$  y  $p^{NT}$  son los precios internos de los bienes transables y no transables

$p^{*T}$  y  $p^{*NT}$  son los precios internacionales de los bienes transables y no transables

Los efectos sectoriales de la apertura no fueron homogéneos, por lo cual se incluyen variables que dan cuenta de ello a nivel de rama. Así, la competencia que se enfrenta a nivel local por productos extranjeros se captura en una variable definida como el peso relativo de las importaciones en el consumo aparente (importaciones + consumo) que se denomina “consap”. La medida utilizada para captar el grado de competencia de los productos nacionales en el exterior es el porcentaje de ventas para exportación sobre el total de ventas de la rama (vtasxl). Ambos se definen como indicadores de cantidad dado que lo que resulta relevante son los desvíos con respecto a las mismas variables a nivel de establecimiento que sólo es posible construir en base a cantidades. Dados los posibles problemas de endogeneidad y sus consecuencias sobre los estimadores, estas variables serán instrumentadas en la estimación con los indicadores de precios relativos definidos en el párrafo anterior como “preciorel”.

Por último, se consideran los efectos diferenciales de la estrategia de integración al Mercosur en la inserción internacional de las ramas, usando la participación de exportaciones y las importaciones a la región en el total de operaciones con el exterior (%regx y %regm) Los datos para la construcción de estas variables provienen de los datos agregados por rama a tres dígitos de la EIA de ventas de exportación por destino e importaciones de insumos por destino publicados por el INE.

A nivel de establecimiento se definen dos variables representativas de la inserción en el mercado externo de los mismos: la orientación exportadora del establecimiento, definida como el porcentaje de ventas al exterior en el total de ventas del establecimiento (vtasx) y la dependencia de sus procesos productivos de los insumos de origen importado (insimp), calculado como la participación de los insumos importados en el total.

Otro aspecto relacionado con la competencia es la existencia de distintos grados de poder monopólico en las ramas. Es posible asociar la existencia de poder monopólico a varias facetas, como ser el tamaño del establecimiento o al porcentaje que las grandes empresas representan en la actividad del sector. Así, se define un indicador de tamaño que se calcula como el cociente entre el valor agregado bruto del establecimiento y el valor agregado bruto total de la rama industrial a la que pertenece (tam) y un indicador tradicional de competencia a nivel sectorial conocido como C4, y que fue calculado como la proporción de las ventas de las cuatro mayores empresas en las ventas totales de la rama, usando la información de la EIA.

De acuerdo al modelo teórico desarrollado en la sección 4.2, los diferenciales salariales se definen en base al salario negociado a nivel de rama (ecuación 10) Este salario negociado depende, entre otros, del salario alternativo de los trabajadores de la rama y del poder que detentan los sindicatos correspondientes (ecuación 7)

De acuerdo a la ecuación (4), el salario alternativo se puede estimar como el promedio ponderado del ingreso que recibe un trabajador que consigue trabajo en cualquier otra rama de la economía, sea en el sector formal o informal, y el que no lo consigue empleo, cuyos ingresos serán los beneficios del seguro de desempleo. Ambas situaciones se ponderan por la probabilidad de obtener un nuevo empleo y su complemento respectivo. Dicha probabilidad se supone que depende de la tasa de desempleo de la economía y de la duración promedio del desempleo, que determinan la factibilidad de encontrar una vacante.

A efectos de recoger estos aspectos del modelo teórico, se incluyen las variables salario alternativo ( $\text{salt}$ ) y sus interacciones con la tasa de desempleo ( $\text{salt} \cdot u$ ) y la duración promedio del desempleo ( $\text{salt} \cdot du$ ). El salario alternativo considerado es el ingreso real promedio anual del sector informal de la economía calculado en base a microdatos de la Encuesta Continua de Hogares. Como medidas para la desocupación y la duración promedio de la misma se utilizan: la tasa de desocupación correspondiente a los desocupados propiamente dichos de todo el país y la cantidad promedio de semanas de búsqueda entre los desocupados propiamente dichos, ambas construidas en base a los datos de Encuesta Continua de Hogares recabados por el INE. La cobertura de seguro de desempleo fue, en general, de un 50% del salario en actividad a lo largo de todo el período.

El poder del sindicato en la negociación depende de varios factores, siendo el número de afiliados al mismo uno de los indicadores más populares en la literatura. Así, se adopta el grado de sindicalización ( $\% \text{sind}$ ) como indicador adecuado. Se calcula el porcentaje como la proporción de trabajadores que se encuentran afiliados a los sindicatos sobre el total de ocupados de la rama industrial correspondiente. El número de afiliados se obtuvo de lo reportado por

los sindicatos en los Congresos de la Central de Trabajadores, mientras que los ocupados por rama provienen de las publicaciones de la EIA.

Finalmente, dado que a partir de 1991 se observa negociación a nivel de empresas (ver desarrollo de cambios institucionales y la negociación salarial en la sección 4.1) se incluye una variable que da cuenta del porcentaje de trabajadores que negocian a nivel de empresa en cada rama (%empconv)<sup>5</sup>

### 5.3. Tratamiento de los inobservables

En la sección cuatro se propone como modelo teórico adecuado para analizar los diferenciales salariales a aquel sintetizado en la ecuación (10) En ésta se incluyen efectos individuales no observables asociados tanto al establecimiento como a la rama de actividad a la que éste pertenece. Estos efectos intentan capturar especificidades no medibles, como ser características personales de los administradores de los establecimientos o la capacidad negociadora de las partes a nivel de rama.

Considerando las particularidades del conjunto de datos que se describen en el apartado anterior el modelo estimable propuesto es:

$$dw_{ijt} = a_{0ij} + a_{1ij} Y_{ijt} + a_{2j} X_{jt} + a_{3j} Z_t + v_{ijt} \quad (11)$$

donde  $v_{ijt}$  representa el componente no sistemático del modelo, que se comporta como un proceso innovación si el conjunto de información utilizado es el correcto (Spanos, 1986) y  $a_{0ij}$  son los efectos individuales.

---

<sup>5</sup> la medida utilizada no es exacta ya que si bien el registro del convenio es obligatorio por ley , la no existencia de sanciones hace que en los hechos no todos los convenios estén registrados. La dirección del sesgo no es predecible sin embargo porque no hay evidencia de que la subdeclaración sea mayor a nivel de rama o de establecimiento.

La econometría de datos panel ha analizado tradicionalmente los efectos individuales inobservables considerándolos fijos o aleatorios, en cuyo caso varían alrededor de una media constante.

Si los efectos son fijos, corresponde incluirlos en el conjunto de coeficientes a estimar, siempre que la disponibilidad de datos al respecto lo permita (para el caso de micropaneles esto generalmente no ocurre). Si se piensa que son aleatorios se deberá incluir una constante igual a la media de su distribución de probabilidad, y el componente de error del modelo incluirá a la perturbación del efecto individual, generando una matriz de varianzas y covarianzas no diagonal.

Recientemente, Arellano y Bover (1990) plantearon que “los efectos individuales se pueden considerar siempre como aleatorios sin pérdida de generalidad. La distinción crucial es si los efectos están correlacionados o no con las variables observables. Si están correlacionados con las variables observables del modelo puede ser conveniente hacer inferencia condicional sobre las realizaciones de los efectos individuales en la muestra (efectos fijos), mientras que si los efectos individuales no están correlacionados con las variables observables del modelo es natural hacer inferencia incondicional como ocurre en el modelo de errores compuestos”.

Teóricamente y en términos de estimación, las consecuencias de condicionar respecto a la muestra o la población se reducen a la eficiencia de los estimadores, siendo los últimos los más eficientes. Sin embargo en la práctica se han encontrado grandes diferencias en los valores de los estimadores de los parámetros de los modelos. Mundlak (1978) conjeturó que esto reflejaría la existencia de sesgos originados en la correlación entre efectos individuales y variables explicativas. En estos casos el modelo de efectos aleatorios estaría incorrectamente especificado dado que considera la distribución marginal de los efectos en vez de su distribución conjunta con el resto de las variables independientes.

En el modelo propuesto se supone que los inobservables a nivel de establecimiento capturan características tales como la capacidad gerencial de los empresarios; las políticas de relación con el personal (sistema de contratación, prácticas que intentan mayor cooperación y eficiencia de los trabajadores, etc.); o los requerimientos específicos de la tecnología de producción utilizada. Los inobservables a nivel de rama, por su parte, reflejarían la capacidad negociadora de los sindicalistas y de los delegados de las agremiaciones de empresarios; o las posibilidades de “lobby” en el gobierno de los sectores más importantes, entre otras. Las características mencionadas están sin duda correlacionadas con varias de las variables del modelo, como ser la estrategia de utilización de personal más o menos calificado o la magnitud de las rentas extraordinarias. Así, se propone entonces considerar los efectos individuales del modelo como efectos fijos, con lo que los resultados del mismo serán condicionales a la persistencia de los efectos individuales por establecimiento y rama industrial presentes en el período de análisis. Aún más, dado que el proceso estadístico bajo análisis presenta un comportamiento dinámico, existe correlación entre los efectos individuales y al menos los rezagos de la variable dependiente<sup>6</sup>, con lo cual la especificación queda validada.

Dado que la estimación se hace con un micropanel, resulta inviable estimar los coeficientes correspondientes a los efectos individuales (ya que se trata de al menos 650 individuos) En consecuencia, se supone que los efectos individuales permanecen constantes en el tiempo y se transformará el modelo para su estimación. Dentro de las alternativas existentes de transformación del modelo una de las más utilizadas es el cálculo de las primeras diferencias. Así se eliminan los parámetros representativos de efectos individuales invariantes

---

<sup>6</sup>  $dw_{ijt} = \beta_0 dw_{ijt-1} + a_{0ij} + a_{1ij} Y_{ijt} + a_{2j} X_{jt} + a_{3j} Z_t + v_{ijt}$ , donde  $dw_{ijt-1} = \beta_0 dw_{ijt-2} + a_{0ij} + a_{1ij} Y_{ijt-1} + a_{2j} X_{jt-1} + a_{3j} Z_{t-1} + v_{ijt-1}$ , por lo que la correlación entre  $dw_{ijt-1}$  y  $a_{0ij}$  es evidente.

en el tiempo y se hace factible la estimación del resto de los parámetros por el método de Mínimos Cuadrado Ordinarios (MCO)

Los estimadores mínimo cuadráticos no serán consistentes, sin embargo, al existir correlación entre los rezagos de la variable dependiente y el componente no sistemático del modelo<sup>7</sup>.

Una transformación alternativa es calcular los desvíos respecto a la media de las variables originales. Pero las propiedades estadísticas de los estimadores de MCO no varían para este caso, permaneciendo así el problema arriba reseñado.

Nickell (1981) estudió la magnitud del sesgo mencionado considerando un modelo autorregresivo genérico, y demostró que dicho sesgo se mantiene incluso para muestras con un número grande de individuos y pocas observaciones en el tiempo (micropaneles) La expresión del sesgo asintótico de Nickell es:

$$\text{plím}_{N \rightarrow \infty} |\alpha_{\text{MCO}} - \alpha| = (-1) [(1+\alpha) h(\alpha, T)/(T-1)]^* [1 - 2\alpha h(\alpha, T)/(T-1)(1-\alpha)]^{-1}$$

donde:

$$h(\alpha, T) = 1 - T^{-1}(1 - \alpha^T)/(1 - \alpha)$$

$\alpha$  es el parámetro de la autorregresión

$\alpha_{\text{MCO}}$  es el estimador por MCO de  $\alpha$

T el total de observaciones temporales

Si bien el sesgo disminuye a medida que T crece, la velocidad con que lo hace no es suficiente para garantizar buenos resultados. El ejemplo planteado por

---

<sup>7</sup> Sea  $y_t = \alpha y_{t-1} + \mathbf{X}_t \beta + u_t$  entonces  $\Delta y_t = \alpha \Delta y_{t-1} + \Delta \mathbf{X}_t \beta + \Delta u_t$ ,  $\Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2}$  y  $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$ . Como  $u_{t-1}$  forma parte de  $y_{t-1}$ ,  $\Delta y_{t-1}$  y  $\Delta u_t$  están correlacionados.

Nickell es que el mismo asciende a un 22% para  $T=15$  y  $\alpha=0.5$ . Aún más, en el modelo en primeras diferencias, el sesgo no tiende a desaparecer ni siquiera cuando el número de individuos tiende a infinito. Esto condujo a continuar buscando métodos de estimación alternativos.

Un problema metodológico adicional se refiere al hecho que en un modelo dinámico tanto las primeras diferencias como los desvíos respecto a la media muestral generan autocorrelación de primer orden en los residuos del modelo transformado, aún cuando no la hubiese en el modelo original. Además, si la especificación del modelo es correcta, no debería presentarse autocorrelación de segundo orden. En estos casos, a los efectos de generar estimadores eficientes, es posible utilizar para la estimación Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) Hausman y Taylor (1981) proponen una transformación alternativa del modelo que incorpora un modelo para la varianza.

Sea:

$$y_{it} = x'_{it} \beta + \eta_i + v_{it} \text{ con } \eta_i \sim \text{iid} (0, \sigma^2_{\eta}) \text{ y } v_{it} \sim \text{iid} (0, \sigma^2)$$

La transformación del modelo que proponen es:

$$(y_{it} - (1-\theta) * \bar{y}_i) = \beta^* [(x_{it-1} + \bar{x}_i)] + \theta \eta_i + [(v_{it} - (1-\theta) * \bar{v}_i)]$$

donde:  $\theta = [\sigma^2 / (\sigma^2 + T\sigma^2_{\eta})]^{1/2}$  y  $\bar{x}_i, \bar{v}_i$  son las medias temporales de las variables.

Para poder calcular  $\theta$  es necesario tener estimaciones de  $\sigma^2$  y  $\sigma^2_{\eta}$ , que los autores proponen calcular como:

$$\sigma^2 = [1/N(t-1)] \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (Y_{it} - \beta_e X_{it})^2$$

$$\sigma^2_{\eta} = (1/N) \sum_{i=1}^N ( \bar{y}_i - \beta_e \bar{x}_i )^2 - (1/T) \sigma^2$$

siendo  $Y_{it} = (y_{it} - (1/T) \sum_{s=1}^T y_{is})$  y  $X_{it} = (x_{it} - (1/T) \sum_{s=1}^T x_{is})$

Este método de cálculo de los  $\beta_e$  es el propuesto por Balestra y Nerlove (1966). La limitación que plantea el método es que sólo es eficiente si los errores del modelo original son homoscedásticos y no autocorrelacionados, supuestos que resultan particularmente restrictivos cuando se trabaja con microdatos.

Una alternativa metodológica para el cálculo del estimador de MCG del modelo en niveles es:

$$\beta_e = (X' | I_N \otimes \Omega^{-1} | X)^{-1} X' | I_N \otimes \Omega^{-1} | \text{ con } \omega_{ts} = (1/N) \sum_{i=1}^N u_{it} u_{is}$$

siendo  $u_{it}$  los residuos estimados del modelo por MCO en niveles.

Este estimador es tan eficiente en muestras grandes como el de Balestra y Nerlove y es aún más eficiente cuando los errores  $v_{it}$  están autocorrelacionados. Sin embargo, no es posible utilizarlo en modelos en desvíos porque en esos casos la matriz  $\Omega$  no es de rango completo y no se puede invertir. Una solución es utilizar una inversa generalizada (Kiefer, 1980) o sustituir las T desviaciones para cada individuo por las (T-1) primeras diferencias (Arellano y Bover 1990).

Anderson y Hsiao (1981) estudiaron la posibilidad de mejorar la estimación de este tipo de modelos utilizando el Método de Máxima Verosimilitud (MV). Sin embargo, encontraron que las propiedades de los estimadores resultantes dependen críticamente de las condiciones iniciales del proceso, sobre las que se sabe poco en general. Por ello, los autores proponen como alternativa el estimador de Variables Instrumentales (VI) del modelo en primeras diferencias, demostrando que resulta equivalente al de MV sin depender de las condiciones iniciales. No obstante, esto ocurre bajo algunas condiciones que en ocasiones

resultan restrictivas, entre las que se encuentra que el número de observaciones temporales no debe ser mayor que tres.

En esta línea de trabajo, Arellano y Bond (1988) y Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988) demostraron que para el caso de micropaneles es posible generalizar la utilización del método de VI si se eligen adecuadamente los instrumentos para cada ecuación. Arellano y Bover (1988), analizando el caso genérico de modelos autorregresivos transformados en primeras diferencias ( $y_{it} = \beta_0 y_{it-1} + v_{it}$ ), presentan un cuadro, que se transcribe a continuación, ilustrativo de la metodología propuesta.

Cuadro 3 - Posibles instrumentos en un modelo autorregresivo en diferencias	
Modelo: $y_{it} = \beta_0 y_{it-1} + v_{it}$ con "i" indexado al individuo y "t" al tiempo	
Ecuación	Instrumentos
$y_{i3} = \beta_0 y_{i2} + v_{i3}$	$y_{i1}$
$y_{i4} = \beta_0 y_{i3} + v_{i4}$	$y_{i1}, y_{i2}$
.....	.....
$y_{iT} = \beta_0 y_{iT-1} + v_{iT}$	$y_{i1}, y_{i2}, y_{i3}, \dots, y_{iT-2}$
Fuente: Arellano y Bover, 1990.	

Los estimadores resultantes se interpretan como estimadores del Método Generalizado de Momentos (MGM), es decir, aquellos que minimizan las discrepancias entre las restricciones de momentos muestrales y sus valores cero en la población (Arellano y Bover, 1990)

En este contexto, el problema de autocorrelación de los errores del modelo transformado continúa vigente, para lo cual Arellano (1988) propuso una transformación alternativa, los desvíos ortogonales, que mejora la eficiencia de las estimaciones al no inducir autocorrelación de los errores. Para el caso de un

modelo simple autocorrelacionado de primer orden la transformación propuesta es:

$$c_t \{y_{it} - [1/(T-t-1)][y_{i(t+1)} + \dots + y_{iT}]\} = \beta_0 \{y_{i(t-1)} - [1/(T-t-1)][y_{it} + \dots + y_{i(T+1)}]\} c_t + v_{it}^0$$

siendo  $c_t^2 = (T-t-1)/(T-t)$

La ventaja que presenta esta transformación es que mantiene la validez de los instrumentos mencionados en el cuadro 3 y que los términos  $v_{it}^0$  resultan homoscedásticos y no autocorrelacionados si los  $v_{it}$  lo eran.

En el caso que se incluyan otras variables explicativas en el modelo este planteo metodológico sigue operativo y las simulaciones realizadas por Arellano y Bond (1988) demuestran que el método de MGM asegura ganancias de eficiencia considerables respecto al estimador de Anderson y Hsiao (1981)

#### 5.4. Metodología econométrica

De acuerdo a lo expuesto en la sección 5.3, es conveniente realizar la estimación de un modelo panel dinámico con efectos fijos usando una metodología que incorpore las particulares características que en estos casos posee la matriz de varianzas y covarianzas. Arellano y Bover (1990) demostraron que en estos casos el MGM resulta ser adecuado para la estimación consistente y asintóticamente eficiente de los parámetros del modelo. A los efectos de poder estimar por el MGM un modelo dinámico utilizando un micropanel no balanceado, Arellano y Bond (1991) desarrollaron un programa computacional denominado "Dynamic Panel Data" (DPD) con el que se obtienen los estimadores por VI seleccionando los instrumentos como se describió en el cuadro 3. Los métodos de VI sin embargo tienen el inconveniente de que los resultados de la estimación son altamente sensibles a la elección de los instrumentos. Así, buena parte del proceso de ajuste del modelo consiste en encontrar un conjunto de instrumentos adecuado. Existen

pruebas estadísticas que permiten rechazar algún conjunto de instrumentos sobre la base de que su correlación con las perturbaciones no se acerca a cero lo suficiente. Sargan (1980) propuso uno de los estadísticos más usados, que es reportado por el DPD.

En este trabajo se utiliza para la estimación una versión del DPD revisada por Arellano y Bond en 1998, que incorpora herramientas de análisis muy interesantes para someter a prueba la especificación propuesta. Respecto a la elección del conjunto de instrumentos, el programa incorpora la posibilidad de seleccionar automáticamente un subconjunto de instrumentos óptimos de acuerdo al MGM cuando se le especifican como instrumentos todos los valores presentes y pasados en el corte transversal de la serie a instrumentar.

## 5. Resultados

Los resultados de la estimación del modelo especificado en la ecuación (10) utilizando el Método Generalizado de Momentos y usando variables instrumentales, se reproducen en el cuadro 4. Allí se detallan, en cada columna, los estimadores de los parámetros, su desvío estándar, el valor del estadístico resultante de someter a prueba la significancia estadística de los estimadores<sup>8</sup> y la probabilidad de que dicho estadístico conduzca a no rechazar la hipótesis<sup>9</sup>, respectivamente. En la parte inferior del cuadro se reportan los resultados de la prueba de Wald sobre la significancia conjunta del modelo<sup>10</sup>, las pruebas de

---

<sup>8</sup> La hipótesis planteada es que el coeficiente estimado sea estadísticamente igual a cero y es equivalente a plantear si la variable asociada no aporta elementos adicionales a la explicación de los diferenciales salariales, dado lo que las demás variables explican de su comportamiento.

<sup>9</sup> Por ejemplo:  $p=0.05$  implicaría que a niveles de confianza inferiores al 95% no se rechazaría la hipótesis nula.

<sup>10</sup> La hipótesis nula es que las variables no explican el comportamiento del fenómeno de interés (el modelo es "malo")

autocorrelación de los residuos de primer y segundo orden<sup>11</sup> y la prueba de Sargan sobre la validez del conjunto de instrumentos<sup>12</sup>. La estimación instrumental, necesaria dada la posible determinación conjunta de los diferenciales salariales y varias de las variables predeterminadas, implicó la búsqueda de un conjunto de instrumentos adecuado estadísticamente. Los instrumentos que finalmente se utilizaron para la variable dependiente rezagada incluyen a todos los rezagos de la misma a partir de  $t=2$ . Los instrumentos para la mayoría de las variables predeterminadas en el período corriente que se consideran endógenas al modelo - brecha precios al consumo y al productor (ipmipc), tamaño ( tam), porcentaje de insumos importados (insimp), relación capital-trabajo (captrab), grado de afiliación sindical (%sind), participación de los ocupados en firmas que negocian salario a nivel de empresa sobre el total de ocupados de la rama (%empconv) , desvío de la relación obreros-empleados del establecimiento respecto al promedio de la rama (d%obr), grado de concentración de las ventas (C4), y desvío de la relación exportaciones a ventas totales del establecimiento respecto al promedio de la rama (dvtasx) – son todos los rezagos de las mismas a partir de  $t=1$ . En el caso de las variables de inserción en el mercado externo, se utilizan los precios relativos nacionales a internacionales del período corriente, mientras que no es necesario instrumentar al resto de las variables predeterminadas – tarifa equivalente (etariff), desempleo, duración del desempleo, salario alternativo (salt) – al considerarse que son exógenas (ellas mismas son instrumentos) a la determinación de los diferenciales salariales en los establecimientos manufactureros<sup>13</sup>.

Como se desprende del cuadro 4, la estimación instrumental es adecuada al 90% de confianza, mientras que los residuos del modelo se comportan de la

---

<sup>11</sup> La hipótesis nula es que no hay autocorrelación.

<sup>12</sup> La hipótesis nula es que los instrumentos son válidos en cuanto a que no están correlacionados con la perturbación del modelo.

<sup>13</sup> Variables a nivel agregado de la economía difícilmente pueden ser influidas por lo que sucede a nivel del establecimiento industrial. Las variables de rama, por el contrario, podrían determinarse conjuntamente con las variables a nivel de establecimiento en los casos en que el número de empresas es escaso o hay mucha concentración en el mercado respectivo.

forma esperada bajo correcta especificación (hay autocorrelación de primer orden y no hay autocorrelación de segundo orden) Los coeficientes estimados son en general significativos al 95% o al 90% de confianza, con excepción del correspondiente al grado de sindicalización que sólo lo es al 85%. Además, los signos de los estimadores sugieren que las características observables de las empresas incluidas en el modelo tuvieron los efectos esperados, en términos de la dirección de los mismos.

Los establecimientos que detentan un mayor poder de mercado (los más grandes), que utilizan tecnologías más intensivas en trabajo (menores valores de la relación capital – trabajo) y que requieren de una menor proporción de insumos importados (menores valores del porcentaje de insumos importados en el total), registraron diferenciales salariales mayores que el resto. De esta forma, los establecimientos que pagaron salarios mayores en la manufactura uruguaya durante 1989 -1995 fueron aquellos que poseían menos restricciones respecto a su dependencia del exterior, sea para la adquisición de insumos o del factor capital (generalmente importado), y que poseían mayor poder de mercado para pasar a precios los aumentos en sus costos.

Por otra parte, el grado de calificación relativa de la mano de obra con respecto al promedio de la rama opera en igual sentido, de forma que las plantas más intensivas en mano de obra calificada en relación al promedio en la actividad industrial en que el establecimiento está inserto pagaron salarios mayores que el resto, tanto debido al efecto composición como a consecuencia de la tendencia temporal hacia un aumento de los retornos a la capacitación que se ha registrado en el país (Casacuberta y Vaillant, 2002)

Cuadro 4 - Estimación del modelo de diferenciales salariales				
Método de estimación: Método Generalizado de Momentos				
Programa utilizado: Dynamic Panel Data (versión 1998)				
Variable dependiente: diferencial salarial ( $dijt = \ln(wijt/wjt)$ )				
Variabes	Coef.	Error estándar.	t-Student	p-prob.
<b>A nivel establecimiento</b>				
Diferencial salarial rezagado	0.157	0.026	6.118	0.000
Tamaño	1.287	0.262	4.907	0.000
insumos importados	-0.008	0.002	-4.954	0.000
capital por trabajador	-0.019	0.009	-2.247	0.025
<b>A nivel de rama industrial</b>				
Grado de sindicalización	-0.030	0.022	-1.381	0.167
Grado de centralización	-0.341	0.133	-2.564	0.010
Grado de competencia	0.323	0.078	4.134	0.000
% de obreros	-0.358	0.059	-6.047	0.000
% ventas exportación	0.119	0.044	2.702	0.007
importaciones s/consumo aparente	0.025	0.015	1.604	0.109
import. regionales/import. totales	0.081	0.033	2.449	0.014
export. regionales/export. totales	0.060	0.027	2.209	0.027
<b>A nivel de la economía</b>				
brecha ipm-ipc	0.054	0.030	1.782	0.075
salario alternativo	-0.184	0.083	-2.214	0.027
sal. alternativo *duración desempleo	0.065	0.030	2.196	0.028
sal. alternativo *tasa de desempleo	0.045	0.028	1.631	0.103
tarifa equivalente.	-0.162	0.072	-2.263	0.024
Período (datos anuales)	1991-1995			
Número de observaciones	3073			
Número de establecimientos	797			
Wald test	218.510	prob > chi2	0.000	
Sargan test	260.790	prob > chi2	0.102	
Prueba de no autocorr. de primer orden	-5.088	prob > z	0.000	
Prueba de no autocorr. de segundo orden	-0.945	prob > z	0.345	
Instrumentos: Todos los rezagos de la variable dependiente a partir de t=2, todos los rezagos a partir de t=1				
Tamaño, insumos importados, capital por trabajador, grado de sindicalización, grado de centralización, grado de competencia, % de obreros, %vtas. exportación, y las variables en niveles salario alternativo, salario alternativo*duración del desempleo, salario alternativo*tasa de desempleo y preciorel.				
preciorel= precios relativos internos respecto a los internacionales de bienes transables y no transables				
Wald test = prueba de significancia conjunta del modelo				
Sargan test = prueba de restricciones de sobreidentificación del modelo con los instrumentos propuestos				

Finalmente, establecimientos que exportaron por encima del promedio en su industria podrían asimilarse a plantas que lograron un desempeño relativo más exitoso que el resto, generando así ganancias extraordinarias por encima del promedio y, por lo tanto, la posibilidad de pagar mayores salarios relativos.

En la mayor parte del período considerado las negociaciones sobre salario se desarrollaron a nivel de sectores de actividad, como se señaló en la Sección 4.1. Los sindicalistas participaban en dichas negociaciones defendiendo los intereses de *todos* los trabajadores del sector, de manera que sus logros generaban mejoras salariales a nivel de rama. Esto se debería haber reflejado, entonces, en incrementos del salario medio de la rama y, por lo tanto, en caída de los diferenciales salariales de los establecimientos<sup>14</sup>. De esta forma, todas las variables que aumentan/disminuyen el poder de los sindicatos o que intervienen en la determinación de la función objetivo que intentan maximizar en la negociación (ver ecuación (7) en la Sección 4.2), deberían de incidir negativamente/positivamente en los diferenciales salariales de las plantas manufactureras. El análisis de los signos y la significancia de los coeficientes asociados a dichas variables es consistente con esto, mostrando así que el efecto de los sindicatos sobre los diferenciales salariales intra e inter-industriales ha sido negativo, es decir, la acción sindical ocasionó una disminución de la dispersión salarial en el período.

Dentro del grupo de variables que se derivan del modelo de negociación salarial especificado se incluyó el grado de afiliación sindical (porcentaje de trabajadores de la rama afiliados al sindicato correspondiente) como uno de los determinantes del poder del sindicato a la hora de negociar salarios, mientras que el grado de exposición del establecimiento a la competencia extranjera, local y en el exterior, operaría como limitante a dicho poder de negociación. Los

---

<sup>14</sup> Este resultado está vinculado a la hipótesis teórica que indica que un efecto esperado de la acción sindical es la disminución de la dispersión salarial.

resultados son consistentes con esta hipótesis, ya que muestran que mientras los sindicatos con mayor poder de convocatoria poseen más poder en la mesa de negociaciones, aquellos que representan trabajadores de sectores con mayor exposición a la competencia ven disminuida su fuerza a la hora de negociar con los empleadores. De esta forma, una mayor apertura general de la economía (menor tarifa equivalente) y una mayor penetración de importaciones al sector, generan aumentos de los diferenciales salariales de los establecimientos que operan en esa rama. Adicionalmente, si los productos con los que se compete provienen de los mercados regionales, el grado de exposición a la competencia resulta aún mayor que si los productos provienen de o se venden en el resto del mundo. Este hecho podría vincularse parcialmente al proceso de reducción de tarifas diferenciales para productos de la región, que sometió a las empresas uruguayas más fuertemente a la competencia con estos mercados. Por último, y en concordancia con lo anterior, se encuentra que los establecimientos que desarrollan su actividad en sectores más concentrados (con mayor C4) pagan mayores salarios que el resto<sup>15</sup>.

La magnitud de los efectos estimados, en el largo plazo, de cambios marginales en las distintas variables del modelo sobre los diferenciales salariales a nivel de establecimiento se sintetiza en el cuadro 5. Cuando las variables en el modelo no están en logaritmos, dichos efectos dependen del valor de la variable en cuestión (no son constantes) En esos casos se calculó el efecto en el valor medio en el período para el conjunto de los establecimientos.

---

<sup>15</sup> Si bien el resultado es esperable, podría existir cierto sesgo dada la conformación de la muestra (sesgada hacia el comportamiento de los establecimientos grandes). Nótese que este resultado es diferente al obtenido por Casacuberta (1994).

Cuadro 5 - Efectos estimados sobre el diferencial salarial		
<b>Variables</b>	<b>Efecto estimado</b>	<b>Media</b>
<b>A nivel establecimiento</b>		
tamaño	0.080	0.052
insumos importados	-0.001	0.094
capital por trabajador	-0.023	
<b>A nivel de rama industrial</b>		
grado de sindicalización	-0.013	0.359
grado de centralización	-0.007	0.017
grado de competencia	0.221	0.576
% de obreros	-0.004	0.009
% ventas exportación	-0.012	-0.082
importaciones s/consumo aparente	0.011	0.367
import. regionales/import. totales	0.045	0.468
export. regionales/export. totales	0.042	0.594
<b>A nivel de la economía</b>		
brecha ipm-ipc	0.064	
salario alternativo	-0.219	
sal. alternativo *duración desempleo	0.077	
sal. alternativo *tasa de desempleo	0.053	
tarifa equivalente.	-0.149	0.774
Fuente:elaboración propia en base al cuadro 5 y al Anexo2		

Destaca el impacto relativo mayor del grado de competencia, la tarifa equivalente, el tamaño y el salario de referencia en la negociación. Esto sugiere que la existencia de diferenciales está mayormente influida por el poder negociador de ambas partes por sobre las características tecnológicas de la actividad desarrollada en el establecimiento.

## 6. Conclusiones

El análisis aquí resumido sugiere que las transformaciones en la inserción económica internacional del país y en los mecanismos de fijación del salario tuvieron efectos significativos en la determinación y evolución de los diferenciales salariales *intra* e *interindustriales* de los establecimientos manufactureros uruguayos en el período 1988 - 1995. Si bien dada la conformación de la muestra de la Encuesta Industrial Anual los resultados reflejan mayoritariamente el comportamiento de los establecimientos más grandes (de más de 100 ocupados), éstos ocupaban en 1988 el 49% de la mano de obra del sector y concentran el 64% de la producción total manufacturera, con lo cual es posible inferir que los resultados dominan el comportamiento de la industria uruguaya. Además, los resultados incorporan los efectos sobre *todas* las empresas de este tipo que funcionaron en el período y no sólo sobre las empresas exitosas. Esto permite capturar, por lo tanto, los casos en los que la evolución de las condiciones en las que se desarrolla la actividad industrial llevó al cierre o apertura de establecimientos.

Es posible afirmar que la estructura salarial en la manufactura resulta sensible a las limitaciones impuestas por la exposición a la competencia extranjera en el mercado local y en el mercado externo. Por una parte, las rentas extraordinarias se reducen, al limitarse la posibilidad de pasar a precios los costos adicionales, de forma que los salarios que es posible pagar son menores que cuando el establecimiento no está expuesto a esta competencia. Adicionalmente, los establecimientos que poseen mayor dependencia de insumos importados generalmente utilizan tecnologías más intensivas en capital, obteniendo con ello un mayor poder de negociación salarial y por lo tanto presentando diferenciales salariales menores. Así, los efectos de una mayor inserción externa son la reducción de los diferenciales salariales *intra* e *interindustriales*.

Por el contrario, el mejor desempeño de una planta en los mercados internacionales respecto a otros establecimientos del mismo sector industrial permite el pago de salarios relativos mayores, aumentando los diferenciales *intraindustriales*.

Estos resultados sugieren que uno de los efectos positivos de la apertura comercial sobre el desempeño de las firmas manufactureras es que promueve un cambio en el uso de los factores de producción hacia una mayor intensidad en el capital, favoreciendo un desempeño más eficiente de los establecimientos. Si bien esto genera disminuciones en los salarios inicialmente, una vez que la inserción externa es exitosa, también el factor trabajo se ve retribuido con diferenciales salariales mayores al resto.

Finalmente, la tecnificación de los procesos productivos, debida parcialmente al incremento de la competencia local y en el extranjero, generó un aumento del acervo de capital por trabajador y de la calificación de la mano de obra. El efecto de ambos procesos sobre los diferenciales salariales *intraindustriales* es de signo opuesto, ya que la mayor intensidad en el uso del capital genera una presión a la baja de los salarios debido a la caída en la demanda de trabajadores y de su poder negociador, mientras que la necesidad de aumentar la calificación de la mano de obra implica un aumento en la retribución promedio al factor trabajo del establecimiento respecto a las demás plantas del sector. Los resultados muestran que el efecto negativo sobre los diferenciales salariales del proceso de incremento del capital por trabajador fue dominante en este período.

Por otra parte, el análisis muestra que los establecimientos en industrias más concentradas y aquellos de mayor tamaño, pagan salarios mayores en relación a las plantas en sectores más competitivos y a los establecimientos más pequeños, probablemente por su mayor capacidad de transferir los diferenciales positivos a precios. Si bien es esperable que esto suceda en mercados menos

expuestos a la competencia internacional, también es cierto que la tasa de mortalidad de las empresas pequeñas es mucho más alta en relación a la correspondiente a los grandes establecimientos. De esta forma, podría ocurrir que los efectos positivos de la mayor competencia se vieran contrarrestados por un mayor poder de mercado de los establecimientos que sobreviven a las transformaciones implícitas en el proceso de apertura.

Por último, en este trabajo se ha encontrado también evidencia que sustenta la hipótesis que la negociación colectiva a nivel de rama industrial como mecanismo de fijación de salarios redujo los diferenciales salariales *intraindustriales*. Esto depende, sin embargo, del poder de convocatoria de los sindicatos, de las posibilidades de obtener trabajo en otros sectores y de los niveles de las retribuciones que los trabajadores podrían obtener allí. Este efecto puede considerarse negativo para el correcto funcionamiento del mercado de trabajo en el sentido que implica una retribución similar para grupos de trabajadores con un desempeño distinto en términos de productividad y porque no permite considerar las especificidades de cada establecimiento y de su mano de obra. Sin embargo, a partir del retiro del gobierno de los Consejos de Salarios, la estructura de la negociación colectiva ha ido evolucionando gradualmente hacia una mayor descentralización de las negociaciones que ha posibilitado el acuerdo entre empresas y sindicatos respecto a la introducción de nueva tecnología y el logro de una mayor estabilidad laboral. Esto en general se ha logrado reduciendo los niveles de salarios en esos establecimientos y , por lo tanto, los diferenciales salariales *intraindustriales*. La consecuencia esperable es, por tanto, que este nuevo mecanismo de fijación salarial redunde en un mejor desempeño económico de los establecimientos. La pérdida salarial registrada para los trabajadores involucrados, además, no tendría que ser permanente siempre que, pasado el momento de ajuste, el mejor desempeño de las empresas que llevan este tipo de negociaciones permita un aumento de los salarios acorde a la mejora en la productividad de la mano de obra. Esto sugiere que el cambio en la forma de negociación colectiva tuvo efectos no sólo

sobre los diferenciales salariales sino que también implicó cambios en la función de utilidad de al menos una de las partes que negocian (sindicatos). El análisis empírico del tema podría aportar evidencia acerca de los procesos relacionados pero la información necesaria (microdatos de la EIA posteriores a 1995) no está disponible por el momento.

## Anexo 1

### *Resolución del programa de maximización de la función de utilidad de la negociación entre sindicalistas y empresarios a nivel de rama de actividad*

De acuerdo a la ecuación (6) en la sección 4.2 el programa de maximización de la utilidad de la negociación implica resolver:

$$\text{Máx } \log \Omega_j = \text{Máx } \beta_j \cdot \log \Pi_j + (1 - \beta_j) \log V_j \quad (1)$$

$$w_j \quad w_j$$

$$\text{s. a. } N_j = N_j^*$$

$$\text{con } \Pi_j = P_j Q_j - W_j N_j - R K_j \text{ y } V_j = (W_j - A_j) N_j^\phi$$

La condición de primer orden implica que se verifique la siguiente igualdad:

$$\partial \log \Omega / \partial W_j = \beta_j (1 / \Pi_j) (\partial \Pi_j / \partial W_j) + (1 - \beta_j) (1 / V_j) (\partial V_j / \partial W_j) = 0$$

Además:

$$\partial \Pi_j / \partial W_j = -N_j \text{ y } \partial V_j / \partial W_j = [1 - p(u, z) c] N_j^\phi$$

ya que:

$$A_j = [1 - p(u, z)] W^e + p(u, z) B_j = W^e [1 - p(u, z)] + p(u, z) c W_j, \quad (B_j = c W_j)$$

$$V_j = \{W_j - W^e [1 - p(u, z)] - p(u, z) c W_j\} N_j^\phi$$

Sustituyendo las expresiones anteriores en la condición de primer orden del programa de maximización de la utilidad, se obtiene:

$$\beta_j (1 / P_j Q_j - W_j N_j - R K_j) (-N_j) + (1 - \beta_j) [1 / \{W_j - W^e [1 - p(u, z)] - p(u, z) c W_j\} N_j^\phi] [1 - p(u, z) c] N_j^\phi = 0$$

Agrupando términos y simplificando convenientemente la expresión, se obtiene:

$$W_j = -\beta_j \{W^e [1 - \rho(u, z)] / [1 - \rho(u, z)c]\} + (1 - \beta_j) (P_j Q_j / N_j - R K_j / N_j)$$

Anexo 2 Estadísticos descriptivos

Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
<b>a nivel de establecimiento</b>				
diferencial salarial	-0.111	0.569	-3.225	1.954
diferencial salarial rezagado	-0.108	0.559	-3.062	1.929
Tamaño	0.052	0.115	0.000	1.000
insumos importados	0.094	0.308	0.000	18.405
capital por trabajador	7.336	1.907	0.000	15.491
<b>a nivel de rama industrial</b>				
grado de sindicalización	0.359	0.238	0.000	1.008
grado de centralización	0.017	0.042	0.000	0.269
grado de competencia	0.576	0.220	0.220	1.000
% de obreros	0.009	1.184	-0.888	0.522
% ventas exportación	-0.082	0.259	-0.975	0.934
Importaciones s/consumo aparente	0.367	0.376	-4.231	1.431
Import. regionales/import. totales	0.468	0.193	0.028	1.000
Export. regionales/export. totales	0.594	0.328	0.000	1.000
<b>a nivel de la economía</b>				
brecha ipm-ipc	-0.195	0.214	-1.030	0.207
Salario alternativo	5.995	0.115	5.807	6.129
sal. Alternativo *duración desempleo	19.361	0.348	18.694	19.890
sal. Alternativo *tasa de desempleo	-14.679	0.305	-15.239	-14.286
tarifa equivalente	0.774	0.126	0.614	1.012
Fuente: elaboración propia en base a microdatos de la EIA.				

## 10. Bibliografía

Abuhabda M., 1991. "Models of wage determination and the industry wage structure in Uruguay", *Análisis Económico Vol 6*, ILADES.

Akerlof G.,1984. "Gift Exchange and Efficiency-Wage Theory: Four Views", *Departamento de Economía 94720*, Universidad de California, Berkeley.

Allen S., 1991. "Updated Notes on the Interindustry Wage Structure." *Preliminary draft*.

Anderson T. y C. Hsiao ,1981. "Estimation of Dynamic Models With Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, 76:598-606.

Arellano M., 1988. "An alternative transformation for fixed effects models with predetermined variables", *Applied Economics Discussion Paper*, 57, Oxford.

Arellano M. y S. Bond, 1998. "Dynamic panel data estimation using DPD98 for Gauss", Institute for Fiscal Studies, London.

\_\_\_\_\_, 1991 "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economics Studies*, 58: 277-297.

Arellano M. y O. Bover, 1990. "La econometría de datos panel", *Investigaciones económicas (Segunda época) Vol XIV*, 1: 3-45.

Balestra, P. y M. Nerlove, 1966. "Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas", *Econometría*, 34: 585-612.

Berlinski, J., 2000. "International trade and commercial policies of Argentina (An overview of selected evidence and issues of the 20<sup>th</sup> century)", *mimeo*.

Binmore, K, A. Rubinstein y A. Wolinsky, 1986. "The Nash bargaining solution in economic modelling", *Rand Journal of Economics*, 17: 176-88.

Black S. y L. Lynch, 1997. "How to compete: the impact of workplace practices and information technology on productivity", *Working Paper 6120*, NBER.

Booth, A.L., 1995. *The economics of the trade unions*, Cambridge University Press.

Brunello G. y S. Wadhawani, 1989. "The determinants of wage flexibility in Japan: Some lessons from a comparison with the UK using microdata", *Discussion Paper 362*, LSE: Center of Labor Econometrics.

Bucheli M. y M. Rossi, 1988. "La estructura de los Salarios Industriales". *SUMA N°4*, Montevideo, Uruguay.

Calmfors L.,1993. "Centralization of wage bargaining and macroeconomic performance-a survey", *Seminar Paper*, 536, Stockholm University, Institute for International Economic Studies.

\_\_\_\_\_,1985. "Trade unions, wage formation and macroeconomics stability-an introduction", *Scandinavian Journal of Economics*,87/2:143-159.

Calmfors L. and E.J.Driffill, 1988. "Centralization of wage bargaining and macroeconomic performance", *Economic Policy* 6: 13-61.

Carruth A., B. Collier y A. Dickerson, 1999. "Inter-Industry wage differences and individual heterogeneity: how competitive is wage setting in the UK?". Department of Economics *Working Paper*, Keynes Collage, University of Kent and Canterbury, Kent.

Casacuberta C., 1994. "Unions, insiders and market power in wage setting in Uruguay", *mimeo*.

Casacuberta C. y A. Cassoni, 1993. "Intersectoral and inter-industry wages differentials" 1968-1990, *mimeo*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales.

Casacuberta C. y M.Vaillant, 2002. "Trade and wages in Uruguay in the 1990s" *Informe de Desarrollo Humano Uruguay 2001*, PNUD.

Cassoni A., 2002. The effects of trade unions on wages and employment in Uruguay , Tesis Doctoral, University of Southampton.

Cassoni, A., S. Allen y G.J. Labadie, 2000. "The effects of unions on employment: evidence from an unnatural experiment in Uruguay", *Working Paper 7501*, NBER.

Cassoni, A. y G.J. Labadie, 2001. "The outcome of different bargaining models: its effects on wages, employment and the employment mix", *Documento de trabajo 16/02*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Dickens W. y L. Katz , 1987. "Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics", en *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Basil Blackwell.

Dertouzos, J. y J. Pencavel, 1981. "Wage and employment determination under trade unionism: the International Typographical Union", *Journal of Political Economy*, 89(6): 1162-1181.

Dunlop J.T., 1944. *Wage determination under trade unions*, MacMillan, Londres.

Farber H., 1977. The united mine workers and the demand for coal: an econometric analysis of union behavior. *Phd Dissertation*, Princeton University.

Forteza A., 1991. "Contratos salariales e inflación en el Uruguay", *mimeo*, Sextas Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.

Forteza. A., 1992. "Los convenios salariales de 1990 y la inflación", *SUMA* 7(12): 7-36.

Gittelman, M. y E.N. Wolf, 1993. "International Comparisons of Inter-Industry Wage Differentials" *Review of Income and Wealth*, 39: 295-312.

Haisken-DeNew J. y C. Schmidt, 1999. "Industry Wage Differentials Revisited: A Longitudinal Comparison of Germany and USA (1984-1996). *Discussion Paper N°98*, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.

Hamermesh D., 1993. *Labor demand*, Princeton University Press, New Jersey.

Hausman J. y W. Taylor, 1981. "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, 49: 1377-1398.

Hay D.A. y S.Liu ,1990. "Incentives for workers in chinese manufacturing enterprises, 1980-1987", *mimeo*, Institute of Economics and Statistics, Oxford University.

Heckman J. J. , 1979. "Sample selection bias as a specification error", *Econometría* 47(1): 153-161.

Holmund, B. y J. Zetterberg, 1989. "Insider Effects in Wage Determination: Evidence for country", *mimeo*, Uppsala University.

Holtz-Eakin, D., Newey W. y Rosen, H.S., 1988. "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data", *Econometrica* N° 56: 1371-1395.

Jackman R., Layard R. y Nickell S., 1991. "*Unemployment*", Oxford University Press.

Kahn, L.M., 1998. "Collective Bargain and the Inter-Industry Wage Structure: International Evidence", *Economica*, 65: 507-534.

Katz L.F., 1986. "Efficiency wage theories: a partial evaluation" S. Fisher(ed), *NBER Macroeconomics Annual 1986*, Cambridge , Mass.: MIT Press.

Katz L.F. et al.,1995. "A Comparision of Changes in the Structure of Wages in Four OECD Countries", *Differences and Changes in Wage Structures*, Freeman y Katz (eds), University of Chicago Press.

Katz L.F. y L.H. Summers, 1989. "Industry rents: Evidence and Implications", *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*: 209-275.

Kiefer, N.M., 1980. "Estimation of Fixed Effect Models for Time Series of Cross-Sections with Arbitrary Intertemporal Covariance", *Journal of Econometrics* 14 : 195-202.

Krueger A. y L.H. Summers, 1988. "Efficiency wages and the inter-industry wage structure", *Econometría*, Vol. 56, 2: 259-293.

\_\_\_\_\_, 1987. "Reflections on the Inter-Industry Wage Structure", en *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Basil Blackwell.

Lawson, T., 1982. "On the Stability of the Inter-Industry Structure of Earnings in the UK:1954-1978", *Cambridge Journal of Economics* 6:249-266.

Machin, S.,1996. "Wage Inequality in the UK", *Oxford Review of Economic Policy* 12: 47-64.

McDonald, I.M. y R.M. Solow, 1981. "Wage bargaining and employment", *American Economic Review* 71:896-908.

Melgar A., 1992. "Consejos de salarios y la evolución del salario en la industria", *mimeo*.

Miles D. Y M. Rossi, 1999. "Geographic concentration and the structure of wages in developing countries: the case of Uruguay", *Documento de Trabajo 13/99*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

Mundlak Y., 1978. "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica* 46: 69-85.

Nash J.F.,1950. "The bargain problem", *Econometrica* 18(2): 155-162.

Naylor R.A., 1995. "On the economic effects of multiple unionism", *Scandinavian Journal of Economics*, 97/1: 161-167.

Nickell S.,1981. "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica* N°49, 1417-1426.

Nickell S.J., 1982. "A bargaining model of the Phillips curve", *Centre for Labour Economics Discussion Paper*, London School of Economics.

Nickel, S.J. y P. Kong, 1988. "An investigation into the power of insiders in wage determination", *Economics DP 49*, Institute of Economics and Statistics Applied, University of Oxford.

Nickell S. y S. Wadhawani, 1990. "Insider Forces and Wage Determination". *Economic Journal* 100: 496-509.

Papola T. y V. Baharadwaj, 1970. "Dynamics of Industrial Wage Structure: An Inter-Country Analysis", *The Economic Journal*, 80: 72-90.

Peaguda M. y M. Rossi, 1982. "Las Diferencias Salariales en la Industria Manufacturera" , mimeo, Instituto de Economía, Montevideo, Uruguay.

Rama, M., 1994. "Bargaining structure and economic performance in the open economy", *European Economic Review* 1, 38:403-415.

Rodriguez, J. M., B. Cozzano, G. Mazzuchi y M. L. Pozzolo, 1998. ¿Hacia un nuevo modelo de relaciones laborales?, Trilce-Universidad Católica, Uruguay.

Rossi M. y R. Tansini , 1992. "Ordenamiento y Diferenciación Salarial en la Industria del Uruguay. Un estudio a nivel de plantas industriales" , *Documento de Trabajo N°9/92*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.

**Sargan, J., 1980. "Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation", *Econometrica*, N° 48: 879-897.**

Slitcher S.H., 1950. "Notes on the Structure of Wages", *Review of Economics and Statistics*, 32: 80-91.

Spanos, A., 1986. *Statistical foundations of econometric modelling*, Cambridge University Press.

Stiglitz J.E., 1984. "Equilibrium Wage Distribution", *Economic Journal*, 95: 595-618.

Tarling, R. y F. Wilkinson, 1982. "Changes in the Inter Industry Structure of Earnings in the Post-War Period", *Cambridge Journal of Economics* 6: 231-248.

Vaillant, M., 2001. "Medidas alternativas de la apertura comercial. Un análisis país, Uruguay 1976-1999", *mimeo*.

Weiss A., 1980. "Job Queues and Layoffs in Labour Markets with Flexible Wages", *Journal of Political Economy*, 88 : 526-538.

Yellen J., 1984. "Efficiency Wage Models of Unemployment", *American Economic Review*, 74: 200-205.