

cinve

Documentos de Trabajo

**Modelización de los determinantes macroeconómicos
de los salarios mediante mecanismos de ajuste no
lineal**

**Fedora Carbajal
cinve**

**Cecilia Llambí
cinve**

**Nicole Perelmuter
cinve**

**Cecilia Velázquez
cinve**

April 2005

cinve
Av. Uruguay 1242, C.P. 11.100
Montevideo, Uruguay

MODELIZACIÓN DE LOS DETERMINANTES MACROECONÓMICOS DE LOS SALARIOS MEDIANTE MECANISMOS DE AJUSTE NO LINEAL

Fedora Carbajal, Cecilia Llambí, Nicole Perelmuter y Cecilia Velázquez ()*

RESUMEN

El presente trabajo analiza el comportamiento de los salarios privados durante los últimos veinte años, desde una perspectiva macroeconómica. En particular, se examina la existencia de asimetrías en el ajuste al equilibrio de largo plazo usando un modelo no lineal de corrección del error. La estimación utilizando mecanismos no lineales de ajuste se basa en la observación de que ciertas variables económicas claves exhiben ajustes asimétricos, y más específicamente, no lineales hacia el equilibrio. Ello ocurre debido a que la dinámica del mercado puede diferir dependiendo si los desvíos del equilibrio de largo plazo se encuentran por encima o por debajo de un umbral predeterminado. En el caso del mercado de trabajo, la evidencia indica que la existencia de elementos institucionales que facilitan o dificultan los ajustes de precios y/o cantidades puede generar asimetrías en estos ajustes. En este sentido, los resultados muestran que la modelización no lineal constituye un modo más apropiado de representar la evidencia empírica.

Asimismo, se busca determinar el efecto de la negociación colectiva sobre la dinámica de corto plazo de los salarios reales. Para ello se utiliza información acerca del tipo de negociación (tripartita, bipartita), el grado de centralización de la negociación (a nivel de rama o de firma), y el grado de cobertura por convenios colectivos. La determinación del efecto de estas variables de carácter institucional es de particular relevancia en un contexto como el actual, de reinstauración de los Consejos de Salarios.

(*) cinve cinve@cinve.org.uy
fcarbajal@cinve.org.uy
cllambi@cinve.org.uy
nicolep@cinve.org.uy
cvelazquez@cinve.org.uy

I. INTRODUCCIÓN

Luego de la profunda recesión que afectó a la economía nacional durante los últimos años de la década del noventa y comienzos de la presente década, el nuevo gobierno ha decidido reestablecer las negociaciones tripartitas, mediante la reinstauración de los Consejos de Salarios. Si bien la nueva modalidad de negociación tiene como objetivo fundamental la recuperación del poder de compra de los trabajadores en un marco de paz sindical, el logro de este objetivo estará condicionado por un conjunto de factores de carácter macroeconómico e institucional. Conocer la influencia de dichos factores constituye el principal objetivo del presente trabajo.

Para ello se analizan los determinantes macroeconómicos de los salarios del sector privado durante los últimos veinte años (1985- 2005). A su vez, mediante la incorporación de variables que reflejan el grado de centralización en la negociación salarial, se busca determinar el efecto de la negociación colectiva sobre el desempeño de corto plazo de los salarios. De este modo, se incorpora al análisis un factor de carácter institucional relevante para la comprensión de la dinámica de las principales variables del mercado laboral.

Gran parte de la literatura económica vinculada al mercado de trabajo sostiene la existencia de rigideces en los salarios. Dichas rigideces determinan que los salarios no se ajusten rápidamente para equilibrar oferta y demanda de trabajo como se postula en los modelos de competencia perfecta de tipo neoclásico. Asimismo, el grado y la velocidad de ajuste de los mismos pueden ser distintos en determinadas circunstancias, debido a la influencia de factores institucionales propios del mercado de trabajo. Algunos enfoques que proporcionan argumentos para explicar la existencia de dichas rigideces y/o asimetrías en los ajustes se mencionan a continuación.

Los modelos de “salarios de eficiencia” postulan la existencia de salarios elevados (por encima de los que igualarían la oferta con la demanda) fijados por las empresas con el fin de mejorar la productividad del trabajo. Ello conllevaría a que exista cierta rigidez a la baja de los salarios debido a que las empresas no estarían dispuestas a reducirlos, dado que generarían un costo de productividad al hacerlo.

Otras corrientes teóricas enfatizan que la presencia de *insiders* (trabajadores empleados) y *outsiders* (trabajadores desocupados) en el mercado de trabajo ejercería cierta rigidez a la baja de los salarios. Los primeros son quienes poseen poder de incidencia en los procesos de negociación salarial lo cual les permite fijar sus salarios por encima del salario de equilibrio; mientras que los segundos ejercen presiones para que los mismos disminuyan de forma que los empresarios tengan un mayor margen para contratar a nuevos trabajadores. Si bien los empresarios podrían contratar trabajadores desempleados retribuyéndoles con un salario menor en el caso de existencia de sustitución de mano de obra, los costos de transacción (tales como el costo asociado a la rotación de los trabajadores, contratos legales, etc.) pueden resultar mayores de lo que involucra retribuir a los *insiders* con el salario establecido.

En línea con lo anterior, la instauración de la negociación colectiva con el fin de pactar niveles de salario y de empleo entre los diversos agentes involucrados, así como el grado de

sindicalización en el mercado de trabajo podría generar presiones tal que los salarios permanezcan por encima del nivel “de equilibrio”.

Es de esperar entonces que los elementos institucionales que forman parte del mercado laboral incidan sobre los ajustes de precios y cantidades, generando asimetrías en los ajustes, o más precisamente ajustes no lineales hacia el equilibrio. Dichas asimetrías no son consideradas por los modelos lineales comúnmente utilizados para la modelización de la relación de largo plazo entre los salarios y sus determinantes. Por tal motivo, en este estudio se introduce un mecanismo de corrección del error mediante un modelo TAR (*Threshold Autoregressive*). La modelización no lineal constituye un intento por representar de un modo más conveniente la evidencia empírica.

En suma, la consideración conjunta de variables de carácter macroeconómico e institucional, junto a la modelización mediante la utilización de mecanismos de ajustes no lineales constituyen las principales innovaciones y aportes de esta investigación.

En la segunda sección se sintetizan un conjunto de trabajos de interés que contribuyeron como antecedentes a la realización del presente estudio. La tercera sección tiene como objetivo la descripción del marco analítico que fundamenta los determinantes seleccionados y analizados. En la cuarta sección se resume la evolución de los mecanismos de negociación salarial que han estado vigentes durante el período analizado. La quinta sección describe la metodología utilizada. En las secciones seis y siete se presentan y analizan los principales resultados. Finalmente, se exponen las principales conclusiones.

II. ANTECEDENTES DEL TRABAJO A NIVEL NACIONAL

No se han encontrado a nivel nacional trabajos previos que estudien los determinantes macroeconómicos del salario mediante el uso de mecanismos de ajuste no lineal. No obstante existe una serie de trabajos de interés, considerados como antecedentes del presente estudio.

Campanella, Castro y Lagomarsino (2003) analizan la existencia de relaciones de largo plazo entre el salario real y un conjunto de variables: el tipo de cambio real, la productividad aparente del trabajo y la tasa de desempleo, para el período comprendido entre 1980 y 2003. Mediante la aplicación del Método de Johansen, los autores determinan que existe una relación lineal de largo plazo entre las variables consideradas. A su vez, señalan que el salario real mantiene una relación inversa con el tipo de cambio real y la desocupación y una relación positiva con la productividad del trabajo.

González (s/f) estudia en qué medida la evolución de los salarios es afectada por factores institucionales (representados por la existencia de actividad sindical), la productividad del trabajo, la inflación y la competitividad de la economía. Con tal objetivo estima la ecuación de salarios para el período comprendido entre el primer trimestre de 1979 e igual período de 2002. La autora encuentra la existencia de una relación de cointegración lineal entre el salario nominal y los precios, la productividad y la competitividad, en la cual los salarios son la variable endógena. A su vez, determina la existencia de una relación de largo plazo entre los salarios reales, la productividad y el desempleo, en la cual los salarios son la variable que se ajusta a la relación de largo plazo.

Cassoni, Allen y Labadie (2000) analizan la influencia de los sindicatos sobre el empleo y los salarios en la industria manufacturera entre 1973 y 1997, identificando tres subperíodos. Mediante el estudio demuestran que las diferencias en los mecanismos de negociación que caracterizaron a los tres subperíodos identificados (1973-1984; 1985-1991; 1992-1997) afectaron los salarios y el empleo. Las principales conclusiones se resumen en los siguientes puntos: a) los salarios resultan exógenos al empleo hasta 1985, pero no luego de esta fecha; b) los sindicatos lograron aumentar los salarios en forma significativa entre 1985 y 1992. Esta situación se modificó a partir de dicho año; c) a partir de 1985 los empleados sindicalizados tenían menor probabilidad de ser despedidos que aquellos que no lo estaban.

Cassoni y Labadie (2001) analizan la incidencia de los sindicatos sobre el salario de los empleados de la industria manufacturera y otras variables de dicho mercado de trabajo entre 1985 y 1999. En dicho trabajo se demuestra la existencia de dos períodos diferenciados en lo que respecta a la negociación salarial. En el primer período la acción de los sindicatos se tradujo en un incremento salarial y reducción del empleo, en tanto durante los noventa moderaron sus demandas salariales a cambio de mayor empleo. A su vez, se demuestra que a partir de la finalización de la negociación mediante los Consejos de Salarios a comienzos de los noventa, la influencia de los sindicatos se torna diferencial entre las distintas ramas, como resultado de una negociación descentralizada. El trabajo citado, al igual que el de Cassoni, Allen y Labadie (2000), pone en evidencia la relevancia

de las formas que adopta la negociación colectiva sobre las principales variables del mercado laboral.

III. MARCO ANALÍTICO

A efectos de simplificar la presentación, los factores que inciden sobre la evolución del salario real promedio del sector privado (ya que el salario público es determinado discrecionalmente por el gobierno) pueden ser divididos, *grosso modo*, en dos categorías: los determinantes macroeconómicos y los aspectos institucionales.

Dentro de los factores macroeconómicos se destacan la productividad del trabajo a nivel global, el nivel de desempleo y el nivel de competitividad de la producción nacional.

Una precondition básica para el crecimiento de los salarios es el incremento de la ***productividad del factor trabajo***. En un mercado que funciona en competencia perfecta, el salario tiende a igualarse al ingreso del producto marginal del trabajo. En otras palabras, en un mercado perfectamente competitivo las empresas pagan a sus empleados el equivalente del valor de lo que cada uno produce: el salario viene gobernado por la productividad marginal de los trabajadores.

No obstante, en competencia imperfecta la distribución de los resultados de un aumento de productividad puede adoptar distintas modalidades. La primera de ellas, trasladarse enteramente a precios, en cuyo caso se benefician los consumidores y, eventualmente, la empresa, si con esto extiende su cuota de mercado. Otra opción es que se mantengan los precios y los salarios; en este caso todo el aumento iría a beneficios. Una tercera posibilidad es que se distribuyan las ganancias de productividad entre ambos factores productivos (capital y trabajo). Finalmente, existe una cuarta posibilidad que consiste en que la mayor productividad vaya íntegramente a salarios.

Dado que las ganancias de productividad son resultado del esfuerzo conjunto de empresarios (que invierten en mejores equipos y en sistemas de organización del trabajo) y trabajadores (que trabajan de manera más eficiente), ambos presionarán por participar del incremento en el valor agregado. Por ello cabe esperar que prime la tercer modalidad y, por ende, que los aumentos de productividad afecten la estructura salarial. En este sentido, las nuevas formas de negociación salarial vinculan el componente variable del salario a la productividad del trabajador.

Desde esta perspectiva, se espera que los incrementos salariales en el marco de una negociación colectiva tiendan a seguir a los incrementos de productividad, pero con cierto descuento (dado que se reparte entre trabajadores y patrones) y quizás con cierto rezago; aunque también puede ocurrir que se tome como referencia la productividad contemporánea (pagos vía *bonus* o por productividad). En términos de la estimación se debería esperar un coeficiente significativo y positivo de la productividad (contemporánea y/o rezagada) sobre los salarios.

Con respecto a la tasa de *desempleo* de la economía, normalmente se asume que la causalidad va de salario a empleo. No obstante, el nivel de ocupación afecta el poder de negociación de los sindicatos a la hora de acordar con los empleadores. Por ende, la evolución del desempleo juega un rol clave en la formación del salario en el contexto de la negociación colectiva: incrementos del desempleo restringen la evolución al alza de los salarios, mientras que caídas de la tasa de desempleo incrementarán la presión salarial.

Finalmente, la *competitividad* de la economía constituye otra variable relevante en el análisis de la formación del nivel salarial. Desde una perspectiva estructuralista, la capacidad para competir en el exterior, o en el mercado interno con producción importada, está determinada por la combinación de factores a nivel nacional, industrial y empresarial. De acuerdo con este enfoque, la competitividad se define por la capacidad de producir a un costo inferior, utilizando procesos y productos diferenciados, de forma tal de ofrecer productos y servicios de mejor calidad.¹.

En ese sentido, las variaciones del tipo de cambio real reflejan cambios en la relación de precios internacionales en relación a los domésticos, (o entre transables y no transables) de forma tal que afectan la capacidad de competencia de la producción nacional en el exterior. Debe tenerse en cuenta, no obstante, que el TCR es un indicador de competitividad vía precios, pero no refleja cabalmente otros aspectos que la determinan.

Al ser el tipo de cambio esencialmente una relación de precios entre transables y no transables, y siendo el salario un elemento determinante de los “no transables”, es de esperar una asociación negativa entre el nivel de tipo de cambio real y los salarios reales, tanto por la influencia desde el TCR a los salarios reales como en el sentido contrario, desde los salarios reales al TCR.

Por un lado, la influencia desde el TCR a los salarios se establece porque las variaciones del tipo de cambio nominal afectan el precio de la canasta de bienes de consumo, vía variaciones de los precios de los productos domésticos transables y productos importados. A igualdad de otras condiciones, ello conduce a una caída del poder de compra de los salarios. Por otro lado, menores salarios inciden positivamente sobre la capacidad de competencia de las firmas por la vía de los costos, afectando la competitividad y por ende el TCR.

En suma, el análisis de los determinantes macroeconómicos indica que es esperable que el crecimiento del salario real se encuentre asociado positivamente a la evolución de la productividad y negativamente a los cambios en el desempleo y a la evolución del tipo de cambio real.

Por otra parte, los aspectos institucionales que influyen en el proceso de determinación del salario están relacionados con la forma de negociación colectiva imperante. A ese respecto,

¹ Laplane, M. y Coelho, R. 2000.

interesa determinar: el tipo (tripartita, bipartita), el grado de centralización de la negociación (a nivel de rama o de firma), y el grado de sindicalización de la rama o sector.

Los efectos de distintos *grados de centralización* de la negociación sobre el salario real han sido analizados por diversos autores². Se ha señalado que tanto sistemas de negociación muy centralizados como muy descentralizados (a nivel de firma) se asocian a salarios reales moderados y alto nivel de empleo, en oposición al nivel de negociación sectorial. Ello se explica porque los sindicatos actuando a nivel sectorial tienen suficiente poder de negociación para elevar salarios, pero no internalizan todos los efectos de sus acciones. En este sentido, el efecto del grado de centralización sobre la evolución de los salarios no sería lineal.

Otra dimensión a considerar es el *grado de sindicalización*, distinguiendo entre afiliación a sindicatos y porcentaje de cobertura de trabajadores por los convenios colectivos.

Dada la asimetría de poder existente en las relaciones laborales, los trabajadores tienen incentivos a formar sindicatos para la negociación conjunta del salario y las condiciones laborales. La *afiliación a sindicatos* influye sobre el poder de negociación de los sindicatos, de modo tal que una caída en la afiliación tiende a moderar el salario y aumentar el empleo. A su vez, una caída de la *cobertura por convenios* puede ser vista como un incremento de la oferta de puestos de trabajo no sindicalizados, o un cambio en la demanda de trabajo hacia el sector no sindicalizado. En el sector sindicalizado, ello resulta en una caída tanto de salarios como empleo, mientras que lo contrario ocurriría en el sector no sindicalizado; en el promedio de la economía probablemente el efecto sobre el salario sea negativo (ya que el salario de los no sindicalizados normalmente es inferior), en tanto el efecto en el empleo es ambiguo.

Por tanto, en principio se asume que el grado de sindicalización tiende a impactar positivamente sobre el nivel salarial, en la medida que los sindicatos cuentan con mayor poder de negociación. No obstante, este hecho dependerá del objetivo perseguido por los sindicatos, el cual puede ser mejorar el ingreso real de los trabajadores o abocarse al logro de la estabilidad laboral de sus miembros. En ese caso el efecto global sobre el salario es indeterminado.

² Véase particularmente Calmfors (1993).

IV. UNA BREVE RESEÑA DE LA EVOLUCIÓN DE LOS MECANISMOS DE NEGOCIACIÓN SALARIAL EN URUGUAY

Como fuera señalado previamente, el presente trabajo tiene como objetivo el análisis de los determinantes salariales, tomando en consideración tanto factores de carácter estrictamente económico, como aquellos de carácter institucional. Por tal motivo, es de interés reseñar la evolución que han tenido en el país los mecanismos de negociación salarial durante el período de estudio considerado (1984-2005).

A partir del año 1985 y hasta 1992/1993, rigió un esquema de negociación de carácter tripartito, mediante el funcionamiento de los Consejos de Salarios. A partir del año 1993, expiraron los acuerdos establecidos mediante dichos Consejos, estableciéndose un esquema de negociación bipartito, es decir entre empresas y trabajadores. Recientemente, tras un período de fuerte caída en las remuneraciones reales, el gobierno determinó la reinstauración de los Consejos de Salarios, retomando la negociación tripartita.

Tras el retorno a la democracia y frente a un período de notoria reducción en las remuneraciones reales, en el año 1985 el gobierno optó por establecer un mecanismo de negociación tripartita, mediante el establecimiento de los Consejos de Salarios. En dicha oportunidad, los Consejos fueron creados como un ámbito institucional de negociación tripartita en el cual representantes de empresarios y trabajadores, agrupados por sectores de actividad y con la participación de representantes del gobierno, negociaban los incrementos salariales.

Los Consejos abarcaron 48 sectores de actividad que fueron segmentados en 212 subgrupos. Los Consejos sectoriales definieron las categorías ocupacionales de los trabajadores que integraban el grupo y el subgrupo respectivo, las cuales fueron tomadas en consideración para la fijación de los salarios mínimos. Adicionalmente, los Consejos se transformaron en ámbitos de discusión de ingresos no salariales, como la prima de antigüedad, aguinaldo, etc. así como de la equiparación salarial por categoría.

Por su parte, el Ministerio de Trabajo y Seguridad Social determinó pautas de carácter general, de modo de regular la operación de los Consejos, tratando de establecer límites a los reajustes periódicos del salario nominal. Las pautas salariales inicialmente tomaron como punto de referencia la inflación pasada, lo cual condujo a la generación de cierto grado de indexación, pese a los límites de traslación de precios fijados por el gobierno.

La cantidad de trabajadores cubiertos por los Consejos implementados en 1985 se aproximaba, según Frenkel y Damill (s/f), al total de asalariados urbanos del sector privado en Uruguay, excluido el servicio doméstico.

Los Consejos de Salarios instaurados en 1985 fueron suspendidos a comienzos de la década del noventa. En 1992 el gobierno dejó de convocar a las negociaciones en la mayoría de las ramas, manteniéndose en la construcción, la salud y algunas ramas ligadas al transporte. En 1993 expiraron todos los contratos establecidos bajo el régimen anterior.

El nuevo escenario fue propicio para la generación de una modalidad de negociación salarial más descentralizada, en la cual tendió a primar la negociación a nivel de empresa. A su vez, el nuevo escenario significó que los acuerdos colectivos perdieran el carácter de obligatorios. Los incrementos del salario pasaron a ser diferenciales entre ramas y firmas y a depender en mayor medida del grado de competencia externa y de la evolución de los precios relativos. En materia de institucionalidad laboral, la década del noventa estuvo caracterizada por la voluntad explícita del gobierno de flexibilizar el mercado laboral.

La recesión económica de fines de la década del noventa y comienzos de la corriente década, determinó una caída de las remuneraciones reales del sector privado de 24% entre 1999 y 2003. Esta pérdida del poder de compra de los trabajadores condujo al gobierno electo a fines de 2004, a la decisión de reinstaurar la negociación tripartita a comienzos de 2005.

Tras la primera instancia de negociación, quedaron definidos en el sector privado 20 grupos por rama de actividad y tres grupos en el sector agropecuario. Es la primera vez que las negociaciones mediante los Consejos de Salarios llegan al ámbito rural.

V. METODOLOGÍA APLICADA

V.1- Series utilizadas

Se utilizaron series de datos trimestrales para el período comprendido entre el primer trimestre del año 1984 y el primero de 2005. En el caso de la tasa de desempleo, se optó por tomar información únicamente de Montevideo debido a que para el período considerado no se dispone de datos para el total del país. Las series macroeconómicas utilizadas en este estudio se resumen en el siguiente cuadro:

	VARIABLE	INDICADOR	INTERVALO	FUENTE
macroeconómicas	Salario real WR	Índice Salario Real sector privado (base 1984 I = 100) =Índice medio de salarios privado/Índice de Precios al Consumo	Mar 1980 - Mar 2005	INE
	Nivel de desempleo TD	Tasa de desempleo Montevideo	Mar 1975 - Mar 2005	INE
	Nivel de competitividad TCR	Índice de Capacidad de Competencia Global (base 1995=100)	Mar 1980 - Mar 2005	BCU
	Productividad PROD	Índice de Productividad (base 1984 I = 100) =Índice Volumen Físico del PIB/Ocupados	Mar 1984 - Mar 2005	BCU, INE
	Grado de Apertura de la economía APER	Índice de apertura (base 1983=100) = Índice exportaciones e importaciones / Índice Volumen Físico del PIB	Mar 1984 - Mar 2005	BCU
institucionales	Grado de centralización de la negociación PROPRAMA	Proporción de convenios a nivel de rama	Mar 1984 - Mar 2005	UCUDAL
	Tipo de negociación TRIPARTITA	Variable dummy = 1 si la negociación es tripartita = 0 si la negociación es bipartita	Mar 1984 - Mar 2005	

Como indicador del nivel de salario real (**wr**), se construyó un Índice de Salario Real privado. El mismo se calculó como el cociente entre el Índice Medio de Salarios Privado y el Índice de Precios al Consumo, ambos publicados mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Por su parte, el nivel de desempleo (**td**) se midió a través de la Tasa de Desempleo de Montevideo, calculada por el INE.

Con respecto al nivel de competitividad de la economía, como fuera argumentado en el Marco Analítico, se considera al Tipo de Cambio Real, **tcr**, como una aproximación al concepto. Por ello, se utilizó el Índice de Capacidad de Competencia Global que publica, con periodicidad mensual, el Banco Central del Uruguay (en adelante, BCU).

Con respecto al nivel de productividad (**prod**), el mismo se calculó como el cociente entre el PIB trimestral y el total de ocupados, a partir de la tasa de empleo que publica el INE mensualmente.

Por su parte, se incluyó una medida del grado de apertura de la economía (**aper**), a través del cociente entre un índice de exportaciones e importaciones (ambas deflactadas para obtener medidas a precios constantes) y el Índice de Volumen Físico (IVF) del PIB. Las series de exportaciones, importaciones y PIB son publicadas por el BCU, las exportaciones e importaciones de bienes de forma mensual, mientras que el IVF tiene una periodicidad trimestral.

La variable **proprama** se construyó a partir de datos recabados sobre la totalidad de los convenios colectivos firmados desde el retorno a la democracia a esta parte. Lo que se pretende constatar a través de esta variable es si el grado de centralización de la negociación (a nivel sectorial en oposición de a nivel de firma) es relevante en la dinámica de corto plazo de los salarios. Para ello, en base a la información disponible, se clasificaron los distintos convenios según si estos se llevaron a cabo a nivel de rama o de empresa. Tomando en cuenta la vigencia de los mismos, se agruparon en cada trimestre los convenios vigentes correspondientes al tipo de negociación efectuada a nivel de firma y los correspondientes a negociaciones llevadas a cabo a nivel de rama, entre el primer trimestre de 1985 y el cuarto trimestre de 2004. La variable **proprama** se calculó como el cociente entre el total de convenios vigentes negociados a nivel de rama y el número total de convenios vigentes para cada trimestre del período considerado.

Asimismo, se consideró la variable **tripartita**, una variable *dummy* que toma valor 1 si la negociación fue tripartita en el período de estudio y 0 en otro caso. Como ya fue comentado precedentemente en el apartado IV, a partir de 1992 el Estado abandonó la intervención en la negociación salarial (salvo para algunas ramas y subramas), pasando a imperar la modalidad de negociación bipartita. Con esta variable *dummy* se intenta captar si existió algún efecto sobre los salarios de la modalidad o tipo de negociación dominante.

Por último, se recogió información, aunque insuficiente, acerca de la cantidad de trabajadores amparados por los convenios colectivos. Se obtuvieron únicamente datos de carácter anual para los años 1990, 1997, 2000 y 2002-2003, por lo que no fue posible incorporarlos al modelo estimado. En todo caso, la proporción de trabajadores amparados se encuentra estrechamente relacionada con la variable **proprama**, en la medida que en los tiempos en los que los convenios se realizaron a nivel de rama la cantidad de trabajadores amparados fue mayor en términos relativos que bajo la otra modalidad de negociación (puede observarse parcialmente la evolución en el cuadro que se muestra a continuación).

Amparados por convenios				
	1990	1997	2002	2003
Industria	82.9	17	10.5	9.7
Comercio	91.5	6	0.8	0.6
Servicios	91.3	25	9	7
Total	88	23	23.5	20.1

Fuente: En base a datos proporcionados por UCUDAL

V.2- Marco metodológico

A partir de la introducción en el estudio de series de tiempo de la noción de cointegración incorporada por Granger (1981) y Engle y Granger (1987), se ha desarrollado una vasta literatura acerca de dicho concepto. Sin embargo, desarrollos recientes han enfatizado que los modelos lineales que comúnmente se han empleado para analizar el comportamiento de los ajustes a las relaciones de largo plazo de diversas variables, entre ellas los precios y salarios, no permiten distinguir entre los diferentes estados de la economía.

En este sentido cabe mencionar que, siguiendo a Trapani (2001), existen dos aspectos posibles a estudiar bajo la hipótesis de no linealidad: el estudio de la no proporcionalidad y de las asimetrías. Respecto al primer punto, se entiende que en los mecanismos de corrección del error (MCE) lineales las variaciones de los desequilibrios entre períodos son siempre de la misma magnitud (insensibilidad a la magnitud del desequilibrio) siendo entonces proporcionales a lo largo del tiempo. En relación al segundo aspecto, en el MCE lineal se advierte que el ajuste que recoge el sistema entre dos períodos consecutivos resulta ser simétrico, es decir, de la misma magnitud tanto si el desequilibrio es positivo o negativo (insensibilidad al signo del desequilibrio).

En este trabajo se realiza una aproximación al estudio de los MCE no lineales para los salarios a través de la incorporación al modelo de las asimetrías de corto plazo respecto al ajuste a la relación de largo plazo. En efecto, resulta de interés conocer si los salarios en el corto plazo presentan un comportamiento diferente en función de si se encuentran por encima o por debajo de cierto umbral, o en otras palabras, si reaccionan frente a desvíos negativos en forma diferente que frente a los desvíos positivos.

Existen diversas especificaciones que atienden a este tipo de ajustes. En el presente trabajo se utiliza una adaptación al modelo TAR (*Threshold Autoregressive*), cuya utilización provee de información para conocer el comportamiento de los ajustes no lineales.

Siguiendo las definiciones usuales, existe una relación de cointegración si la combinación lineal de dos o más variables no estacionarias es estacionaria. Esto implica, que las variables se mueven conjuntamente en el largo plazo.

La relación de largo plazo entre dos variables, x_{1t} y x_{2t} , puede expresarse de la siguiente manera:

$$x_{1t} + \beta x_{2t} = c + v_t$$

donde los β_i son los coeficientes estimados de la relación de largo plazo.

El término de perturbación que se desprende de la estimación de la relación de largo plazo se utiliza para constatar la existencia de una relación de cointegración de la siguiente forma:

$$(1) \Delta v_t = \rho v_{t-1} + v_i$$

donde v_t es un ruido blanco. En la relación (1), la hipótesis de no cointegración se rechaza si ρ es negativa y significativamente distinta de cero. Según el Teorema de Representación de Granger existe una representación con mecanismo de corrección del error de la forma:

$$(2) \Delta x_{it} = \alpha_i (x_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{2t-1}) + \sum_p \delta_p \Delta x_{it-p} + \varepsilon_t$$

donde α_i mide la velocidad de ajuste al equilibrio de largo plazo.

Sin embargo, existen ciertos casos en los que los retornos al equilibrio una vez producidos desajustes en el corto plazo son no lineales. Por lo tanto, en el MCE (Mecanismo de Corrección del Error) los ajustes de corto plazo pueden presentar determinadas asimetrías al retornar a la relación de equilibrio de largo plazo. Los modelos de tipo TAR (*Threshold Autoregressive*) ofrecen un marco metodológico que incorpora los ajustes no lineales al equilibrio. De esta manera, la ecuación (1) puede describirse como:

$$(3) \Delta v_t = I_t \rho_1 v_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 v_{t-1} + v_t$$

donde el indicador I_t se define:

$$(4) I_t = 1 \quad \text{si} \quad v_{t-1} > \tau$$

cero en otro caso

siendo τ el valor umbral. A partir de la especificación anterior, se desprende que:

- (i) si $v_{t-1} \geq \tau \Rightarrow \Delta v_t = \rho_1 v_{t-1} + v_t$, es decir que cuando la perturbación se encuentra por encima del umbral el ajuste es $\rho_1 v_{t-1}$.
- (ii) si $v_{t-1} < \tau \Rightarrow \Delta v_t = \rho_2 v_{t-1} + v_t$, cuando la perturbación se encuentra por debajo del umbral el ajuste es $\rho_2 v_{t-1}$.

Por lo que el ajuste asimétrico se produce si $\rho_1 < 0$ y $\rho_2 < 0$ y si adicionalmente, ambos coeficientes son significativamente distintos entre sí $\rho_1 \neq \rho_2$. Por ende, deben estimarse ρ_1 , ρ_2 , además del umbral τ .

Por último, en la medida que se comprueba la existencia de una relación de cointegración entre las variables y que el mecanismo de ajuste puede especificarse como un TAR (de acuerdo a las ecuaciones (3) y (4)), el comportamiento de ajuste de corto plazo puede expresarse con un mecanismo de corrección del error de la siguiente forma:

$$(5) \Delta x_{it} = \alpha_{1i} I_t v_{it} + \alpha_{2i} (1 - I_t) v_{it-1} + \sum_p \delta_p \Delta x_{it-p} + v_t$$

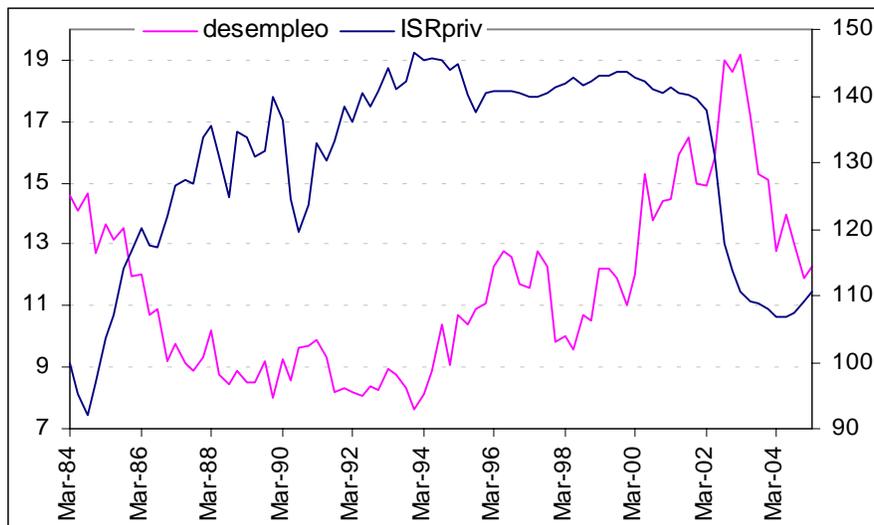
donde los α_i son las velocidades de ajuste a la relación de equilibrio de largo plazo.

VI. ANÁLISIS DE LAS SERIES

VI.1 Evolución de las series durante el período de estudio.

Es interesante observar que durante el período de análisis, el salario real y el desempleo han evolucionado en sentido inverso (véase gráfico VI.1.1). Este hecho concuerda con lo señalado en el marco analítico, según el cual cabía esperar que una disminución en el nivel de desempleo, como la que tuvo lugar entre los años 1984 y 1994, se asocie a un crecimiento del salario real.

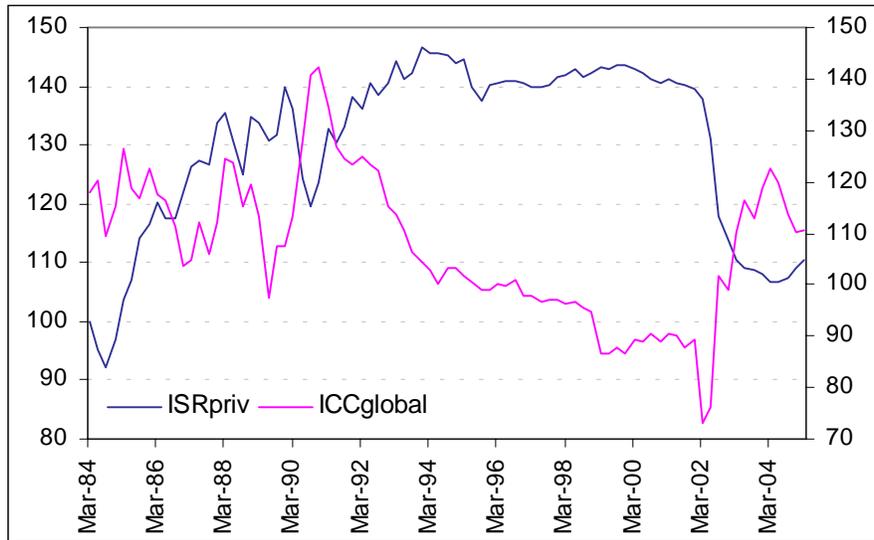
Gráfico VI.1.1 Evolución de la Tasa de Desempleo Mdeo. y el Índice de Salario Real del sector privado.



Fuente: INE

Por su parte, el salario real y el nivel de competitividad también se han comportado aproximadamente de forma inversa. .

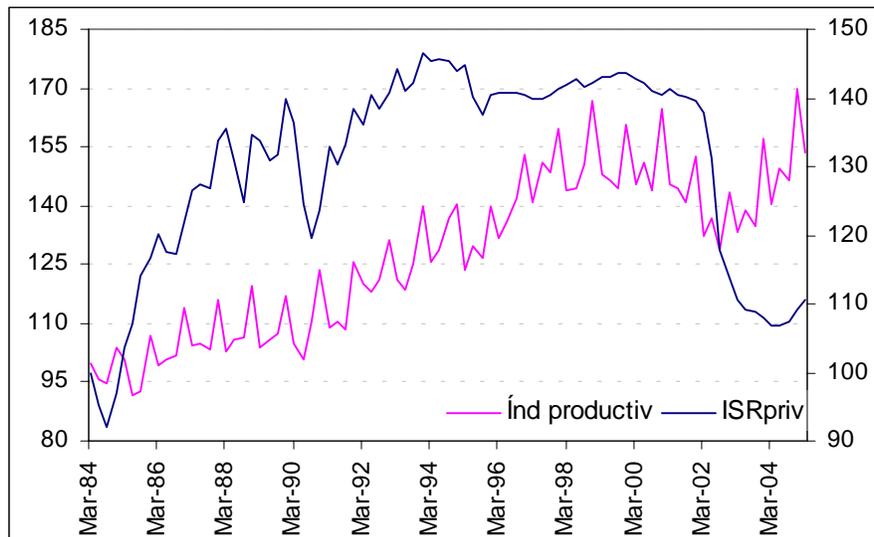
Gráfico VI.1.2. Evolución del Índice de Capacidad de Competencia Global y el Índice de Salario Real del sector privado.



Fuente: BCU, INE.

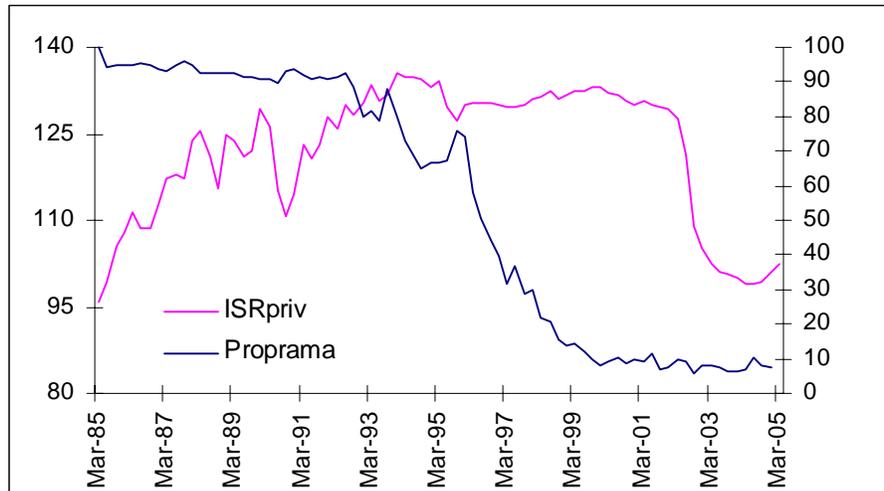
No obstante, la relación entre el comportamiento del salario real y el nivel de productividad no es tan clara. Si bien la teoría predice una relación positiva entre incrementos en el salario real y aumentos de productividad, estos no se aprecian de forma inmediata en el gráfico.

Gráfico VI.1.3. Evolución del Índice de Salario Real del sector privado y el Índice de Productividad.



Fuente: BCU, INE.

Gráfico VI.1.4. Evolución del Índice de Salario Real del sector privado y la Proporción de convenios colectivos por rama



Fuente: INE y UCUDAL

En el gráfico precedente se observa una tendencia creciente de los salarios reales privados coincidente con el período de negociación tripartita y predominantemente a nivel de rama. A partir de 1992-1993, cuando el gobierno deja de convocar a los Consejos de Salarios, la proporción de acuerdos a nivel de rama comienza a caer gradualmente y en forma más abrupta a partir de 1997, año a partir del cual comienza a predominar claramente un tipo de negociación con bajo nivel de centralización. El período que se inicia en 1992-1993 coincide con cierta estabilidad de los salarios reales, que luego deviene en una caída que se agudiza fuertemente durante la crisis económica de 2002.

VI.2. Determinación del orden de integración de las series

Siguiendo la metodología usual del estudio de series de tiempo, se analizó en primer lugar el orden de integración de cada una de las series. Un primer indicio de la no estacionariedad de las variables lo brindan sus correlogramas y gráficos; en los primeros se observa una caída lenta de las series en niveles. Por lo tanto, se procedió a analizar su orden de integración ó lo que es lo mismo, la presencia de raíces unitarias en cada una de las series a través del test de ADF (Test de Dickey – Fuller Aumentado). Mediante el empleo de dicho test, se rechazó la presencia de raíz unitaria para todas las series en primeras diferencias, no rechazándose su presencia en el caso de las series en niveles. Por ende, se concluye que todas las series son integradas de orden uno (I(1)) siendo sus primeras diferencias estacionarias. La cantidad de rezagos se determinó con el criterio AIC (Akaike Information Criterion).

Cuadro VI.2.1- Cuadro Resumen del Test ADF

Orden de integración de las series

Serie	Orden de integración	Estadístico ADF *	Modelo
L(prod)	$I(1)$	1.72	Sin constante ni tendencia. Cuatro rezagos.
proprama	$I(1)$	-0.96	Sin constante ni tendencia.
L(tcr)	$I(1)$	0.0026	Sin constante ni tendencia.
L(td)	$I(1)$	0.12	Sin constante ni tendencia.
L(wr)	$I(1)$	-0.17	Sin constante ni tendencia. Un rezago.
L(aper)	$I(1)$	1.59	Sin constante ni tendencia. Cuatro rezagos.

* Los valores críticos del test ADF son -1.94 y -1.61 al 5% y 10% respectivamente

Resulta de interés concentrarse en el análisis de la serie **proprama** por tratarse de una variable que presenta determinadas peculiaridades. Como puede observarse en el gráfico VI.I.4 la misma posee una trayectoria particular, es relativamente estable hasta determinado momento en el tiempo (en torno al año 1994) y a partir de allí comienza a caer, para luego retornar nuevamente a una trayectoria relativamente estable. Estos movimientos se al hecho que el gobierno dejó de convocar a los Consejos de Salarios en el mercado de trabajo donde hasta la fecha predominaban los convenios a nivel de rama. La reducción de la proporción de convenios de este tipo fue relativamente paulatina, debido a que la modificación en el tipo de negociación no fue drástica, en algunas ramas se mantuvieron vigentes o se acordaron nuevos convenios bajo esa modalidad.

Según lo que resulta de contrastar la hipótesis de raíz unitaria mediante el test ADF, la variable **proprama** es integrada de orden uno. Sin embargo, se considera relevante trabajar en el futuro sobre su modelización ya que como se observa gráficamente, es una variable acotada entre 0 y 1 con un comportamiento similar al logístico.³

³ Es plausible que si bien la variable no es estacionaria, tampoco es totalmente correcto representarla a través de una $I(1)$. En realidad la observación de la serie sugiere que podría haber dos estados estacionarios posibles: uno entre el primer trimestre del año 1985 hasta el año 1994 y uno segundo que comience alrededor de 1998 hasta la fecha (donde la media de ambos procesos sea claramente distinta y pueda modificarse entre ambos también su varianza).

VII. RESULTADOS EMPÍRICOS

Previo a la exposición de los resultados, cabe resaltar que la metodología utilizada no impone, a priori, relaciones de causalidad o exogeneidad/endogeneidad entre las variables consideradas. En ese sentido, la determinación de cuáles son las variables que ante desvíos del equilibrio de largo plazo se ajustan endógenamente y cuales no constituye un resultado propiamente dicho, es decir se determina estadísticamente a través de la metodología.

VII.1 La relación de largo plazo

Para realizar el análisis de cointegración se estimó en primer lugar un Vector Autorregresivo con Mecanismo de Corrección del Error (VECM) lineal, usando cuatro rezagos (de acuerdo con el criterio AIC) e introduciendo una constante en la ecuación de cointegración. El test de Johansen arrojó como resultado la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los salarios reales, la tasa de desempleo, el tipo de cambio real y la productividad. No obstante, el contraste de exclusión sobre el coeficiente asociado a la productividad dio como resultado la no inclusión de dicha variable en la relación de cointegración. Esto significa que el comportamiento de largo plazo del sistema no depende de la evolución de la productividad. Los resultados se presentan en el anexo econométrico.

Así, volvió a estimarse la relación de cointegración excluyendo a la serie de productividad. La relación de largo plazo estimada se presenta a continuación:

$$l(wr_t) = 9.243 - 0.2975l(td_t) - 0.8178l(tcr_t)$$

Usando un mecanismo de corrección del error lineal, se realizaron los contrastes de exogeneidad débil. De éstos se deriva que la tasa de desempleo se ajusta exógenamente, lo cual implica que no reacciona ante desviaciones de la relación de largo plazo, o en otras palabras, no se ajusta endógenamente dentro de la relación de equilibrio. En tanto, se encontró que los salarios reales privados y el tipo de cambio real se ajustan endógenamente al equilibrio de largo plazo.⁴

La relación de largo plazo estimada imponiendo la restricción de exogeneidad débil de la tasa de desempleo es la siguiente:

$$l(wr_t) = 9.12 - 0.289l(td_t) - 0.795l(tcr_t)$$

En definitiva, el nivel del salario real privado depende en el largo plazo de los niveles de desempleo y de tipo de cambio real, en ambos casos en forma negativa. Ambos signos son los esperados. Asimismo, los coeficientes estimados permiten afirmar que en el largo plazo los salarios reales privados se ven influidos en mayor medida por el tipo de cambio real que por el nivel de desempleo.

⁴ Los resultados se presentan en el anexo econométrico

La relación de largo plazo estimada indica que menores niveles de desempleo se asocian a mayores niveles de salario real, estimándose la elasticidad de largo plazo salarios-desempleo en $-0,289$, lo cual no resulta una magnitud extremadamente alta. El coeficiente estimado indica que un aumento de 10% de la tasa de desempleo (lo que implica un incremento significativo) conduce en el largo plazo a una caída de 2,89% de los salarios reales.

Adicionalmente, se encontró que ante desvíos de la relación de equilibrio de largo plazo es el salario el que reacciona en forma endógena, y no la tasa de desempleo. Ello quiere decir, en otras palabras, que ante aumentos de la tasa de desempleo, los salarios (y el tipo de cambio real) se ajustarán para situarse en el nuevo equilibrio de largo plazo compatible con el nuevo nivel de desempleo. No obstante, *variaciones del salario real por encima o por debajo del equilibrio de largo plazo no provocan un ajuste de la tasa de desempleo a ese nuevo nivel.*

Como ya fue mencionado en el apartado III, la influencia desde el desempleo a los salarios en el contexto de una economía donde funciona la negociación colectiva se explica porque caídas de la tasa de desempleo incrementan el poder de negociación de los sindicatos y por ende, la presión salarial, mientras que lo contrario sucede ante aumentos del desempleo. En el marco de los modelos “insiders-outsiders”, la respuesta del salario al desempleo viene dada por el poder de los desempleados (o *outsiders*) para presionar el salario a la baja, oponiéndose al poder de los empleados o “*insiders*” que buscan mantener salarios elevados.

Por otro lado, la relación negativa entre los salarios reales privados y el tipo de cambio real implica que, en el largo plazo, las depreciaciones de la moneda doméstica están asociadas a menores niveles de salario real, siendo la elasticidad estimada significativamente alta, de $-0,795$. Ello indica que un incremento de 10% del TCR conduce en el largo plazo a una caída de 7,95% de los salarios reales.

La relación negativa entre TCR y salarios es la esperada, y tiene evidentes implicancias de política económica. Efectivamente, cualquier intento de mejorar la competitividad vía incremento del TCR, que mejora la relación de precios que enfrenta el sector productor de bienes transables, conduce en el largo plazo a un nivel inferior de los salarios reales. Así como también, políticas de estabilización con apreciación de la moneda doméstica conducirán a elevar el poder de compra de los salarios.

VII.2 La dinámica de corto plazo

Un segundo paso consistió en estimar la ecuación de la dinámica de corto plazo de los salarios reales, utilizando el mecanismo de ajuste no lineal detallado anteriormente. Para ello en primer lugar se determinó el valor del umbral, como aquel que minimiza la suma de cuadrados residuales de la ecuación de la dinámica de corto plazo conteniendo un ajuste asimétrico (el valor hallado del umbral se situó en $0,1088$).

La ecuación de la dinámica de corto plazo incluyó en principio a la propia variable rezagada y a las variables que integran la relación de largo plazo en primeras diferencias

(hasta cuatro rezagos). Como variables adicionales se incluyeron a la productividad y el coeficiente de apertura (ambas en diferencias) así como también variables que miden aspectos de la negociación salarial. Entre estas últimas se incluyó la proporción de convenios a nivel de rama y una variable dummy que refleja el tipo de negociación (tripartita o bipartita), detalladas en el apartado anterior.

La ecuación final estimada se presenta en el anexo econométrico. La tabla siguiente muestra los coeficientes de velocidad de ajuste a la relación de largo plazo, así como los asociados a los salarios rezagados y otras variables que resultaron significativas. Cabe mencionar que ni las variaciones del desempleo ni del tipo de cambio real de períodos anteriores inciden significativamente en la dinámica de corto plazo de los salarios reales. Tampoco resultó significativa la variación del coeficiente de apertura sobre dicha dinámica, aunque ello puede deberse a una relativamente alta correlación con la evolución de la productividad.

Cuadro VI.1. Dinámica de corto plazo (variable dependiente $l(wr)$)

Variable	Coefficiente
DLWR(-1)	0.130669
DLPROD(-1)	0.097154
ECT(-1)	-0.055475
$I*ECT(-1)$	-0.070098
PROPRAMA	0.000186

El mecanismo de corrección del error está representado por los coeficientes asociados a $ect(-1)$ y $ect(-1)*I$. La variable ect representa los residuos de la relación de cointegración estimada anteriormente. Por su parte, la variable I toma el valor 1 cuando los residuos en el período anterior se encuentran por debajo del umbral estimado, y cero en otro caso. Así, la velocidad de ajuste cuando los desvíos se encuentran por encima del umbral viene dada por el coeficiente asociado a $ect(-1)$, mientras que cuando los desvíos se encuentran por debajo del umbral la velocidad de ajuste viene dada por la suma de los coeficientes asociados a $ect(-1)$ y $ect(-1)*I$.

En primer lugar, se observa que el coeficiente del término $I*ect(-1)$ es significativo, lo cual indica la presencia de ajustes asimétricos. En este sentido, se observa que la dinámica de los salarios difiere dependiendo si los desvíos del equilibrio de largo plazo se encuentran por encima o por debajo del umbral estimado. Dado que el umbral se estimó en 0,1088, los resultados indican que la velocidad de ajuste es menor si los desvíos del equilibrio están por encima de 10,8% del equilibrio de largo plazo. En otras palabras, *cuando los salarios reales se desvían por encima del equilibrio de largo plazo, existe un punto (estimado en 10,8%) a partir del cual se tornan más rígidos a la baja*. Por debajo de ese umbral, la velocidad de ajuste de los salarios a la relación de largo plazo no difiere en función del signo con respecto a ese equilibrio.

Más precisamente, cuando el salario real privado se aleja en el período t en más de 10,8% del equilibrio de largo plazo, en el período $t+1$ comienza a retornar a una velocidad de 5,5% trimestral. Por el contrario, cuando el salario real privado se desvía en menos de 10,8% del equilibrio de largo plazo, “retorna” a una velocidad de aproximadamente 12% del desvío por trimestre, lo que implica que el ajuste total se procesa en aproximadamente dos años. En ningún caso el ajuste al equilibrio se procesa con extrema rapidez. No obstante, los salarios reales se vuelven ciertamente rígidos cuando el desvío es positivo y relativamente alto.

En el corto plazo, el crecimiento de los salarios privados se ve influenciado por el crecimiento en el trimestre inmediato anterior, aunque el coeficiente asociado es relativamente bajo. El coeficiente del incremento de la productividad rezagado un período es significativo y con el signo esperado, pero pequeño, lo que denota cierta rigidez del salario ante las variaciones de la productividad. El coeficiente estimado refleja que un incremento de la productividad se traslada a los salarios al período siguiente en un 10% aproximadamente.

Con respecto a las variables que reflejan aspectos de la negociación colectiva, resultó significativo el grado de centralización de la negociación (la proporción de convenios a nivel de rama) y no el tipo de negociación (tripartita o bipartita), aunque ello puede deberse a que ambas variables están altamente correlacionadas. Cabe precisar que si bien el modelo de corto plazo estima una relación lineal entre las variaciones del salario real y el grado de centralización, el comportamiento de la variable se asemeja a dos constantes distintas al inicio y al final del período, con un ajuste en el medio. En ese sentido, sería necesario avanzar en la modelización de los efectos del grado de centralización sobre la dinámica de corto plazo de los salarios mediante la utilización de modelos no lineales.

El signo de la variable es el esperado según la hipótesis señalada anteriormente que plantea un mayor incremento salarial esperado cuando la negociación se realiza a nivel sectorial en oposición a nivel de firma. En efecto, el grado de centralización de la negociación a nivel sectorial incide positivamente en la variación de los salarios reales privados. Un grado de centralización de la negociación a nivel sectorial, del entorno del 90% de los convenios vigentes, se asocia a incrementos salariales reales del orden de 1,7% trimestral, mientras que cuando la negociación sectorial cae al entorno del 10% de los convenios vigentes, ello se asocia a incrementos salariales del orden de 0,2% trimestral.

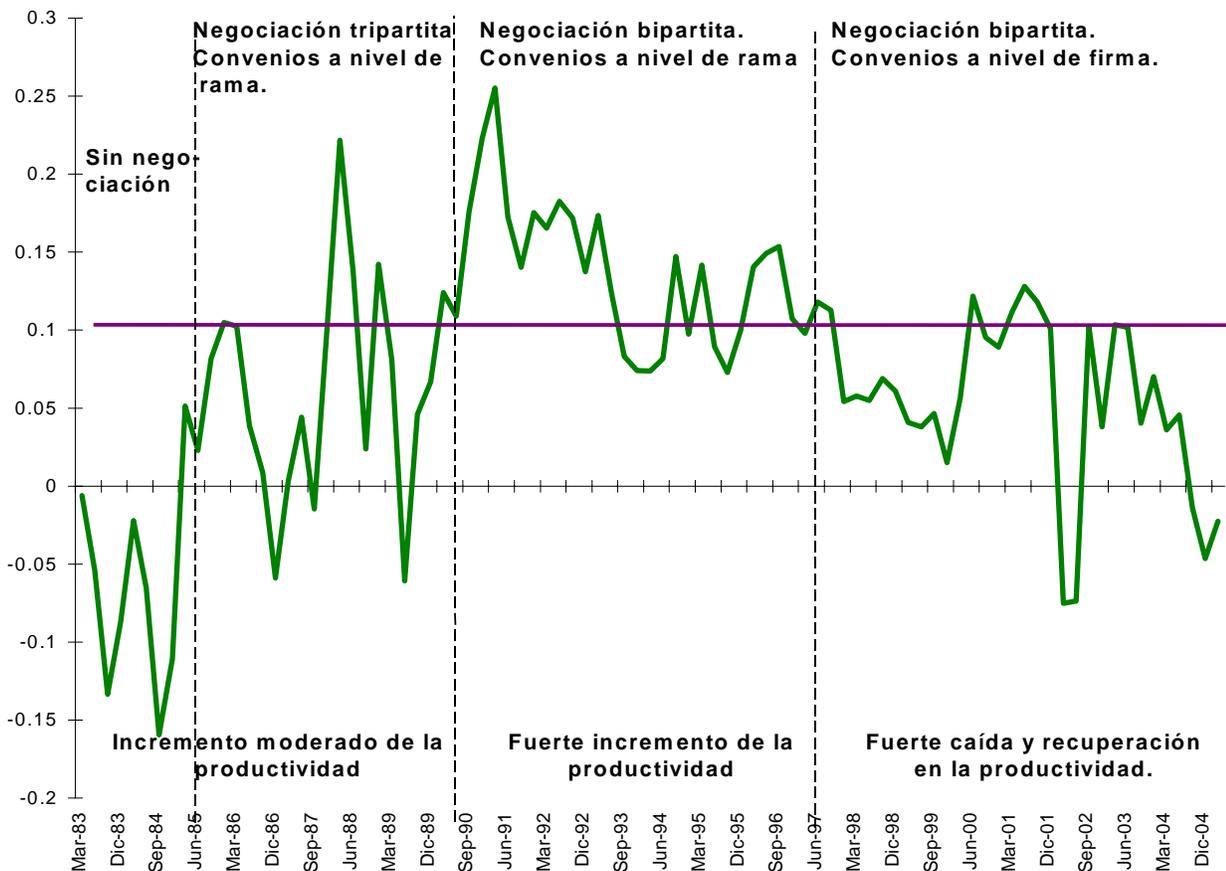
En suma, los salarios reales privados se tornan relativamente más rígidos a la baja cuando se desvían del equilibrio por encima de un cierto umbral. Asimismo, la dinámica salarial se ve influenciada por las variaciones de la productividad y por el grado de centralización de la negociación colectiva, en ambos casos positivamente.

VII.3 Los desvíos de los salarios respecto a la relación de largo plazo: cuatro períodos diferenciados

Resulta de interés identificar en qué períodos los salarios presentaron una mayor rigidez al ajuste hacia el largo plazo (es decir, los desvíos se situaron por encima del umbral

estimado), así como también, observar el comportamiento de las variables que afectan la dinámica de corto plazo de los salarios en dichos períodos. A esos efectos, el gráfico siguiente ilustra los desvíos de la relación de largo plazo de los salarios con el tipo de cambio real y el desempleo, pudiéndose observar cuatro períodos relativamente diferenciados.

Gráfico VII.1-Desvíos del salario real respecto del equilibrio de largo plazo estimado



Cada período se caracteriza por presentar distintos tipos imperantes de negociación colectiva, y evoluciones diferentes de la productividad. Cabe resaltar que los salarios se ubicaron más o menos sistemáticamente por encima del umbral en el período comprendido entre 1990 y 1997.

El primer tramo se refiere al final del período dictatorial, y finaliza en 1985. En un contexto de ausencia total de negociación colectiva y caída de la productividad, los salarios se ubicaron por debajo del equilibrio de largo plazo.

Entre 1985 y 1990 la negociación colectiva imperante fue tripartita y a nivel de rama en la casi totalidad de los convenios firmados. Puede decirse que predominó un tipo de negociación relativamente centralizada, en la medida en que el gobierno participó activamente en los acuerdos. Asimismo, el período se caracterizó por una cierta estabilidad del tipo de cambio real con alta inflación y un aumento moderado de la productividad. En ese contexto, los salarios oscilaron en torno a la relación de largo plazo, predominantemente por debajo del umbral estimado.

El período 1990-1997 es el lapso durante el cual los salarios se ubicaron predominantemente por encima del 10,8% del equilibrio de largo plazo, presentando una mayor rigidez en cuanto al ajuste. Dicho período se caracterizó por una apreciación sistemática de la moneda en el marco de inflación decreciente y por aumentos significativos de la productividad, en el marco de una creciente apertura externa. En la medida que los incrementos de productividad fueron trasladados (parcialmente) a salarios, ello habría contribuido a situar a los salarios reales por encima del equilibrio de largo plazo, y concretamente en este período, por encima del umbral estimado.

En cuanto al tipo de negociación imperante, predominó el tipo bipartito y a nivel de rama, aunque comienza a crecer la importancia de los acuerdos a nivel de firma. No obstante, este período puede caracterizarse como de predominancia de la negociación a nivel sectorial, aunque no centralizada, dado que el gobierno se retira de las negociaciones excepto para unos pocos sectores de actividad.

Finalmente, el último período comprendido entre 1997 y 2005 se caracteriza por un estancamiento y caída de la productividad, con posterior recuperación. En términos de negociación colectiva, predomina ampliamente un tipo descentralizado, con la casi totalidad de los convenios realizados a nivel de firma. En ese contexto, los salarios vuelven a oscilar en torno al equilibrio de largo plazo, situándose predominantemente por debajo del umbral estimado.

En suma, la mayor rigidez de los salarios al equilibrio de largo plazo se observó en el período 1990-1997. Dicho período estuvo signado por importantes incrementos de la productividad en el marco de una tendencia decreciente de la inflación, lo que habría posibilitado que los salarios se ubicaran por encima del umbral estimado. Asimismo, el tipo de negociación imperante fue a nivel de rama, pero sin participación del gobierno. Como ya fue expuesto, en teoría este tipo de negociación tiende a resultar en incrementos salariales mayores que los tipos muy centralizados y muy descentralizados, por lo que dicho factor puede haber contribuido a ubicar los salarios reales por encima de la relación determinada por el tipo de cambio real y el desempleo.

Finalmente, cabe realizar algunas consideraciones sobre la situación de los salarios reales al final del período analizado y su probable evolución a futuro. Al primer trimestre de 2005, los salarios reales se sitúan por debajo del equilibrio de largo plazo, por lo que a igualdad de otras condiciones, es esperable que los mismos se ajusten al alza. Por lado de las variables que afectan la dinámica de corto plazo de los salarios, tanto el restablecimiento de los Consejos de Salarios como el incremento de la productividad deberían incidir positivamente en la evolución salarial. Finalmente, con respecto a las variables que

cointegran con los salarios reales, se prevé que continúe en el mediano plazo cierta apreciación cambiaria, mientras que se reduzca (aunque muy moderadamente) la tasa de desempleo. Ambas tendencias ejercerán una influencia al alza (en el largo plazo) en los salarios reales.

VIII. CONCLUSIONES

Mediante la presente investigación fue posible establecer cuál ha sido la incidencia de un conjunto de factores de carácter macroeconómico e institucional sobre los salarios reales del sector privado durante los últimos veinte años. De este modo, se obtiene una herramienta analítica para comprender la evolución de los salarios hasta el momento, e incluso para predecir su comportamiento futuro.

A partir de la investigación realizada es posible concluir que existe una relación de largo plazo entre los salarios reales, la tasa de desempleo y el tipo de cambio real, en la cual los salarios reales (así como el tipo de cambio real) se ajustan endógenamente al equilibrio de largo plazo.

La existencia de esta relación implica que incrementos en la tasa de desempleo, así como abaratamientos relativos del país con respecto a sus socios comerciales se traducen en el largo plazo en menores salarios para el sector privado. A su vez, la comparación de los coeficientes obtenidos indica que las variaciones en el tipo de cambio real tienen mayor incidencia sobre los salarios que variaciones de igual magnitud sobre el desempleo. A partir de esta conclusión es posible realizar dos apreciaciones.

En primer lugar, la fuerte incidencia negativa del TCR sobre los salarios reales tiene implicancias de política. Si bien un nivel de tipo de cambio real alto beneficia a los sectores exportadores, reduce el salario real de los trabajadores. Esta reducción se traslada a la demanda por bienes no transables, perjudicando la producción de dicho sector. La disminución de la demanda por este tipo de bienes puede a su vez, reducir los niveles de empleo, presionando nuevamente a la baja de los salarios. En el otro sentido, políticas de estabilización con apreciación de la moneda doméstica conducirán a elevar el poder de compra de los salarios.

En segundo lugar, ante aumentos de la tasa de desempleo, los salarios se ajustarán para situarse en el nuevo equilibrio de largo plazo compatible con el nuevo nivel de desempleo. No obstante variaciones del salario real por encima o por debajo del equilibrio de largo plazo no provocan un ajuste de la tasa de desempleo a ese nuevo nivel. La respuesta del salario al desempleo refleja a) que el poder de negociación de los trabajadores se ve afectado por la existencia del desempleo y/o b) que existe cierto poder de los desempleados para presionar el salario a la baja, oponiéndose al poder de los empleados que buscan mantener salarios elevados. No obstante, la magnitud del coeficiente indica que dicho poder sería relativo.

A su vez, frente a desviaciones del salario real de su nivel de equilibrio de largo plazo, se producirán ajustes asimétricos, en función de si el desvío se encuentra por encima o por

debajo del umbral, estimado en aproximadamente 10%. En ese sentido, se evidencia que la modelización mediante un mecanismo de ajuste no lineal resultó adecuada.

La existencia de ajustes asimétricos implica diferencias en los efectos provocados por desvíos al alza superiores al umbral respecto a desvíos menores al alza o desvíos a la baja. En este sentido, cuando las remuneraciones reales se alejan en un período por encima del umbral estimado, demoran más en retornar a su nivel de equilibrio que en el caso de que se desvíen menos, en cuyo caso retornan al equilibrio en dos años. En ese sentido, puede afirmarse que los salarios reales del sector privado se tornan relativamente más rígidos cuando los desequilibrios son al alza y en una proporción no despreciable.

La dinámica de corto plazo de los salarios está determinada tanto por la productividad como por los salarios del período anterior. La reducida magnitud del coeficiente de productividad indica que, si bien los trabajadores logran trasladar parte de las ganancias de productividad a sus remuneraciones, el porcentaje trasladado es relativamente bajo.

Finalmente, y como era de esperar, la modalidad de negociación salarial adoptada afecta la dinámica de los salarios. En este sentido, la negociación a nivel de sectores productivos genera mayores incrementos salariales que la negociación más descentralizada, es decir a nivel de ramas. Este resultado coincide en cierta medida, con el establecido por Cassoni y Labadie (s/f) quienes señalan que durante el período de mayor descentralización en la negociación salarial (década del noventa) el incremento en las remuneraciones reales fue inferior al obtenido durante el período de negociaciones más centralizadas, durante el cual estuvieron vigentes los Consejos de Salarios.

La mayor rigidez de los salarios al equilibrio de largo plazo se observó en el período 1990-1997, y estuvo signado por importantes incrementos de la productividad (en un contexto de inflación decreciente) que habrían posibilitado que los salarios se ubicaran por encima del umbral estimado. En ese período, el tipo de negociación imperante fue a nivel de rama, pero sin participación del gobierno.

Considerando las conclusiones expuestas, es posible señalar que la evolución futura de los salarios del sector privado estará determinada, a largo plazo, por el nivel de tipo de cambio real de la economía y por la tasa de desempleo. En tanto a corto plazo, también incidirán los cambios en la productividad, la propia dinámica anterior del salario, así como el grado de centralización de la negociación. A la luz de los resultados del presente trabajo, cabe esperar que el incremento de los salarios reales se acelere en el futuro próximo, dada a la instauración a partir de mayo del presente año del Consejo de Salarios

IX. ANEXO ECONOMÉTRICO

IX.1 Orden de integración de las series.

- **Log(productividad)**

Null Hypothesis: LPROD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.772612	0.9810
Test critical values:		
1% level	-2.594189	
5% level	-1.944915	
10% level	-1.614114	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPROD)

Method: Least Squares

Date: 27/06/05 Time: 15:51

Sample (adjusted): 1985:2 2005:1

Included observations: 80 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPROD(-1)	0.001719	0.000970	1.772612	0.0804
D(LPROD(-1))	-0.388796	0.096036	-4.048448	0.0001
D(LPROD(-2))	-0.295479	0.102548	-2.881369	0.0052
D(LPROD(-3))	-0.295260	0.101639	-2.905001	0.0048
D(LPROD(-4))	0.577131	0.097748	5.904259	0.0000

R-squared	0.789007	Mean dependent var	0.005280
Adjusted R-squared	0.777754	S.D. dependent var	0.081404
S.E. of regression	0.038376	Akaike info criterion	-3.622303
Sum squared resid	0.110454	Schwarz criterion	-3.473426
Log likelihood	149.8921	Durbin-Watson stat	2.030633

- **Proprama**

Null Hypothesis: PROPRAMA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.960586	0.2992
Test critical values:		
1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PROPRAMA)

Method: Least Squares

Date: 01/07/05 Time: 11:41

Sample (adjusted): 1975:2 2004:4

Included observations: 119 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PROPRAMA(-1)	-0.015591	0.016230	-0.960586	0.3387
R-squared	0.007720	Mean dependent var		0.000606
Adjusted R-squared	0.007720	S.D. dependent var		0.097363
S.E. of regression	0.096986	Akaike info criterion		-1.820127
Sum squared resid	1.109948	Schwarz criterion		-1.796773
Log likelihood	109.2976	Durbin-Watson stat		2.052142

- **Log(tcr)**

Null Hypothesis: LTCR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.457580	0.1290
Test critical values:		
1% level	-3.497029	
5% level	-2.890623	
10% level	-2.582353	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTCR)

Method: Least Squares

Date: 27/06/05 Time: 16:34

Sample (adjusted): 1980:2 2005:1

Included observations: 100 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCR(-1)	-0.116981	0.047600	-2.457580	0.0157
C	0.543327	0.220944	2.459118	0.0157

R-squared	0.058052	Mean dependent var	0.000659
Adjusted R-squared	0.048440	S.D. dependent var	0.077617
S.E. of regression	0.075714	Akaike info criterion	-2.303922
Sum squared resid	0.561789	Schwarz criterion	-2.251818
Log likelihood	117.1961	F-statistic	6.039702
Durbin-Watson stat	1.549502	Prob(F-statistic)	0.015744

- **Log(td)**

Null Hypothesis: LTD has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.405573	0.1424
Test critical values:		
1% level	-3.485586	
5% level	-2.885654	
10% level	-2.579708	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTD)

Method: Least Squares

Date: 27/06/05 Time: 16:39

Sample (adjusted): 1975:2 2005:1

Included observations: 120 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTD(-1)	-0.088842	0.036932	-2.405573	0.0177
C	0.214752	0.088308	2.431850	0.0165
R-squared	0.046748	Mean dependent var		0.003502
Adjusted R-squared	0.038670	S.D. dependent var		0.103901
S.E. of regression	0.101873	Akaike info criterion		-1.713660
Sum squared resid	1.224609	Schwarz criterion		-1.667202
Log likelihood	104.8196	F-statistic		5.786781
Durbin-Watson stat	2.069532	Prob(F-statistic)		0.017700

- **Log(isr)**

Null Hypothesis: LISR has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.170343	0.6223
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LISR)

Method: Least Squares

Date: 27/06/05 Time: 16:45

Sample (adjusted): 1980:3 2005:1

Included observations: 99 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LISR(-1)	-0.000118	0.000692	-0.170343	0.8651
D(LISR(-1))	0.278100	0.097589	2.849701	0.0053
R-squared	0.077368	Mean dependent var		-0.000632
Adjusted R-squared	0.067856	S.D. dependent var		0.034050
S.E. of regression	0.032875	Akaike info criterion		-3.972226

Sum squared resid	0.104833	Schwarz criterion	-3.919800
Log likelihood	198.6252	Durbin-Watson stat	1.959820

- **L(apertura)**

Null Hypothesis: LAPER has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.595548	0.9722
Test critical values:	1% level	-2.594563	
	5% level	-1.944969	
	10% level	-1.614082	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LAPER)

Method: Least Squares

Date: 01/07/05 Time: 11:36

Sample (adjusted): 1985:2 2004:4

Included observations: 79 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LAPER(-1)	0.002620	0.001642	1.595548	0.1149
D(LAPER(-1))	-0.488637	0.109507	-4.462149	0.0000
D(LAPER(-2))	-0.234814	0.117666	-1.995600	0.0497
D(LAPER(-3))	-0.263483	0.117494	-2.242523	0.0279
D(LAPER(-4))	0.338209	0.108984	3.103297	0.0027
R-squared	0.548533	Mean dependent var		0.007749
Adjusted R-squared	0.524130	S.D. dependent var		0.099526
S.E. of regression	0.068656	Akaike info criterion		-2.458209
Sum squared resid	0.348813	Schwarz criterion		-2.308244
Log likelihood	102.0992	Durbin-Watson stat		2.144679

IX.2. Test de Johansen, desempleo, salarios, productividad y tipo de cambio real

Date: 07/01/05 Time: 20:49

Sample(adjusted): 1985:2 2005:1

Included observations: 80 after adjusting endpoints

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LOG(ISRPRIV) LOG(TD_MDEO) LOG(TCR) LOG(PRODUCTIVIDAD)

Exogenous series: D(FE>=200203) D(FE=198904) GDSEAS

Warning: Critical values assume no exogenous series

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.296378	48.21204	47.21	54.46
At most 1	0.187361	20.09093	29.68	35.65
At most 2	0.042405	3.493499	15.41	20.04
At most 3	0.000339	0.027103	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Trace test indicates no cointegration at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.296378	28.12111	27.07	32.24
At most 1	0.187361	16.59743	20.97	25.52
At most 2	0.042405	3.466396	14.07	18.63
At most 3	0.000339	0.027103	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level

IX.3. Contraste de exclusión de productividad

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, B(1,4)=0$$

Convergence achieved after 15 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.165094

Probability 0.684509

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(ISRPRIV(-1))	1.000000
LOG(TD_MDEO(-1))	0.541591 (0.06861) [7.89345]
LOG(TCR(-1))	1.012003

(0.14801)
[6.83747]

LOG(PRODUCTIVIDA
D(-1)) 0.000000

C -10.82182

IX.4. Test de Johansen, salarios, desempleo y tipo de cambio real

Date: 07/01/05 Time: 09:41
Sample(adjusted): 1981:2 2005:1
Included observations: 96 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: LOG(ISRPRIV) LOG(TD_MDEO) LOG(TCR)
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.244899	36.45343	34.91	41.07
At most 1	0.068858	9.486679	19.96	24.60
At most 2	0.027102	2.637727	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level
Trace test indicates no cointegration at the 1% level

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.244899	26.96675	22.00	26.81
At most 1	0.068858	6.848952	15.67	20.20
At most 2	0.027102	2.637727	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

IX.5. Contraste de exogeneidad débil, tasa de desempleo

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1, A(2,1)=0$$

Convergence achieved after 5 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 0.022869

Probability 0.879799

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(ISRPRIV(-1))	1.000000
LOG(TD_MDEO(-1))	0.289503 (0.09392) [3.08230]

LOG(TCR(-1))	0.795099		
	(0.22505)		
	[3.53303]		
C	-9.118388		
	(1.09558)		
	[-8.32289]		
<hr/>			
Error Correction:	D(LOG(ISRP RIV))	D(LOG(TD_ MDEO))	D(LOG(TCR)
<hr/>			
CointEq1	-0.145803	0.000000	-0.207687
	(0.04374)	(0.00000)	(0.07996)
	[-3.33307]	[NA]	[-2.59754]

IX.6. Contraste de exogeneidad débil, tipo de cambio real

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1, A(3,1)=0$

Convergence achieved after 17 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 6.334588

Probability 0.011841

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LOG(ISRPRIV(-1))	1.000000		
LOG(TD_MDEO(-1))	0.269879 (0.10836) [2.49060]		
LOG(TCR(-1))	0.405212 (0.25963) [1.56071]		
C	-7.292189 (1.26395) [-5.76935]		
Error Correction:	D(LOG(ISRP RIV))	D(LOG(TD_ MDEO))	D(LOG(TCR)
CointEq1	-0.162945 (0.04293) [-3.79554]	0.135674 (0.13672) [0.99233]	0.000000 (0.00000) [NA]

IX.7. Contraste de exogeneidad débil, salario real privado

Cointegration Restrictions:

$B(1,1)=1, A(1,1)=0$

Convergence achieved after 36 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 10.38423

Probability 0.001271

Cointegrating Eq:	CoIntEq1		
LOG(ISRPRIV(-1))	1.000000		
LOG(TD_MDEO(-1))	0.350504 (0.16919) [2.07164]		
LOG(TCR(-1))	1.647543 (0.40539) [4.06407]		
C	-13.15837 (1.97354) [-6.66740]		
Error Correction:	D(LOG(ISRP RIV))	D(LOG(TD_ MDEO))	D(LOG(TCR)
CoIntEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.132560 (0.09940) [-1.33365]	-0.196347 (0.05656) [-3.47163]

IX.8. Dinámica de corto plazo, salario real privado

Dependent Variable: DLWR

Method: Least Squares

Date: 07/01/05 Time: 10:38

Sample(adjusted): 1984:3 2004:4

Included observations: 82 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 27 iterations

Backcast: 1983:3 1984:2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLWR(-1)	0.130669	0.045261	2.887004	0.0052
DLPROD(-1)	0.097154	0.025922	3.748009	0.0004
ECT(-1)	-0.055475	0.021968	-2.525251	0.0139
I*ECT(-1)	-0.070098	0.024501	-2.861011	0.0056
D(FE>=200203)	-0.135787	0.011033	-12.30739	0.0000
D(FE>=198503)	0.074903	0.018668	4.012270	0.0002
D(FE>=199002)	-0.159803	0.012707	-12.57554	0.0000
D(FE=198803)	-0.051377	0.011575	-4.438550	0.0000
D(FE=198804)	0.023295	0.009181	2.537302	0.0135
PROPRAMA	0.000186	4.49E-05	4.133028	0.0001
MA(1)	-0.605173	0.126556	-4.781862	0.0000
MA(2)	0.576324	0.120944	4.765230	0.0000
MA(3)	0.406387	0.131820	3.082903	0.0030

MA(4)	-0.255782	0.136561	-1.873029	0.0654
R-squared	0.737137	Mean dependent var	0.001660	
Adjusted R-squared	0.686884	S.D. dependent var	0.030711	
S.E. of regresión	0.017185	Akaike info criterion	-5.135344	
Sum squared resid	0.020081	Schwarz criterion	-4.724441	
Log likelihood	224.5491	Durbin-Watson stat	1.986265	
Inverted MA Roots	.42	.40+.91i	.40 -.91i	-.62

X. BIBLIOGRAFÍA

Bean, Charles R.(1994). *European Unemployment: A Survey*. In: Journal of Economic Literature 32.

Blanchard, O. & Katz L (1997). *What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment*. In: Journal of Economic Perspectives 11(1).

Calmfors, L (1993). *Centralisation of wage bargaining and macroeconomic performance: a survey*. OECD Economic Studies No . 21. Winter 1993

Campanella, J. Castro, D. y Lagomarsino, G. (2003). *Determinantes del Salario real en Uruguay (1980-2003)*. Trabajo realizado para la Cátedra de Métodos Cuantitativos Avanzados- Opción Econometría (Maestría en Economía). Montevideo.

Cassoni, A. y Labadie, G. (2001). *The outcome of different bargaining models: the effects on wages, employment and the employment mix*. Montevideo. Documento de Trabajo No.14

Cassoni, A. Allen, S, y Labadie, G. (2000). *The Effect of Unions on Employment: Evidence from an unnatural experiment in Uruguay*. National Bureau of Economic Research-Working Paper 7501. Cambridge.

Cassoni, A. (2000) *Trade Unions in Uruguay: some historical features explaining their economic role*. Documento de Trabajo No.4

Frenkel, R. y Damill, M. (s/f). *Negociaciones Salariales e Inflación en el Uruguay Democrático*.

Galeotti, M.; Lanza, A. y Manera, M. (s/f) *Price asymmetries in International Gasoline Markets*

Gramoso, D. *Dinámica no lineal de la tasa de desempleo de Montevideo. Una aplicación con modelos TAR*. Trabajo de Investigación Monográfico. Licenciatura en Economía. Abril 2003.

González, M.J. (s/f) Proyecto CSIC *Capítulo 4: Una perspectiva macroeconómica del mercado de trabajo*. Área de Coyuntura, Instituto de Economía, UDELAR.

Kittel, B. (2001). *How Bargaining Mediates Wage Determination: An Exploration of the Parameters of Wage Functions in a Pooled Time-Series Cross Section Framework*. MPIfG Paper 01/3.

Legrenzi, G; Milas, C. *Non linear assymmetric adjustment in the local revenue – expenditure models: some evidence from the Italian municipalities*. Università degli Studi del Piemonte Orientale Amedeo Abogador.

Legrenzi, G; Milas, C. (2004). *Non - linear real exchange rate effects in the UK labour market*. Università degli Studi del Piemonte Orientale Amedeo Abogador.

Mc Millan, D. (2003) *Non-linear error correction dynamics: evidence for US and australian interest rate*. University of Aberdeen.

Notaro, J. y Hintermeister, A. (s/f). *Política Económica y Sectores Populares*. En Uruguay Hoy, Cuarta Serie Nro.2. CIEDUR. Montevideo.

Trapani, L. *Non linear ECMs: a dynamical system approach*. Centro Interuniversitario di Econometria. (CIDE) Setiembre 2001.