



UNIVERSIDAD  
DE LA REPUBLICA



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

Tesis para optar al Título de Licenciado en Economía

PERSISTENCIA DEL DESEMPLEO EN URUGUAY

SANTIAGO BIANCHI FALCO

MARTIN HANSZ RIVA

MARCELO RUBIDO OBRER

TUTOR: PhD ADRIANA CASSONI

Montevideo, Uruguay

2011

**PÁGINA DE APROBACIÓN**

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN**

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba la Tesis de Investigación:

Título

.....  
.....

Autores

.....  
.....

Tutor

.....

Carrera

.....

Puntaje

.....

**Tribunal**

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

Profesor.....(Nombre y firma)

## CONTENIDO

RESUMEN .....	iv
1. INTRODUCCIÓN.....	1
2. ASPECTOS TEÓRICOS .....	7
2.1 Enfoques Teóricos .....	7
2.2 La Persistencia del Desempleo.....	10
2.3 Fuentes de Persistencia.....	12
3. ASPECTOS METODOLÓGICOS .....	18
3.1 ¿Qué significa que los procesos estocásticos sean estacionarios? .....	18
3.2 ¿Cómo determinar el Orden de Integración de una Serie Temporal?.....	21
3.3 ¿Cómo cuantificar el grado de persistencia? .....	26
3.4 Antecedentes Nacionales del Estudio de la Persistencia.....	30
4. HECHOS ESTILIZADOS Y CAMBIOS INSTITUCIONALES .....	35
4.1 Hechos Estilizados.....	35
4.2 La Negociación Salarial .....	40
4.3 Aspectos Regulatorios del Mercado Laboral.....	44
5. ANÁLISIS EMPÍRICO.....	47
5.1 Descripción de los Datos.....	47
5.2 Análisis del Orden de Integración .....	49
5.3 Análisis Dinámico de la Tasa de Desempleo .....	52
5.3.1 Análisis Período 1976-2010.....	53
5.3.2 Análisis Período 1985-2010.....	63
5.3.3 Nuevo análisis Período 1976-2010.....	68
5.3.4 Simulaciones.....	71
6. CONCLUSIONES.....	77
BIBLIOGRAFÍA .....	80
ANEXO A .....	85
ANEXO B .....	87

## RESUMEN

En este trabajo monográfico se estudia el grado de persistencia del desempleo en Uruguay, analizando la serie de la tasa de desempleo en Montevideo con periodicidad trimestral publicada por el INE, para el período comprendido entre los años 1976 y 2010. El grado de persistencia del desempleo se define como el período de tiempo que debe transcurrir para que desaparezcan completamente los efectos de un choque exógeno a la economía. La inexistencia de persistencia implica, por tanto, que el desempleo se ajusta a estos choques de forma instantánea en el mismo período en que ocurren. En el otro extremo, si dichos efectos son permanentes y de igual magnitud en todos los períodos, la persistencia se transforma en histéresis pura.

El trabajo aquí sintetizado incorpora dimensiones adicionales a las consideradas en los antecedentes empíricos nacionales, referidas al marco institucional de la negociación colectiva y a la evolución de la composición sectorial de la producción. En la estrategia empírica elegida se utilizan pruebas ADF para la determinación del Orden de Integración del proceso estocástico y una vez determinado el carácter estacionario/integrado del proceso, se realizan diferentes especificaciones de un modelo univariante para representar la dinámica de la tasa de desempleo. De esta forma, se cuantifica el grado de persistencia a través de la suma de los coeficientes significativos de los rezagos utilizados.

Se encuentra que el desempleo en Uruguay es un fenómeno con persistencia media o media alta, y que el grado de persistencia estimado depende principalmente del poder sindical y del grado de centralización de la negociación. Por otra parte, se constata que cambios en la composición

sectorial del producto hacia un mayor peso del sector servicios incrementan el nivel de desempleo, siendo este efecto amortiguado cuando el poder sindical es mayor.

**Palabras clave:** desempleo, persistencia, orden de integración, negociación colectiva, sindicatos.

## **1. INTRODUCCIÓN**

La evolución del desempleo en Uruguay en las últimas décadas no ha seguido la trayectoria del crecimiento de la producción de manera consistente, de forma que ha habido períodos de crecimiento acelerado acompañados de un nivel de desempleo elevado como ocurrió, por ejemplo, durante la primera mitad de los años noventas. Ello puede vincularse parcialmente a que el sustento de las diversas estrategias de crecimiento implementadas no ha sido único sino que se ha basado en el desarrollo de distintos sectores económicos. A modo de ilustración, se pueden mencionar el modelo exportador de fines de los setentas y comienzos de los ochentas, el impulso a la industria en el período siguiente, el posterior giro hacia una economía de servicios con especial énfasis en el desarrollo del sector financiero, entre otros. En cada uno de estos escenarios, los requerimientos de mano de obra son diversos y por tanto el impacto sobre el desempleo ha sido diferenciado.

Una dimensión adicional que ha tenido un papel relevante en la trayectoria del desempleo han sido los cambios institucionales y regulatorios específicos del mercado laboral. La ausencia de sindicatos durante el período de gobierno militar y su reorganización a partir del retorno a la democracia son un hecho clave. No hay que descuidar tampoco los efectos de los cambios en la estructura y cobertura de la negociación colectiva, ni el rol jugado por la participación o no de las autoridades de gobierno en la negociación.

El análisis de la evolución del desempleo puede realizarse distinguiendo entre el componente asociado al nivel de la tasa de desocupación observado en un cierto período y aquel que se deriva de la estructura dinámica del proceso, es

decir, en términos de la persistencia de los choques contenida en los valores pasados de la tasa de desempleo.

El grado de persistencia del desempleo se define como el período de tiempo que debe transcurrir para que desaparezcan completamente los efectos de un choque exógeno a la economía. La inexistencia de persistencia implica, por tanto, que el desempleo se ajusta a estos choques de forma instantánea en el mismo período en que ocurren. En el otro extremo, si dichos efectos son permanentes y de igual magnitud en todos los períodos, la persistencia se transforma en histéresis.

Una mayor o menor persistencia se asocia, generalmente, a la existencia de rigideces en el mercado laboral, aunque también es posible vincularlo a un error sistemático en las expectativas de los agentes sobre la evolución de la economía. Los factores que se han discutido con mayor intensidad en la literatura refieren al rol que juega el marco institucional de fijación de salarios y en particular los asociados al accionar de los sindicatos y a la estructura de la negociación colectiva, las rigideces nominales vinculadas a la estructura del mercado de bienes, a la regulación en materia de salarios mínimos y los costos de contratación y despido, o a los desajustes entre las características de la oferta y la demanda en términos de calificación, la pérdida de capital humano originada en una prolongada duración del desempleo y los problemas de información, entre otros.

El debate alrededor de estas dimensiones cobra especial relevancia a partir del abrupto incremento de la tasa de desempleo a nivel internacional luego de los dos grandes choques de oferta registrados en 1973 y 1979 originados en un

aumento sustancial de los precios del petróleo. La diferente evolución observada en Europa y en Estados Unidos operó como una importante motivación para realizar estudios a mayor profundidad sobre las diferencias en el funcionamiento de sus respectivos mercados de trabajo, con el objetivo de determinar las facetas que habrían permitido revertir la tendencia con mayor celeridad en Estados Unidos respecto a Europa. Las diversas interpretaciones del fenómeno pueden agruparse en dos corrientes alternativas: la estructuralista, de influencia clásica y la persistencialista, de influencia keynesiana. En línea con los paradigmas originales, el enfoque estructural sostiene que las rigideces del mercado de trabajo son responsables de la alta persistencia observada en los mercados laborales europeos, fuertemente regulados, con altos costos no salariales vinculados a la seguridad social y al financiamiento de seguros de paro, cuyos efectos serían también perversos en cuanto desincentivan la búsqueda de nuevos puestos de trabajo. La lógica subyacente a la propuesta de los persistencialistas pone el énfasis en la formación de expectativas influenciadas por los niveles de desempleo registrados en el pasado así como en la falta de dinamismo de la demanda de bienes.

Este debate teórico tuvo su contraparte a nivel empírico en base al análisis de las propiedades estadísticas de las series de datos de los distintos países. El estudio de trayectoria dinámica de la tasa de desempleo, en el marco de modelos univariantes y multivariantes, fue así utilizada con la pretensión de cuantificar el grado de persistencia del proceso y de encontrar evidencia que sustentase una u otra explicación de los mecanismos subyacentes. Si bien el foco de atención inicial se relacionó a la magnitud del componente



autorregresivo/dinámico del proceso asumido como estacionario, estacionario en diferencias o alrededor de una tendencia determinista, el trabajo de Nelson y Plosser (1982) motivó un cambio de dirección. La posibilidad de que el desempleo fuese un fenómeno con memoria infinita, representable por tanto por un proceso estocástico integrado, cobró especial relevancia y dio lugar a una revisión del concepto de histéresis, largamente ignorado en la literatura empírica. Las implicancias de la no estacionariedad del desempleo en términos de política económica provocaron a su vez el surgimiento de una numerosa cantidad de trabajos avocados a la determinación del orden de integración de la tasa de desempleo.

La discusión metodológica y sus implicancias sobre el grado de persistencia del desempleo también fue replicada explícita e implícitamente en la literatura nacional. Sin embargo, la obtención de resultados antagónicos sobre el tema deja un espacio abierto para zanjar inconsistencias. En este marco, el trabajo aquí sintetizado intenta contribuir al debate nacional a través de la incorporación de dimensiones adicionales a las consideradas en los modelos empíricos existentes, referidas al marco institucional y a ciertas especificidades de la economía uruguaya, al tiempo que se pone particular énfasis en los aspectos metodológicos. En este sentido, la serie de datos utilizada constituye una muestra de 139 observaciones, de modo de garantizar una mayor robustez de la inferencia. Además, el período de análisis elegido - 1976 a 2010 – permite que los resultados del análisis sean asimilables a las predicciones teóricas que refieren al “largo plazo” y a la trayectoria que condujo a esos resultados.

Una vez determinado el carácter estacionario/integrado del proceso, se especifica un modelo univariante consistente con esos resultados con el cual

determinar qué tan persistente es el proceso. En la modelización del fenómeno se pondrá especial atención al marco institucional imperante, recogiendo su eventual impacto sobre el nivel y/o la persistencia, en el marco del enfoque teórico pertinente. Las especificidades que serán tenidas en cuenta refieren básicamente al rol que juega la composición sectorial de la producción. Es importante señalar, sin embargo, que el trabajo no pretende explorar los orígenes de la persistencia en términos del carácter de los choques - de oferta o de demanda - ni tampoco intenta dar luz sobre qué paradigma se ajusta mejor al caso de Uruguay, aún cuando se identifiquen los efectos relativos de diversos arreglos institucionales. Además, cuantificar con mayor precisión el grado de persistencia del desempleo es de relevancia clave en cuanto al tipo de estrategias de política a seguir en distintos escenarios.

En el capítulo que sigue se presenta el marco conceptual en que se desarrollará el trabajo empírico, discutiendo las principales causas de persistencia propuestas en la literatura teórica. El Capítulo 3 se dedica a discutir aspectos metodológicos relacionados a la determinación del orden de integración de procesos estocásticos y a las diversas propuestas de cuantificación del grado de persistencia. En ese marco se relevan los antecedentes nacionales más destacados y se discuten sus resultados. La sección se cierra con el planteo de la estrategia que se seguirá en este trabajo. En el Capítulo 4 se resumen los hechos estilizados para Uruguay en el período de análisis así como los principales cambios institucionales y regulatorios que han impactado sobre el funcionamiento del mercado laboral uruguayo. Los resultados del análisis empírico se describen en el Capítulo 5. La última

sección se dedica a presentar una síntesis de los principales hallazgos y las líneas futuras de investigación sugeridas a partir de ellos.

## **2. ASPECTOS TEÓRICOS**

### **2.1 Enfoques Teóricos**

Durante la década de los setentas se observaron altas tasas de desempleo en los países europeos, explicadas principalmente por los dos choques petroleros. En las décadas siguientes el desempleo permaneció en niveles muy elevados, lo que explica el porqué del énfasis puesto en el estudio de la persistencia del desempleo, constituyéndose en uno de los temas más relevantes en la literatura de economía laboral internacional<sup>1</sup>. Se desarrollaron dos enfoques principales para explicar la dinámica del desempleo: la corriente estructuralista de influencia clásica y la corriente persistencialista de influencia keynesiana.

El Enfoque Estructuralista realiza una diferenciación tajante entre los factores que afectan la evolución del componente cíclico y del componente tendencial o secular del desempleo, postulando que el desempleo total fluctúa de forma cíclica alrededor de su nivel natural. Las desviaciones con respecto a dicho nivel son transitorias por lo que el desempleo retorna rápidamente hacia ese nivel. El nivel o tasa natural de desempleo es afectado por factores institucionales y por los choques de oferta (cambios tecnológicos, cambios en los gustos, por ejemplo). Por lo tanto, políticas fiscales o monetarias expansivas sólo tendrán efectos sobre el desempleo en el corto plazo, ya que la tasa natural es independiente de los factores de demanda. Las demoras en observar este mecanismo se asocian, a su vez, a rigideces de precios y salarios, originadas por ejemplo en las regulaciones del mercado laboral y la

---

<sup>1</sup> El desempleo en Europa comenzó a crecer desde un nivel de 3% en 1973 hasta un 11% en 1986 (datos extraídos de Jackman R., R. Layard, y S. Nickell (1991)).

negociación colectiva, por lo que las sugerencias de política giran principalmente en torno a la flexibilización del mercado de trabajo.

Este enfoque se inspira en el paradigma clásico que plantea la existencia de una tasa de desempleo de largo plazo asociada al estado de equilibrio de la economía. Los desvíos del desempleo observado con respecto al nivel de equilibrio del mercado pueden ser originados por una demanda de bienes insuficiente que hace que la oferta de productos baje (porque es caro mantener inventarios) y por lo tanto que aumente el número de desempleados. Esto no debería preocupar a las autoridades económicas, ya que en el mediano y largo plazo se volvería al equilibrio inicial al margen de cualquier tipo de política que se aplique. El mayor número de desempleados presionará el salario nominal a la baja y generará que a igual demanda de bienes se contraten más trabajadores, mientras que el exceso de oferta de bienes hará bajar los precios y ello reactivará la demanda al tiempo que devolverá el salario real a su nivel de equilibrio anterior.

En este marco interpretativo, los sucesos posteriores a las crisis petroleras son concebidos como un cambio en el componente tendencial del desempleo, como consecuencia de la caída abrupta de la productividad total de los factores (PTF). La reversión de los aumentos en el desempleo en el corto plazo hubiera requerido una caída del costo del trabajo por medio de una baja sustancial del salario nominal, de forma de igualar nuevamente el precio del trabajo relativo al precio de los productos con la productividad marginal del trabajo. La existencia de rigideces en el mercado originados en el marco regulatorio e institucional impidieron y/o dificultaron el proceso de ajuste.

Más tarde, la racionalización anterior fue complementada con el análisis de las razones que subyacerían a la persistencia del desempleo observada. Una propuesta de gran impacto fue la realizada por Nelson y Plosser (1982), quienes asociaron el fenómeno a la existencia de una tendencia estocástica en el desempleo que reflejaría el carácter permanente de los efectos de choque de oferta sobre el componente secular del desempleo.

El Enfoque Persistencialista, por otra parte, postula que los movimientos cíclicos del desempleo se propagan de algún modo hacia el desempleo de mediano plazo, o incluso hacia el de largo plazo, a través de la no convalidación de las expectativas de los agentes. Por lo tanto, un incremento en el componente cíclico de la tasa de desempleo puede generar un aumento persistente de la tasa global de desempleo, de modo que, las políticas de demanda expansivas podrían ser exitosas en afectar el desempleo de forma duradera.

Este enfoque se inspira en el paradigma keynesiano que plantea que el desempleo no es únicamente de carácter voluntario en el largo plazo, como en la concepción clásica, sino que posee también un componente involuntario, asociado a la insuficiente utilización de la capacidad instalada. Ello determinaría que el producto observado en el largo plazo es menor al producto potencial asociado a la dotación de factores productivos. Las razones que justifican que las empresas produzcan por debajo de su capacidad instalada se vinculan a una demanda efectiva insuficiente, por lo cual el gobierno tendría la capacidad de incidir en el largo plazo a través de políticas expansivas que no generarían inflación.

Las expectativas en el corto plazo no convalidadas por la evolución de la economía generaría, a su vez, que los agentes incorporen la experiencia pasada en la formación de nuevas expectativas, de manera que el desempleo se concibe como un fenómeno esencialmente de carácter dinámico, por lo cual el rol del marco institucional y las rigideces nominales en el corto plazo sería secundario. Los factores con mayor influencia en la persistencia observada del desempleo se asocian así a la dinámica en la acumulación y desacumulación del capital físico, los desajustes entre las calificaciones demandadas y ofrecidas, los problemas de información y los mecanismos de búsqueda, o la existencia de grupos con intereses antagónicos y desbalance en su grado de influencia sobre las decisiones de los empresarios. En esta última categoría se incluyen los planteamientos del enfoque de “*insiders-outsiders*”, donde los *insiders* serían los trabajadores ocupados y los *outsiders* los desocupados, y el enfoque basado en el rol de los sindicatos y la negociación colectiva.

## **2.2 La Persistencia del Desempleo**

El desempleo observado, al igual que la mayoría de las variables económicas, difícilmente puede ser tratado como un fenómeno estático ya que los valores observados en el pasado siempre poseen algún grado de incidencia en los eventos presentes. A nivel teórico, sin embargo, los mecanismos postulados pueden ser consistentes con ajustes instantáneos, en cuyo caso las razones por las que no se observa en la realidad pueden estar asociadas a la existencia de rigideces en el mercado laboral.

Por otra parte, es posible pensar en racionalizaciones teóricas en línea con la existencia de persistencia, en cuanto a que provean una racionalización de la existencia de estos desvíos de la tasa de desempleo de su nivel de equilibrio

en el corto plazo ante la ocurrencia de choques externos y también de su permanencia en el tiempo. A nivel estadístico, es posible asociar la velocidad con que eventualmente se retorne al equilibrio a la memoria del proceso estocástico que, a su vez, reflejará el grado de persistencia inherente al fenómeno.

A pesar de lo anteriormente planteado, la literatura recoge distintos matices en la identificación de persistencia. Por un lado, Campbell y Mankiw (1987) lo consideran asociado únicamente a la observación de una tasa de desempleo que se mantiene en niveles elevados por mucho tiempo. Por otra parte, Jackman, Layard y Nickell (1991) lo asocian a los mecanismos que determinan a cómo la historia del desempleo reciente influye sobre su nivel de equilibrio, mientras que Berger y Everaert (2006) se refieren a un desempleo persistente cuando hay una lenta respuesta del desempleo una vez desaparecidos los efectos de un choque sobre la economía. El grado de persistencia puede oscilar entre cero e infinito, es decir, entre el caso en que el pasado no incidiría sobre el presente y el caso en que el pasado siempre importaría. Eberwein, Handa y Mikhail (2003), en base a la evidencia empírica, definen un proceso persistente como aquel donde el efecto de un choque incide por un período mayor a dos años.

Altos grados de persistencia pueden vincularse, a su vez, a dos tipos de fenómenos: aquellos en los que los efectos del pasado se vuelven cada vez menos relevantes, de manera que desaparecerán en algún momento, y aquellos en los que la influencia del pasado siempre posee igual relevancia sobre el presente. El primer caso se identifica con la representación del desempleo por medio de procesos estocásticos estacionarios, al menos



asintóticamente, mientras el segundo se vincula a procesos integrados. La literatura denomina este último caso a la existencia de histéresis en el desempleo, concepto retomado por Blanchard y Summers (1986) que disparó un renovado interés en el fenómeno para el análisis del desempleo. Estos autores definen la histéresis como el fenómeno donde el equilibrio de la tasa de desempleo en el estado estacionario es dependiente de toda la trayectoria de la tasa de desempleo en el pasado.

Dos cuestiones remarcables surgen de esta definición de histéresis. La primera es la propiedad de dependencia de la trayectoria que implica que el estado estacionario del sistema depende del sendero de tasas efectivas de desempleo; y la segunda es el efecto permanente de los choques exógenos no importando en qué momento del tiempo ocurran.

La discusión teórica se vio reflejada en la literatura empírica, en la búsqueda de evidencia que sustente uno u otro mecanismo subyacente al fenómeno. En ese sentido, el análisis se focalizó en el carácter integrado o estacionario de la serie de datos sobre la tasa de desempleo.

### **2.3 Fuentes de Persistencia**

Los principales mecanismos señalados por la literatura como causantes de persistencia en el desempleo se vinculan con la dinámica de la acumulación de capital físico, la negociación colectiva, la teoría del capital humano y los cambios en la composición sectorial de la producción y el empleo (véase por ejemplo en Blanchard y Summers, 1986; o Mikhail, Eberwein y Handa, 2003).

La teoría del capital físico postula que un choque de demanda adverso generalmente desencadena quiebres de empresas que reducen el stock de

capital físico y desaceleran la inversión, lo que provoca una disminución de la demanda de trabajo. Al comenzar un nuevo ciclo expansivo de la economía, la demanda se recompone pero las firmas no pueden reabrir las fábricas inmediatamente y, por lo tanto, la demanda laboral no se recupera rápidamente ya que depende en alguna medida de la recomposición del stock de capital físico perdido.

Otra fuente de persistencia descansa en la existencia de grupos de individuos con distintos intereses en términos del funcionamiento del mercado: mientras que los ocupados focalizan su atención en el logro de salarios mayores, los desocupados podrían aceptar salarios más bajos si ello les permitiese la obtención de un puesto de trabajo. El poder relativo de ambos grupos determinará en definitiva el nivel de salarios y por ende del empleo y del desempleo en el tiempo, por lo cual es posible que altos niveles de desocupación permanezcan mas allá de lo previsible dada la evolución de la demanda. Este enfoque es conocido en la literatura como *Insiders-Outsiders*, el cual fue primeramente desarrollado por Lindbeck y Snower en 1985 (citado en Blanchard, 2005).

Un caso particular del anterior comportamiento propuesto refiere al accionar de los sindicatos, asumiendo que la negociación colectiva se realiza solo entre grupos de trabajadores empleados y asociaciones empresariales. Esto dio lugar a un análisis a mayor profundidad de los mecanismos a través de los cuales los sindicatos inciden en el nivel de desempleo, dependiendo de la estructura de la negociación, su nivel de centralización y los objetivos de la agenda de negociación, así como del estatus de los desocupados en términos

de membresía al sindicato (véase Booth, 1995 para un tratamiento extenso del tema).

Dependiendo de la agenda de negociación, los efectos esperables sobre el desempleo serán de diferente magnitud. El modelo “*right-to-manage*” (Nickell, 1982) refleja el caso en el que trabajadores y empresarios negocian sólo sobre salarios, quedando los empresarios con la libertad de fijar el nivel de empleo de forma unilateral. A mayor poder sindical en la negociación, los afiliados al sindicato obtendrían un mayor nivel salarial, en desmedro de un menor nivel de empleo para la economía. Una alternativa a este modelo, se plantea al considerar que los sindicatos incluyan también al nivel de empleo como un objetivo en la negociación. Este es el modelo conocido como “contratos eficientes” o modelo de “negociación eficiente” (Mc Donald y Solow, 1981), donde los sindicatos y las empresas negocian de forma simultánea salarios y nivel de empleo. Al igual que el modelo *right-to-manage*, este modelo plantea el resultado en función del poder sindical en la negociación, siendo mayor el nivel salarial a medida que incrementa el poder en la negociación. Sin embargo, este último modelo se diferencia en que el mayor poder sindical logra un mayor nivel salarial acompañado de un nivel de empleo también mayor, en desmedro de un nivel de beneficios menor.

El impacto de la negociación colectiva sobre la persistencia puede asociarse además al grado de coordinación y sincronización de las negociaciones, así como a su grado de centralización. Calmfors y Driffill (1988) muestran que a niveles de máxima centralización y descentralización se logran minimizar los efectos adversos de la negociación salarial sobre el desempleo respecto al caso de la negociación a nivel intermedio (de ramas de actividad económica,

por ejemplo), de manera tal que existiría una relación en forma de “U invertida” entre el nivel de centralización y el nivel de desempleo. Esto se explica porque en el caso de 100% de centralización, lo que se denomina el caso “escandinavo”, el sindicato internaliza los efectos externos que pueden generar los aumentos salariales sobre la inflación o el desempleo agregado ya que todos los trabajadores formarían parte del sindicato, por lo que los empresarios si quisieran sustituir trabajadores no tendrían una reserva a la cual acudir. Sin embargo, un salario elevado en exceso, podría determinar el cierre de empresas y por consiguiente la aparición de desocupación y la disminución del poder sindical. Inversamente, sindicatos negociando a nivel de empresas ven limitado su poder de negociación por el hecho que si no hay acuerdo sobre los salarios siempre existen trabajadores en otras empresas que podrían sustituir a los actuales, lo que resulta en incentivos a disminuir la presión al alza de los salarios en la negociación altamente descentralizada.

En los casos intermedios, cuando se negocian salarios a nivel de rama de actividad, los sindicatos no tienen incentivos para incorporar las consecuencias macroeconómicas de la fijación de salarios por encima de los niveles óptimos y detentan mayor poder de negociación respecto al caso de negociación centralizada (tendrían poder monopólico al interior del sector económico). Esto se debe a que no existe una reserva de trabajadores dentro de la rama y a que cada sindicato le resulta indiferente lo que ocurra en otras. Por lo tanto, es esperable que en ciertas ramas las empresas disminuyan su personal y aumente la desocupación. A su vez, los resultados de la negociación en una rama incidirán sobre los objetivos sindicales en otras ramas, impulsando al alza

secuencialmente los salarios negociados, de forma tal que una coordinación y sincronización menores en las negociaciones magnificarán estos efectos.

Otras líneas argumentales se vinculan a la Teoría de Capital Humano (Schultz, 1961; Becker, 1964; Mincer, 1974), que asocian la persistencia en el desempleo a los desajustes entre requerimientos de la demanda y calificaciones de la oferta. Jackman, Layard, Nickell (1991), centraron su atención en los cambios en las habilidades, la motivación, o el comportamiento de búsqueda de los desempleados en función de la duración de su desempleo y/o percepciones de las empresas de tales diferencias. Los autores sostienen que la persistencia resultaría de que solo los desempleados de corta duración ejercen presiones a la baja de los salarios, de manera que un aumento de la participación de los desocupados de larga duración estaría en la base de la persistencia observada en el desempleo total. Estos procesos pueden también asociarse a los cambios en la composición sectorial del producto (Lilien, 1982). Los choques intersectoriales pueden provocar cambios en las demandas de trabajo sectoriales, lo que determina que sea necesario reasignar trabajadores desde sectores con baja demanda de trabajo hacia sectores con alta demanda laboral. La lentitud con que se realizaría este proceso como consecuencia de los desajustes entre calificaciones y capacidades demandadas y ofrecidas estaría en la base de la persistencia observada.

Hay numerosas explicaciones de por qué los desempleados de larga duración ejercen una mínima influencia sobre el nivel de salarios, siendo las más referenciadas las que explican dicha situación a través de la pérdida de habilidades que conlleva a que los empresarios no los consideren como una oferta efectiva de trabajadores. Otra argumentación gira en torno a que la

intensidad de búsqueda de empleo disminuye a medida que la duración aumenta debido al desaliento de los desempleados. En este contexto, el seguro de desempleo jugaría un rol importante ya que generaría incentivos para disminuir la intensidad en la búsqueda de trabajo, aumentando así la duración media del desempleo y por lo tanto su persistencia (véase por ejemplo Blanchard y Wolfers, 1999).

Alternativamente, es posible explicar los desajustes entre oferta y demanda que generan a su vez largas duraciones de la desocupación en términos de las deficiencias en los canales de información (Jackman, Layard y Nickell (1991)). En este sentido, se generarían obstáculos en los procesos de búsqueda de nuevos trabajadores que redundarían además en mayores costos de contratación, además de los vinculados al entrenamiento de los nuevos trabajadores y la reorganización interna de los equipos de trabajo. Estos fenómenos se relacionan al grado de persistencia del desempleo, una vez que se consideran conjuntamente con los costos de despido fijados por ley, ya que las empresas serán más renuentes a realizar cambios en su plantilla de trabajadores en contextos de mayor incertidumbre sobre la evolución de la economía.

En este trabajo consideraremos particularmente 2 de los aspectos arriba discutidos, el impacto de los desajustes de oferta y demanda ocasionados por cambios en la composición sectorial de la producción y los efectos de distintos mecanismos de fijación de salarios diferenciando según el rol jugado por los sindicatos y la negociación colectiva.

### **3. ASPECTOS METODOLÓGICOS**

#### **3.1 ¿Qué significa que los procesos estocásticos sean estacionarios?**

El concepto de estacionariedad en series temporales, hace referencia a la noción de equilibrio estable en términos estadísticos, es decir, la capacidad de un proceso estocástico de eventualmente retornar a su valor medio después de haber sufrido una perturbación exógena. Dicho proceso de retorno a los valores de equilibrio se origina en la existencia de fuerzas que impiden que la discrepancia de corto plazo presente una tendencia sistemática a crecer. Así, las discrepancias observadas entre los valores efectivos y los valores de equilibrio proveen de información útil acerca de la trayectoria de la variable hacia el equilibrio. Si el retorno es rápido, el choque tiene un efecto transitorio de corta duración y se dice que, el proceso estocástico posee memoria corta. Si el retorno es lento, el efecto es persistente, y se entiende que la memoria del proceso es larga. Esta dimensión por tanto se ve reflejada en la estructura dinámica del proceso.

En términos económicos, estos conceptos se asocian a la capacidad de retorno a la situación de equilibrio de largo plazo de procesos que han sido alterados por un choque exógeno no anticipado. La velocidad con que se efectúe dicho retorno o lo que es lo mismo, la caracterización de la “memoria” del proceso, se vincula al grado de persistencia inherente a los fenómenos.

Formalmente, se define la estacionariedad fuerte como el caso en que todos los momentos de la distribución de probabilidad que refleja el comportamiento de una muestra del proceso estocástico son constantes e independientes del tiempo. Por otra parte, se dice que un proceso es débilmente estacionario

cuando solo se exige que los momentos de primer y segundo orden sean invariantes en el tiempo y que la covarianza solo dependa de la distancia entre observaciones y no del momento en que se calcule.

Por lo tanto, si una variable aleatoria  $X_t$  es estacionaria débil, su media es constante para todo  $t$  y su dispersión alrededor de esa media es también constante. Se dice que en este caso la media del proceso actúa como un atractor, en el sentido que existe una tendencia inherente en la serie a retornar a ese valor.

El tratamiento estadístico de este tipo de procesos no presenta dificultades ya que las distribuciones de interés son conocidas cuando los procesos son estacionarios. Así, es posible la realización de análisis económicos basados en la estimación de modelos estadísticos multivariantes o univariantes a partir de los cuales realizar la inferencia.

Un proceso no estacionario se denomina integrado, si es posible transformarlo en estacionario por medio de diferenciaciones sucesivas. De otra forma se considera que el proceso es explosivo.

La mayoría de las series de datos económicos, sin embargo, son no estacionarias, invalidando así el uso de los desarrollos tradicionales aplicables a procesos estacionarios. En el caso de los modelos univariantes la no estacionariedad ha sido tratada por medio de la especificación de modelos autorregresivos de orden  $p$  y de medias móviles de orden  $q$  - ARMA( $p,q$ ) - a la diferencia de orden  $d$  del proceso original, dando lugar a los procesos ARIMA( $p,d,q$ ). El número de diferenciaciones a realizar es aquel que determina



por primera vez la obtención de un proceso estacionario. Por consiguiente, un proceso estacionario puede definirse como un proceso integrado de orden  $d=0$ .

Una serie integrada tiene la particularidad de que ante la presencia de perturbaciones, la misma disminuye o aumenta sin retornar a su estado inicial, llevando a que los choques tengan efectos permanentes. Esto implica que el proceso se caracteriza por tener memoria infinita. Si bien los fenómenos económicos son, por lo general, procesos dinámicos, cuando presentan raíces unitarias, lo que ocurre es que una perturbación al proceso lo afectará de forma permanente y con igual intensidad sin importar cuánto tiempo haya transcurrido. Así, es posible asimilar el concepto de histéresis pura al caso en que el fenómeno es integrado.

La formalización de los conceptos anteriores se realiza a continuación utilizando el caso de series integradas de primer orden –  $I(1)$  –, planteando modelos autorregresivos sencillos que se expresarán en su forma final.

Sea el siguiente proceso estocástico univariante sin constante ni tendencia:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \mu_t \quad \text{siendo } \mu_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

- a) Si  $|\rho| < 1$  el proceso estocástico asintóticamente es débilmente estacionario.
- b) Si  $|\rho| = 1$  el proceso estocástico tiene una raíz unitaria, es un proceso integrado.
- c) Si  $|\rho| > 1$  el proceso estocástico es explosivo. Los procesos explosivos se pueden identificar fácilmente por medio del análisis gráfico.

Sustituyendo se obtiene  $y_t = \rho y_{t-1} + \mu_t = \rho(\rho y_{t-2} + \mu_{t-1}) + \mu_t = \rho^2 y_{t-2} + \mu_t + \rho \mu_{t-1}$

Iterando se obtiene la forma final del proceso:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \mu_t = \rho^2 y_{t-2} + \mu_t + \rho \mu_{t-1} = \rho^3 y_{t-3} + \mu_t + \rho \mu_{t-1} + \rho^2 \mu_{t-2} = \dots = \rho^t y_0 + \sum_{j=0}^{j=t-1} \rho^j \mu_{t-j}$$

A partir de la forma final del proceso estocástico se puede observar fácilmente que en el caso de  $|\rho| < 1$  el peso de las perturbaciones lejanas es cada vez menor; mientras en el caso de  $|\rho| = 1$  el peso de las perturbaciones lejanas es el mismo. Por este motivo los efectos de un choque son transitorios o permanentes, respectivamente.

### 3.2 ¿Cómo determinar el Orden de Integración de una Serie Temporal?

Con anterioridad a la publicación del trabajo de Dickey y Fuller en 1979, los procedimientos más utilizados para determinar el Orden de Integración (OI) de una serie se basaban en el examen gráfico y de los autocorrelogramas de las series.

En el examen gráfico de una serie temporal se debe prestar atención a ciertas características, como por ejemplo que la variable tenga una tendencia creciente o decreciente en el tiempo (evidencia que está en contra de la estacionariedad, con excepción a que estemos frente a un proceso estacionario alrededor de una tendencia determinística); que la variable deambule durante largos períodos por sobre o por debajo del valor central de la muestra (lo que generalmente se atribuye a la existencia de raíces unitarias); o que la

variabilidad de la serie sea creciente o decreciente en el tiempo (sugiriendo no estacionariedad en varianza), o bien que difiera entre períodos temporales (lo que podría asociarse a cambios en la varianza aun cuando el proceso sea estacionario).

El estudio de las funciones de autocorrelación simple (FAS) y las funciones de autocorrelación parcial (FAP), permiten por ejemplo, asociar FAS que declinan rápidamente con series estacionarias, al contrario de lo que sucede en presencia de una raíz unitaria. Sin embargo, estas técnicas poseen un margen de subjetividad importante. Esto se torna particularmente relevante en aquellos casos donde el proceso estocástico se puede caracterizar como “casi integrado”, es decir cuando el coeficiente autorregresivo es próximo a la unidad ya que estos procesos, aún siendo estacionarios, se comportan de forma similar a los procesos integrados.

El análisis del OI de las series se vio fuertemente beneficiado con el trabajo de Dickey y Fuller (1979) en el que a partir de simulaciones de Monte Carlo se derivaron tablas de valores críticos bajo la hipótesis de que el proceso es integrado. De esta forma, es posible realizar pruebas de raíz unitaria aún sin conocer la distribución de los estadísticos, a partir del uso de valores críticos menos imprecisos que los resultantes de las distribuciones t-Student, F-Fisher o Normal (véase por ejemplo Banerjee, et. al, 1993).

Los autores consideraron 3 modelos distintos como mejor aproximación al mecanismo real subyacente:

a) Modelo sin constante ni tendencia:  $y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$  con  $\varepsilon_t \sim iid(0; \sigma^2)$

b) Modelo con constante:  $y_t = c + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$  con  $\varepsilon_t \sim iid(0; \sigma^2)$

c) Modelo con constante y tendencia  $y_t = c + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$  con  $\varepsilon_t \sim iid(0; \sigma^2)$

La prueba de existencia de una raíz unitaria consiste así en decidir entre la hipótesis nula de  $|\rho|=1$  contra  $|\rho|<1$ . Los estadísticos de prueba se construyen análogamente a los correspondientes bajo la hipótesis alternativa pero la decisión se toma en función de los valores tabulados por Dickey y Fuller en 1979.

La elección del modelo que se ajusta mejor al verdadero Proceso Generador de Datos (PGD) va a depender del análisis previo de la serie de la tasa de desempleo y de los resultados sobre la significancia de la constante y la tendencia determinista al estimar los modelos (b) y (c). Sin embargo, la inferencia posee un grado de exactitud mucho menor al caso en que se trabaja con series estacionarias debido a la significativamente menor potencia de las pruebas en el caso de proceso integrados. Por ello se sugiere el uso de diversos modelos, distintos estadísticos de prueba y la consideración de toda la información conjuntamente. La consideración de los aspectos estadísticos junto a los postulados teóricos permitirá tomar las decisiones de manera más robusta, salvando las frecuentes inconsistencias entre los resultados estadísticos.

Otro aspecto a tener en cuenta es que estas formas autorregresivas simples muchas veces son aproximaciones pobres al PGD. Por un lado, aún cuando los modelos (a) a (c) puedan ser buenas aproximaciones al proceso real aún sin considerar otras variables exógenas, es posible que la estructura dinámica sea

más compleja que la postulada. Ello dio lugar a la propuesta de inclusión de rezagos adicionales en esos modelos, dando lugar al estadístico conocido como de Dickey-Fuller Aumentado – ADF – (Dickey y Fuller, 1981). Diversos autores han tratado el problema proponiendo correcciones al procedimiento de carácter paramétrico (Bhargava (1986), Said y Dickey (1984)) –agregando nuevas variables al modelo– y no paramétrico (Phillips y Perron (1988)) – corrigiendo el estadístico de prueba a utilizar– para mejorar el desempeño de las pruebas<sup>2</sup>.

Transcurrido el tiempo, el consenso aparente en la literatura es que el mejor desempeño de la prueba se obtiene usando el estadístico ADF. Ello se debe, parcialmente, a que como bien señalaron los autores, la inclusión de rezagos a los modelos permite también capturar en cierta medida el efecto de variables exógenas con estructura dinámica similar a la de la serie original.

El nuevo modelo planteado es el siguiente: 
$$y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=k} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Los tres casos utilizados son análogos a los modelos (a), (b) y (c), siendo también análogos los estadísticos a construir y las tablas de valores críticos. Sin embargo, la validez de la prueba es asintótica únicamente, con lo cual se debe observar los valores para el caso de número infinito de observaciones en las tablas y, de más importancia aún, los resultados de las pruebas dependerán críticamente del número de observaciones incluidas en el análisis. Es importante señalar que la prueba debe realizarse planteando distintas especificaciones dinámicas, incluyendo inicialmente un número alto de rezagos que deberán descartarse secuencialmente hasta llegar a una representación

---

<sup>2</sup> Citados en Banerjee, et. al (1993).

parsimoniosa del proceso. Ello se debe a que la sobreestimación del orden dinámico quita eficiencia a la prueba pero la incorrecta omisión de rezagos significativos origina inconsistencia.

Algunos autores han señalado otros escenarios en los que los resultados de estas pruebas pueden ser altamente incorrectos. Este es el caso de procesos estacionario que presentan cambios estructurales. Perron (1989) afirma que la prueba convencional de D-F tiende a aceptar la hipótesis nula de raíz unitaria muy seguido cuando el verdadero proceso generador de datos es estacionario con un quiebre en la constante o en la pendiente de la tendencia determinística. Antes, Nelson y Plosser (1982) habían analizado el comportamiento de una amplia cantidad de series económicas para EEUU, encontrando que todas, incluida la tasa de desempleo son integradas. Perron señala que las series económicas analizadas por los dos autores antes mencionados están afectadas por dos eventos (crisis de 1929 y crisis petrolera en 1973) que deben ser tenidos en cuenta en la formulación de la hipótesis nula de raíz unitaria. A su vez, consideraron que estos choques no fueron una realización del verdadero PGD, por lo que serían exógenos, siguiendo estos autores un análisis de intervención de *outliers*. Mediante esta metodología encuentra que gran parte de las series analizadas por Nelson y Plosser eran en realidad estacionarias con cambios estructurales.

Posteriormente, Zivot y Andrews (1992) realizan una crítica a Perron en términos de la fijación exógena de los cambios estructurales y proponen su estimación endógena, procedimiento que es posteriormente generalizado en Lumsdaine y Papell (1997).

### 3.3 ¿Cómo cuantificar el grado de persistencia?

Una primera distinción en la determinación del grado de persistencia de un fenómeno es entre el caso de histéresis pura y persistencia, es decir, la realización del estudio del OI de la serie. Sin embargo, en el caso en que se rechaza que la serie es integrada, la cuantificación de la persistencia no debiera de asociarse al valor del coeficiente estimado por el modelo utilizado para la realización de esta prueba, ya que es posible que sea necesario especificar el modelo univariante o multivariante de manera más compleja para poder estimar el parámetro relevante con mayor precisión. Los trabajos empíricos se abocaron así al estudio del grado de persistencia en procesos estacionarios mediante diversas estrategias.

La forma más sencilla y utilizada para medir la persistencia es la estimación de un modelo univariante autorregresivo de la tasa de desempleo de orden  $p$ , estimándose la persistencia como la suma de todos los coeficientes asociados a los rezagos de la variable dependiente (véase por ejemplo Bianchi, 1998).

Otra forma de medir la persistencia es mediante la descomposición de Beveridge y Nelson para determinar la importancia relativa del componente transitorio y del permanente de una serie (véase por ejemplo en Eberwein, Handa y Mikhail, 2003). Esto es equivalente a la estimación de modelos ARIMA. Otra alternativa radica en estimar un modelo ARFIMA para la serie en cuestión, donde la raíz fraccional estimada corresponderá al grado de persistencia. Los ARFIMA son modelos donde el parámetro de integración puede tomar valores fraccionales, lo que permite discriminar entre histéresis y persistencia; y a su vez este parámetro captura la memoria de la serie, es decir el grado de dependencia entre observaciones distantes en el tiempo.

Estrechamente ligada a la estimación de modelos ARIMA, ARFIMA o ARMA, se utiliza la estimación de una Función de Impulso Respuesta (FIR) para el modelo estimado, a los efectos de conocer cuánto duran los efectos de una perturbación. La FIR analiza cómo se disipa una unidad de shock a través del tiempo, midiendo el impacto de un choque sobre el nivel de la variable en cuestión  $k$  períodos después que la misma se haya producido.

Bianchi y Zoega (1998), partiendo de la observación de que la varianza de las series de tasa de desempleo en 15 países desarrollados se explica más por cambios de nivel de la media entre décadas que por cambios asociados a las fluctuaciones cíclicas, proponen medir el grado de persistencia a través de la suma de coeficientes autorregresivos, para una serie transformada de la tasa de desempleo. Los cambios infrecuentes en la media son asociados a los grandes choques de oferta y a cambios estructurales que son identificados por medio de regresiones cambiantes de Markov (*Markov Switching Regression*). Posteriormente a la identificación de los grandes choques, los autores depuran la serie original de la tasa de desempleo de estos cambios encontrados y demuestran que la medida de la persistencia en la serie depurada es significativamente menor que la calculada a partir de la serie original. Además, demuestran que muchas series que en su forma original poseían raíz unitaria, luego de depuradas son estacionarias, por lo que concluyen que en realidad son series estacionarias alrededor de medias cambiantes. Con esta metodología estiman la persistencia para 11 países desarrollados, obteniendo



resultados que oscilan entre 0,74 y 0,88, siendo catalogados como de alta persistencia.<sup>3</sup>

Alternativamente, el planteamiento de modelos dinámicos multivariantes permite medir el grado de persistencia de manera análoga al caso anterior pero logrando simultáneamente una explicación más acabada de los fenómenos que interactúan en el proceso. Dos referencias tempranas son Manning y Alogoskoufis (1988) y Gordon (1989)<sup>4</sup>.

Gordon (1989), parte de una curva de Phillips  $\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta(U_t - U_t^*)$ , donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación,  $U_t$  es la tasa de desempleo y  $U_t^*$  es la tasa natural. Para añadir la persistencia postula que  $U_t^* = \eta U_{t-1} + \gamma Z_t$ ; siendo  $Z_t$  un vector de variables estructurales que explican la tasa natural. Sustituyendo se obtiene:  $\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta(1-\eta)U_t + \beta\eta\Delta U_t - \beta\gamma Z_t$ . El caso de histéresis se encuentra si  $\eta = 1$  y la persistencia variará entre 0 y 1 según el valor alcanzado por la estimación del coeficiente  $\eta$ .

Manning y Alogoskoufis (1988a), plantean que el desempleo es un proceso estacionario alrededor de una tendencia determinística, cuyo componente cíclico se determina por el pasado (incluyendo un rezago únicamente) y los errores entre valores observados y las expectativas de los agentes respecto al nivel de precios:

$$u_t = c + \beta \underbrace{p(u(t))}_{\text{lineal\_o\_cuadrática}} + \alpha u_{t-1} - \underbrace{(\varepsilon_t - \varepsilon_t^e)}_{\text{dda}} - \lambda \underbrace{(p_t - p_t^e)}_{\text{precios}} + v_t ;$$

<sup>3</sup> Los 11 países considerados son Finlandia, Noruega, Suecia, Gran Bretaña, Dinamarca, Bélgica, Canadá, Alemania, Japón, Holanda y Austria.

<sup>4</sup> Este último citado en Eberwein, Handa y Mikhail, 2003.

Siendo  $p(u(t))$  la representación como una tendencia lineal o cuadrática de la tasa natural;  $\varepsilon_t - \varepsilon_t^e$  los choques inesperados de la demanda laboral;  $p_t - p_t^e$  los errores de expectativas de los agentes acerca del nivel de precios y  $u_t$  la tasa de desempleo. El coeficiente estimado  $\alpha$ , que multiplica la tasa de desempleo rezagada, será la medida del grado de persistencia.

La elección de la estrategia empírica muchas veces se corresponde con el debate teórico explicitado en el Capítulo 2. Los estudios empíricos en el marco del enfoque estructural plantean que los desvíos respecto a la tasa natural en el corto plazo se explican por las características institucionales del mercado laboral (seguro de desempleo, salarios mínimos, poder sindical, entre otros). Los estudios empíricos de la escuela persistencialista, generalmente utilizan modelos autorregresivos (AR) para medir la persistencia. Su principal problema ha sido, sin embargo, que en la mayoría de los casos no se rechaza la hipótesis de histéresis pura erróneamente. El resultado se explica generalmente por la baja potencia de las pruebas y/o el uso de modelos univariantes demasiado simplificados. Alternativamente, se ha sugerido que en realidad el resultado es consecuencia de no tomar en cuenta cambios estructurales (Bianchi y Zoega, 1998).

La estrategia elegida en nuestro trabajo está inspirada en el trabajo de Bianchi y Zoega (1998), por lo que se incorporará la posibilidad de cambios en la media del proceso así como también en los parámetros autorregresivos del modelo elegido -que afectan directamente el grado de persistencia- relacionados a cambios institucionales en la estructura de negociación colectiva.

La elección de esta estrategia se funda en que no se pretende explorar los orígenes de la persistencia en términos de choques de oferta o demanda, ni a dar luz sobre qué paradigma se ajusta mejor a Uruguay; sino que se pretende aportar a la discusión sobre qué tan persistente es el fenómeno del desempleo en Uruguay e identificar cuál es la incidencia de las diferentes estructuras de negociación salarial sobre el grado de persistencia.

### **3.4 Antecedentes Nacionales del Estudio de la Persistencia**

A nivel nacional, el debate entre persistencialistas y estructuralistas derivó en una discusión metodológica respecto a la estacionariedad o no estacionariedad de la tasa de desempleo en aras de determinar cómo afecta un shock económico a la evolución de largo plazo del desempleo.

Spremolla (1998 y 2001) estudia el fenómeno a partir de modelos ARFIMA, es decir, modelos ARIMA con raíces fraccionarias, de forma de evitar la dicotomía de las pruebas tradicionales de raíces unitarias. Sus resultados muestran un elevado grado de persistencia en el desempleo, sin llegar al caso extremo de efectos permanentes, es decir, sus conclusiones apuntan a que el desempleo es correctamente aproximado por un proceso estacionario con raíces fraccionales.

En primer lugar, la autora realiza su análisis utilizando las pruebas ADF a la serie de tasa de desempleo de Montevideo, global, por sector económico y por género en el periodo 1968 a 1997. El no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria sugiere así que los shocks tendrían efectos permanentes y la evolución del desempleo estaría caracterizada por un fenómeno de histéresis. Sin

embargo, dados los problemas de potencia de las pruebas ADF, la autora propone explorar el fenómeno por medio de la estrategia metodológica alternativa de estimación de modelos ARFIMA. En estos modelos, si el parámetro está entre 0 y 1, se habla de persistencia pero no de permanencia, y en estos casos la serie será caracterizada como estacionaria.

Sus resultados principales determinan que el indicador de persistencia es elevado, pero es menor a la unidad para todas las series analizadas, por lo que se encuentra persistencia en el desempleo, pero no permanencia y los efectos de un choque transitorio se diluyen lentamente en el tiempo. Finalmente, estima el resto de los parámetros del modelo ARFIMA para calcular la FIR, encontrando que una unidad de *shock* se magnifica un trimestre después de su ocurrencia, siendo esta dinámica de corto plazo similar en todas las series analizadas. Luego de 16 trimestres las series comienzan a tener dinámicas de reacción diferentes, el choque comienza a disiparse para la tasa global y la de los hombres, permaneciendo casi en su totalidad para la tasa de desempleo de las mujeres. Un aumento de la tasa de desempleo del 1%, persiste entre un 40% y un 70% para la tasa de desempleo global en el largo plazo, lo que denota la elevada persistencia de su modelo estimado. Es importante notar que estos valores pueden estar adoleciendo de algún sesgo debido a que, en aras de contar con un número suficientemente largo de observaciones, los datos utilizados hasta 1982 se obtienen por medio de interpolación, lo cual podría magnificar los ya de por sí grandes errores estándar de las estimaciones que se saben son comunes a los modelos de bajas frecuencias.

Por otro lado, el documento de Badagián, Goyeneche, Rodríguez y Selves (2001) tiene como objetivo contrastar la existencia de raíces unitarias en la tasa

de desempleo total y por sexo contra la hipótesis alternativa de estacionariedad en presencia de cambios estructurales de la tasa de desempleo de Montevideo. Utilizan esta estrategia empírica alternativa debido a la baja potencia que presentan las pruebas estándar para rechazar la hipótesis de no estacionariedad. En particular, utilizan la metodología propuesta por Zivot y Andrews (1992) incluyendo la presencia de un quiebre estructural, y la metodología propuesta por Lumsdaine y Papell (1997) la cual permite la presencia de dos quiebres estructurales. Los momentos de cambio estructural se estiman de manera endógena para ambos casos.

Utilizan información trimestral de la tasa de desempleo de Montevideo durante el periodo 1983 a 2001. Las pruebas de raíz unitaria que realizan usando el estadístico ADF no les permiten rechazar la existencia de raíz unitaria. Sin embargo, a diferencia de Spremolla (1998 y 2001), la utilización de la metodología alternativa comentada confirma estos primeros resultados para la tasa global de desempleo y la tasa correspondiente a las mujeres, por lo que los autores concluyen que se trata de procesos integrados. En el caso de la tasa de desempleo de los hombres, la evidencia que apunta a que se trata de un proceso estacionario es puesta en duda debido a que los estimadores asociados a los dos quiebres estructurales modelados son estadísticamente no significativos.

Por último, Gramoso (2003) plantea que, la modelización lineal podría sobreestimar la persistencia de las series cuando existe asimetría en el ajuste, como alega ocurre en el caso uruguayo durante el periodo 1978 a 2002, por lo que corresponde estimar un modelo no lineal para la tasa de desempleo en Uruguay. Este tipo de modelos asume que la velocidad de respuesta de la serie

difiere según el estado en el cual se encuentre la economía. La metodología elegida para dicha investigación se basa en la modelización TAR (Threshold Autoregressive), la cual permite introducir múltiples regímenes, dando la posibilidad de detectar los fenómenos de persistencia y asimetría de forma separada. El autor estima 16 modelos TAR (p,2) bi-lineales, definiendo como valor umbral la tasa de crecimiento de la tendencia del producto (elige una tasa de 1,2%) utilizando datos trimestrales. Las observaciones se clasifican en dos regímenes distintos, uno expansivo, por encima del valor de corte, y otro contractivo, por debajo de ese valor. En el primer régimen encuentra que el coeficiente autorregresivo es cercano a la unidad y la constante no es significativa, mientras que en el contractivo dicho coeficiente es considerablemente menor a la unidad con una constante significativa. De este modo, destaca que en los períodos recesivos el desempleo se expande volviendo rápidamente al equilibrio, mientras que en la etapa de expansión el desempleo se comportaría como un proceso integrado.

A su vez, mediante la aplicación de pruebas de raíces unitarias utilizando pruebas ADF para cada período, se verifica que bajo el régimen expansivo no se rechaza la hipótesis de existencia de una raíz unitaria, mientras que en el régimen contractivo dicha hipótesis es rechazada, mientras que considerando el período completo se rechaza la existencia de raíz unitaria solo al 90% de confianza. Cabe resaltar que dichos resultados son obtenidos mediante una muestra que contempla 19 observaciones correspondientes al régimen contractivo y 73 al expansivo, por lo cual resulta cuestionable la robustez de los resultados.

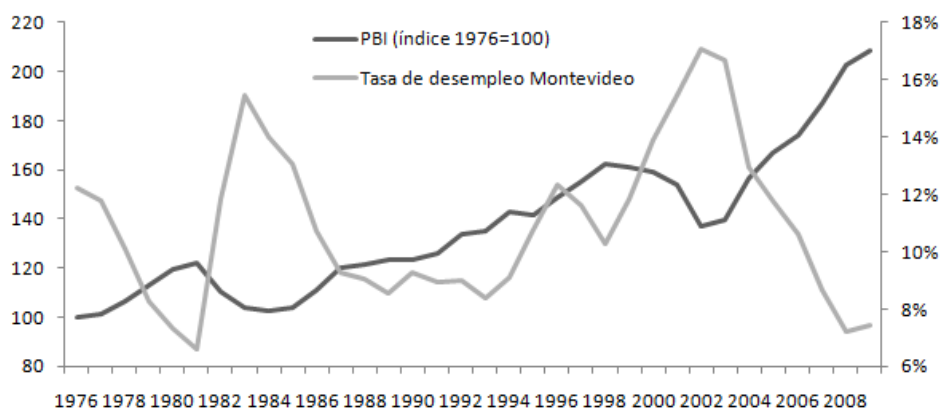
La obtención de resultados antagónicos sobre el tema deja así un espacio abierto para zanjar inconsistencias. Una ventaja con la que se dispone actualmente es que se cuenta con series de datos más largas – desde 1976 hasta 2010 –, que además abarcan un período de 35 años – sin requerir de interpolación alguna de los datos– lo que es incuestionablemente asimilable al largo plazo. Además, es posible sostener que este período incluye al menos dos ciclos económicos completos con marcos institucionales diferenciados, con lo cual es posible obtener resultados más robustos estadísticamente y, por lo tanto, realizar una interpretación más sólida de la evolución del desempleo.

## 4. HECHOS ESTILIZADOS Y CAMBIOS INSTITUCIONALES

### 4.1 Hechos Estilizados

El período comprendido entre 1976 y 2010 nos permite analizar el comportamiento de la tasa de desempleo en diversos contextos de crecimiento de la economía uruguaya. Una primera observación es que es posible visualizar diversos sub-períodos en los cuales el desempleo no siguió la trayectoria del crecimiento del producto de forma consistente (por ejemplo durante gran parte de la década de los noventa), lo que podría estar asociado a las distintas estrategias de crecimiento implementadas durante las últimas cuatro décadas. La evolución del desempleo y el producto en el período de análisis se ilustra en el siguiente gráfico (gráfico 4.1.1).

**Gráfico 4.1.1 Evolución del PBI y el desempleo anual**



Fuente: INE y BCU



Entre 1976 y 1981, el desempleo en Montevideo<sup>5</sup> se redujo de un 13,8% hasta un 5,7%, siendo este un período caracterizado por la expansión de la producción bajo un modelo de apertura comercial y financiera, basado en la promoción de las exportaciones no tradicionales. Sin embargo, el comportamiento descendente del desempleo culminó a fines de 1981, debido a que la economía uruguaya se vio enfrentada a un panorama adverso, caracterizado por la caída de la demanda externa de fines de los setentas y la crisis financiera regional. En el plano nacional, se generaron expectativas adversas respecto a la sostenibilidad del sistema cambiario que, sumado al desequilibrio externo, llevaron a la devaluación de noviembre de 1982 y la posterior crisis económica. Como consecuencia de dichos acontecimientos, el desempleo se disparó, alcanzando un valor máximo de 16,1% en la capital en el segundo trimestre de 1983.

Durante la segunda mitad de los ochentas, la economía volvió a presentar tasas de crecimiento positivas verificándose un proceso de expansión de los diferentes sectores de la economía, principalmente la industria, el sector financiero, el sector servicios (en gran medida impulsado por el turismo) y el sector agropecuario (ver Anexo A, cuadro A.1). Esto llevó a que la tasa de desempleo comenzara a decrecer de forma fluctuante hasta alcanzar un valor de 8,2% al final de ese período.

En la década de los noventas el producto aceleró su tasa de crecimiento, presentando una leve disminución en 1995, asociada a la crisis mexicana que

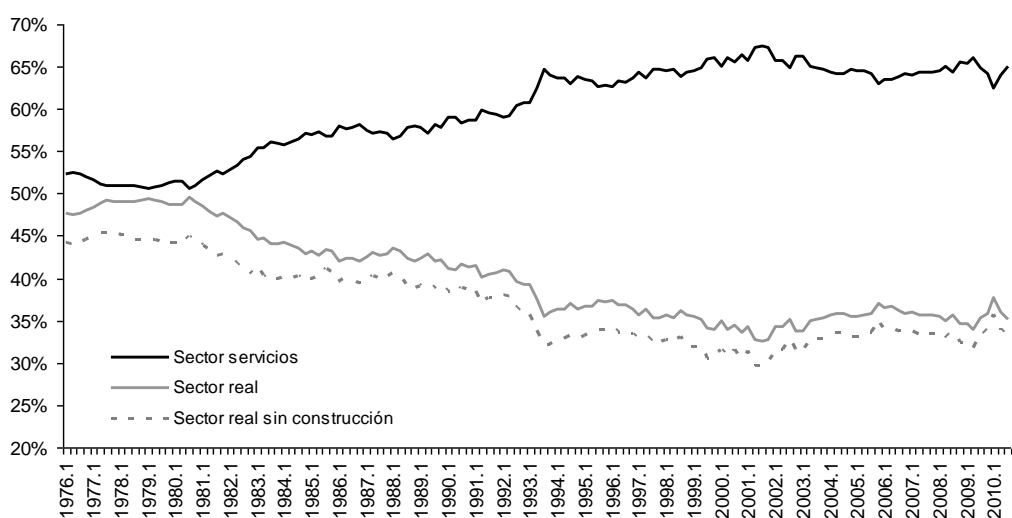
---

<sup>5</sup> Se centraliza el análisis para esta región del país debido a que prácticamente no existen diferencias en la dinámica de la tasa de desempleo por región (Montevideo – Interior), y a que se cuenta con series más largas para Montevideo. Ver Anexo A gráfico A.1.

impactó negativamente sobre la región. Un hecho destacable es que el desempleo se mantuvo por encima de los dos dígitos y con un comportamiento creciente en casi todo el período. La mayor dinámica del producto no se vio traducida en una disminución de la tasa de desempleo, comportándose esta última de manera pro-cíclica.

A nivel sectorial comenzó a darse un cambio en la estructura de la producción en favor del sector servicios. El peso de la industria durante este período promedió el 20%, 10 puntos porcentuales por debajo del nivel medio alcanzado en la década anterior. A los efectos de visualizar el cambio en la estructura sectorial de la producción, se presenta el Gráfico 4.1.2 que muestra la evolución de la participación sectorial en el PIB. Es posible observar que a partir de inicios de la década de los noventa se profundiza el aumento de la participación de los servicios de forma continua hasta el año 2001, principalmente en desmedro de la industria manufacturera.

**Gráfico 4.1.2 Evolución de la participación sectorial de la producción**

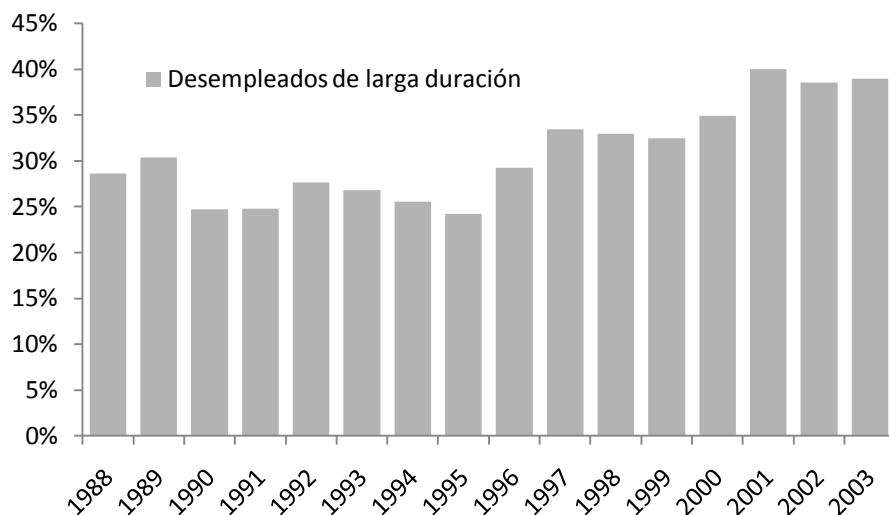


Fuente: BCU

Estos cambios se dieron en un contexto de mayor apertura comercial y financiera, que se inició a mediados de los setentas, y se profundizó con la consolidación del MERCOSUR. El nuevo entorno caracterizado por rebajas arancelarias y una política de estabilización basada en el ancla cambiaria, llevaron a una mayor competencia de las importaciones sobre los productos nacionales. Esto explica la recomposición sectorial de la producción con pérdida de participación del sector industrial y con un crecimiento de la participación del sector servicios.

Acorde con esta restructuración sectorial, el empleo en los sectores exportadores y en los que compiten con bienes importados se vio disminuido, siendo el sector servicios el responsable de absorber parcialmente los empleos perdidos. Es probable que los cambios en la estructura sectorial de la producción dificulten el ajuste en el mercado de trabajo, ya que los nuevos puestos demandados pueden no adaptarse a la oferta (Eberwein, Handa y Mikhail, 2003), lo cual redundaría en un mayor desempleo de larga duración. Con respecto a esto, se presenta el Gráfico 4.1.3 que muestra la evolución de la participación del desempleo de larga duración durante la década de los noventas, pudiéndose observar que efectivamente a partir de mediados de dicha década se asistió a un aumento de la incidencia de los desempleados de larga duración en el total.

### Gráfico 4.1.3 Peso de los desempleados de larga duración (mayor a 9 meses) sobre el desempleo total



Fuente: Elaboración propia en base a información de la ECH del INE

El alto crecimiento del desempleo en el período 1999-2002 estuvo explicado por una fuerte caída de la demanda dado el impacto de la crisis financiera, que afectó la economía real a través de la restricción del crédito y la fuga de capitales. A partir de 1999, la economía entró en un período de recesión cayendo el producto a una tasa promedio anual del 4,3% hasta 2003. En este contexto, todos los sectores experimentaron una fuerte contracción, siendo la industria uno de los más golpeados, alcanzando su mínima participación histórica en el cuarto trimestre de 2002 (14,8%). Mientras tanto, el desempleo alcanzó su máximo histórico en setiembre del 2002 (20,4%).

A partir de 2004 el producto se expandió de forma continua hasta el año 2010, generándose un nuevo cambio en la composición del PIB, donde la industria y

el sector agropecuario recuperaron su participación de mediados de los noventas.

Esta breve reseña del comportamiento conjunto del desempleo y la producción nos sugiere que es necesario considerar, a la hora de analizar la dinámica de la tasa de desempleo, la evolución de la participación sectorial de la producción. De esta manera se pretende identificar el rol que juega dicha dimensión y, a su vez, poder aislar adecuadamente los efectos de las otras dimensiones relevantes a considerar.

#### **4.2 La Negociación Salarial**

De acuerdo a los objetivos de este estudio, resulta imprescindible describir los principales cambios institucionales que ha enfrentado el mercado laboral uruguayo durante el período de análisis. Como fuese comentado en la revisión teórica, los diferentes marcos institucionales pueden ser factores desencadenantes de alteraciones en el funcionamiento del mercado laboral y en los mecanismos generadores de persistencia. Por ejemplo, el impacto de la negociación colectiva sobre la determinación salarial y el empleo varía en función de la estructura de negociación (grado de centralización, actores y existencia o no de homologación), el grado de coordinación en las negociaciones, el poder de negociación de los sindicatos y la agenda de negociación.

Entre 1976 y 2010 podemos distinguir dos grandes mecanismos de determinación del salario, diferenciados por la existencia o no de sindicatos. Por un lado, el período comprendido entre 1976 y 1984 donde los sindicatos

fueron prohibidos, siendo el salario y el empleo fijados de acuerdo a la oferta y la demanda. Por otro lado, entre 1985 y 2010 donde la negociación se caracterizó por la presencia de sindicatos y por cambios importantes en la estructura de la negociación que permiten diferenciar al menos tres sub-períodos: 1985-1992, 1993-2004 y 2005-2010.

### ***Período 1976-1984***

La política económica se caracterizó por una reducción del papel del Estado y por la profundización de la apertura comercial y financiera. El mercado laboral no estuvo ajeno a este marco, ya que los sindicatos fueron prohibidos durante el período *de facto* y se apostó a la flexibilización del mercado laboral y a la reducción de los salarios para dinamizar la demanda de trabajo. Durante todo el período el descenso de los salarios reales fue continuo y si se consideran los extremos del período, la disminución real de los salarios alcanzó un 37% (ver Anexo A, gráfica A.2). En este contexto, los salarios y el empleo se pueden caracterizar como si se fijasen prácticamente por el libre juego de la oferta y la demanda.

### ***Período 1985-1992***

A partir de 1985 el gobierno estableció un mecanismo de negociación tripartita y se reinstalan los Consejos de Salarios. En este ámbito, trabajadores, empresarios y gobierno estaban presentes en la mesa de negociación. Cuando el gobierno avalaba lo acordado entre trabajadores y empresarios de un sector, los convenios colectivos se convertían en obligatorios para todas las empresas del sector, sin importar si estuvieron presentes o no en el proceso de negociación. Como consecuencia de las demandas sociales, con el primer

gobierno democrático los salarios se recuperan de forma inmediata. Al finalizar 1985, la recuperación real de los salarios alcanza el 16% (ver Anexo A, gráfica A.2), manteniendo un crecimiento promedio del 3% anual hasta fines de la década.

Este período se puede catalogar como de negociación con grado de centralización medio ya que la negociación se daba a nivel de ramas de actividad de distinta amplitud. A pesar que la negociación era a nivel sectorial, la central sindical generalmente obtuvo el consenso de los diferentes sindicatos para establecer porcentajes de incrementos salariales comunes, por lo que la negociación podría considerarse como de alta sincronización durante el período 1985-1991.

Cabe destacar que bajo una negociación con grado centralización medio, como fuese explicado en el Capítulo 2, es esperable que el desempeño en términos de desempleo sea el menos favorable, en comparación a los dos extremos de negociación centralizada y descentralizada a nivel de empresa (Calmfors y Driffill, 1988).

### ***Período 1993-2004***

A comienzos de los noventas se pueden detectar cambios importantes en la estructura de la negociación colectiva. En 1991 el nuevo gobierno abandona la mesa de negociación en todos los sectores excepto en la construcción, los servicios de salud y el transporte. Este cambio se produce bajo la voluntad expresa del gobierno de flexibilizar el mercado laboral. Los efectos del fin de la

negociación tripartita con homologación se observan en 1992-1993 cuando expiran los contratos firmados con anterioridad a 1991 (Cassoni, 2002).

En este nuevo contexto, entre 1993 y 1996, la negociación colectiva estuvo prácticamente ausente, y el retiro de las negociaciones por parte del gobierno tuvo como consecuencia una notable caída en el número de afiliados, con una disminución del 13% en dichos años (ver Anexo A, gráfica A.3).

Posteriormente, a partir de 1996, la negociación se dio a un nivel de mayor descentralización, aumentando paulatinamente la negociación a nivel de empresa. Paralelamente, los sindicatos comienzan a considerar explícitamente aspectos no salariales en las negociaciones y a mostrar mayor preocupación por la estabilidad laboral, lo que se podría deber a las nuevas condiciones económicas que enfrentan las empresas en un marco de mayor competencia externa.

En síntesis, un nuevo modelo de negociación se pone en funcionamiento en los noventas, donde la tasa de afiliación es baja, las negociaciones se realizan progresivamente a un nivel más descentralizado y se comienzan a considerar en la agenda aspectos vinculados a la estabilidad laboral.

### ***Período 2005-2010***

Las relaciones laborales a partir de 2005 se han caracterizado por un nuevo contexto institucional, reinstalándose los Consejos de Salarios, pero esta vez ampliando la cobertura, incorporando gradualmente al sector comercio y servicios privados, así como a los trabajadores rurales, bajo un entorno de



elevado crecimiento económico. Como sucedió en períodos anteriores de negociación colectiva (1985-1991), la negociación a nivel sectorial ha sido la predominante, pero sin desarmar gran parte de la negociación a nivel de empresa, ergo permitiendo que se pueda seguir negociando sobre el nivel de empleo en algunos casos. La tendencia descentralizadora del período anterior se revierte y el número de acuerdos a nivel de ramas vuelve a ser predominante. Por otra parte, los acuerdos han tenido naturaleza salarial, determinando salarios mínimos y ajustes por inflación. El aumento del salario real en el período 2005-2010 supera el 25% (ver Anexo A, gráfica A.2), recuperando los niveles previos a la crisis del 2002.

### **4.3 Aspectos Regulatorios del Mercado Laboral**

No solo la negociación colectiva puede afectar el nivel y la persistencia del desempleo, sino que también se deben tener en cuenta aspectos referentes a la regulación, siendo los más importantes el salario mínimo, los costos no salariales, los costos de despido y el seguro de desempleo.

En cuanto al Salario Mínimo Nacional (SMN), éste no ha sido considerado un precio de referencia en el mercado de trabajo en Uruguay, siendo utilizado durante casi todo el período de estudio más como una unidad de cuenta para la recaudación de algunos tributos o el pago de ciertos beneficios sociales, que por la finalidad que se buscaba desde sus inicios. Furtado en el año 2004 (citado en Pagés, 2004) concluye que pequeños aumentos o disminuciones del SMN no tienen impacto sobre la tasa de actividad, ocupación o desempleo en el Uruguay en el período 1986-2001. Esta situación ha cambiado parcialmente

desde 2005, donde el SMN comenzó a crecer en términos reales tomando un papel protagónico como mecanismo regulador en el mercado laboral, a pesar de que todavía está lejos de recuperar la pérdida de poder de compra que sufrió desde su creación. Sin embargo, tomando en consideración la evidencia existente para la mayor parte del período de análisis, es esperable que no sea un factor determinante sobre la dinámica del desempleo.

Por otra parte, se encuentran posturas diversas sobre cuál es el impacto de los costos laborales no salariales sobre el desempleo. Dos trabajos de Labadie y Caputi de los años 1997 y 1998 (citados en Pagés, 2004) concluyen que los efectos sobre el empleo total de equilibrio son relativamente pequeños. Por otra parte, Cassoni y Ferré (1997) concluyen que en el período 1975-1997 los costos no salariales se han incrementado de forma considerable. Heckman y Pagés (2004) comparando las contribuciones a la seguridad social entre Uruguay, América Latina y los países industrializados, concluyen que las de Uruguay son notoriamente altas. Pagés (2004) es concluyente estableciendo que el costo de las contribuciones sociales puede incidir fuertemente sobre el empleo. Estas interpretaciones dan indicios de que los costos no salariales en Uruguay pueden generar impactos considerables sobre la demanda de trabajo de las empresas y así afectar el nivel de empleo.

Con respecto a los costos de despido, su impacto en la dinámica del desempleo se materializa por medio de su efecto sobre los costos de ajustar el nivel de empleo a pesar que en el caso uruguayo ellos son relativamente bajos en comparación a lo observado en la región (Cassoni, Allen y Labadie, 1995). En línea con este resultado, Uruguay figura como el país donde es menos costoso despedir a un trabajador en relación a algunos países de la región

(Botero *et al.* 2003, citado en Pagés 2004), así como a los promedios de otras regiones del mundo. Estos indicios y la constatación de pocos cambios en materia de la legislación que regula los costos de despido en nuestro período de estudio, sugieren que es poco probable que los costos de despido afecten la dinámica del desempleo.

El análisis de las características y la cobertura del programa de seguro de desempleo no favorece la premisa de que contribuya a elevar la tasa y/o la duración del desempleo (ver por ejemplo Cassoni, Allen y Labadie, 1995). Esto se debe a que los requisitos de participación son muy estrictos, el período de cobertura es acotado y la cobertura del seguro como proporción del número total de desempleados es muy baja. En Pagés (2004) se realiza una estimación de la cobertura como el peso de trabajadores desempleados que cobran seguro de paro en el total de trabajadores desocupados, llegando a que la cobertura fue alrededor del 3% en la primera mitad de los noventa y creció con el aumento del desempleo hasta alcanzar apenas un 6% en el 2002. Amarante y Bucheli (2006) encuentran que el programa de seguro de desempleo, en el período comprendido desde principios de la década de los noventa hasta el 2005 es demasiado pequeño en proporción al gasto social y al PIB. A su vez, enfatizan el hecho que, entre 1991 y el 2005, el seguro de desempleo en 2002 alcanza un máximo de apenas un 6,2% sobre el total de desempleados. Por lo tanto, es difícil argumentar que un programa que cubre a tan pocos desempleados pueda generar efectos importantes sobre la persistencia del desempleo global en Uruguay.

## 5. ANÁLISIS EMPÍRICO

### 5.1 Descripción de los Datos

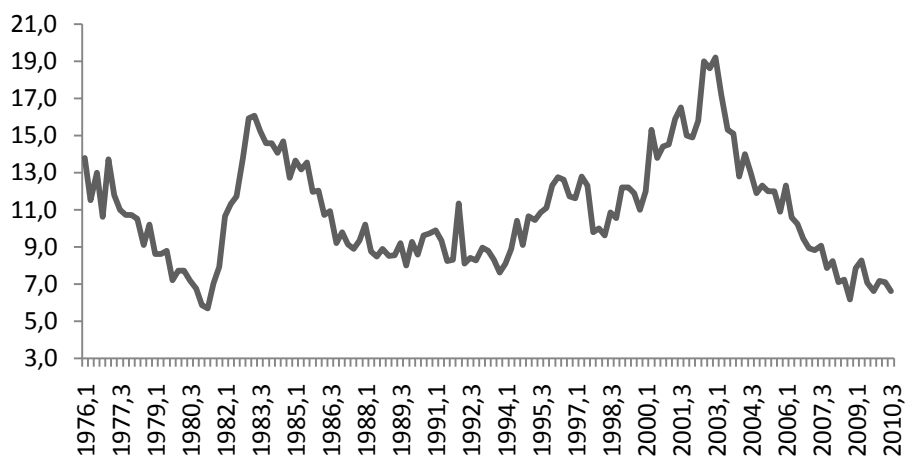
Se utiliza la serie de tasa de desempleo total de Montevideo elaborada por el INE en base a la Encuesta Continua de Hogares. La periodicidad elegida es trimestral, utilizando los valores del trimestre móvil centrado en el segundo mes de cada trimestre<sup>6</sup>. Si bien la periodicidad óptima para analizar la persistencia es anual, el restringido número de observaciones resulta insuficiente para garantizar que la inferencia realizada a partir de ellos sea correcta. Se descartó el uso de los datos mensuales en aras de disminuir la excesiva variabilidad inherente a esta frecuencia. De esta manera se cuenta con 139 observaciones correspondientes al período comprendido entre el primer trimestre de 1976 y el tercero de 2010. Dado que la información refiere a un total de 40 años, es posible asegurar que los modelos reflejen adecuadamente el comportamiento del fenómeno en el largo plazo.

A partir del análisis gráfico de la evolución de la tasa de desempleo, se puede afirmar que no se observa una tendencia creciente ni decreciente de la serie en el largo plazo, sino que la misma parece deambular en torno a su valor medio, sugiriendo que el proceso es estacionario al menos en media (Gráfico 5.1.1).

---

<sup>6</sup> A excepción de los trimestres 1992.1 y 2000.2 debido a que se sospecha que detentan un error de medición excesivo, por lo cual se optó por usar el promedio de los valores reportados en los tres trimestres móviles centrados en cada mes del trimestre.

**Gráfico 5.1.1 Tasa de desempleo trimestral total de Montevideo**



Fuente: INE

Otro aspecto a tener en cuenta es la estacionalidad que presenta la serie, siendo generalmente más alto el valor en el primer trimestre y más bajo en el cuarto (ver Anexo B, gráfica B.1). Es importante destacar que este patrón no parece haber permanecido estable durante todo el período, lo cual podría deberse a los cambios en la estructura de la producción hacia una mayor participación de comercio y servicios, cuya estacionalidad difiere marcadamente de la industrial (ver Anexo B, gráfico B.2). Los cambios institucionales del mercado laboral también pueden tener una incidencia en el comportamiento intra-anual a consecuencia de la periodicidad de las negociaciones colectivas sobre salarios o bien como consecuencia de su rol estabilizador en materia de empleo (Cassoni, 2002).

En lo que respecta a los estadísticos descriptivos de la serie (Cuadro 5.1.1), se observa que el promedio muestral se corresponde a una tasa de desempleo del 10,84%, mientras que los valores mínimos y máximos son 5,67% y 19,2%,

alcanzados en el segundo trimestre de 1981 y en el primer trimestre de 2003, respectivamente.

### **Cuadro 5.1.1 Estadísticos descriptivo de la serie**

Nº obs.	Rango muestral	Mínimo	Máximo	Media	Desv. Est.	Varianza	Coef. Var
139	13.53	5.67	19.20	10.84	2.87	8.25	0.27

Si bien el rango de variación es relativamente extenso, la representación gráfica muestra que los valores máximos y mínimos entre ciclos económicos son relativamente homogéneos. Por su parte, el coeficiente de variación es relativamente bajo. El análisis de la variación por sub-períodos (Cuadro 5.1.2) según la discriminación hecha en el capítulo 4 muestra que tanto la media como la varianza no son estables.

### **Cuadro 5.1.2 Estadísticos descriptivo de la serie por sub-períodos**

	Media	Mínimo	Máximo	Desv. Est	Rgo. Var
1976-1984	10.86	5.67	16.05	3.01	10.38
1985-1992	9.72	7.99	13.65	1.59	5.66
1993-2004	12.52	7.61	19.20	2.88	11.59
2005-2010	8.86	6.17	12.32	2.00	6.14

La descripción anterior sugiere que la aproximación más factible estaría dada por un proceso estacionario con constante y estacionalidad, al que será necesario analizar cuidadosamente en términos de la estabilidad de los parámetros.

## **5.2 Análisis del Orden de Integración**

En este apartado se muestran y analizan los resultados de las pruebas de raíces unitarias aplicadas a la serie de tasa de desempleo trimestral de Montevideo.

Se realizaron pruebas utilizando el estadístico ADF a 36 especificaciones distintas para la serie en niveles. Se partió de una estructura dinámica con 8 rezagos en las diferencias del desempleo que se fueron secuencialmente reduciendo hasta encontrar el primer rezago significativo estadísticamente de acuerdo a los valores de los estadísticos de prueba correspondientes. Se usaron los tres modelos especificados en Dickey y Fuller (1979) denominados (a), (b) y (c), es decir, sin constante ni tendencia; con constante pero sin tendencia; con constante y tendencia; para las series desestacionalizadas. Adicionalmente, se estima el modelo (a) para la serie desestacionalizada (ver cuadro 5.2.1).

Los resultados indican que en ningún caso la tendencia resulta ser significativa, lo cual concuerda con el análisis gráfico preliminar donde no se observa una tendencia determinística.

Tanto para la serie sin desestacionalizar como para la desestacionalizada, la especificación adecuada para realizar la prueba presenta una estructura de 5 rezagos de la primera diferencia de la tasa de desempleo y una constante. Los resultados indican que se rechaza la hipótesis de existencia de raíz unitaria al 93% de confianza en el primer caso, y al 99% en el segundo. Consideramos que el modelo desestacionalizado resulta pertinente para la realización de las pruebas y la lectura de las mismas, ya que la variabilidad que agrega el patrón estacional puede alterar los resultados de las pruebas ADF.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Utilizando los criterios de Akaike, Schwarz y Hanna-Quinn para determinar el número de diferencias rezagadas a utilizar en la prueba, la serie también resulta estacionaria. Bajo el criterio de Akaike se eligen 5 diferencias rezagadas, mostrando un resultado análogo a nuestro criterio de selección. Utilizando Schwarz y Hannan-Quinn el modelo elegido para hacer la prueba no acepta ninguna diferencia rezagada, siendo estacionaria la serie desestacionalizada. No resulta adecuado la aplicación de estos criterios, ya que eliminan la posibilidad de capturar diferencias rezagadas para una mejor aproximación al verdadero proceso generador de datos.

## Cuadro 5.2.1. Tasa de Desempleo en Niveles: Resultados de las pruebas

ADF<sup>8</sup>

Serie en niveles	8	7	6	5	4	3	2	1	0
<b>Sin desestacionalizar</b>									
Modelo A	<b>0,3599</b>	<b>0,3503</b>	<b>0,3488</b>	<b>0,2956</b>	<b>0,2684</b>	<b>0,3657</b>	<b>0,2967</b>	<b>0,3352</b>	<b>0,2513</b>
Rezago	No	No	No	No	No	No	No	Si	-
Modelo B	<b>0,0925</b>	<b>0,0906</b>	<b>0,0889</b>	<b>0,0736</b>	<b>0,161</b>	<b>0,3534</b>	<b>0,2518</b>	<b>0,4654</b>	<b>0,1996</b>
Rezago	No	No	No	Si	No	No	No	Si	-
Constante	Si	Si	Si	Si	Si	No	No	No	Si
Modelo C	<b>0,3105</b>	<b>0,3031</b>	<b>0,2984</b>	<b>0,2456</b>	<b>0,4171</b>	<b>0,7075</b>	<b>0,5677</b>	<b>0,7956</b>	<b>0,4815</b>
Rezago	No	No	No	Si	No	No	No	Si	-
Constante	Si	Si	Si	Si	Si	No	No	No	Si
Tendencia	No	No	No	No	No	No	No	No	No
<b>Desestacionalizado</b>									
Modelos A	<b>0,0175</b>	<b>0,0046</b>	<b>0,0086</b>	<b>0,0059</b>	<b>0,0268</b>	<b>0,0442</b>	<b>0,0411</b>	<b>0,0905</b>	<b>0,034</b>
Rezago	NO	NO	NO	SI	NO	NO	NO	NO	-

El mismo análisis fue realizado para la serie en logaritmos buscando determinar si las conclusiones son robustas al disminuir la variabilidad de la serie. Bajo esta transformación se sigue descartando la existencia de una tendencia determinística. La especificación adecuada para realizar la prueba ADF vuelve a ser la que presenta una estructura de 5 diferencias rezagadas y constante, rechazándose la existencia de raíz unitaria al 90%. A las mismas conclusiones se arriba al analizar los resultados para la serie desestacionalizada, rechazándose la hipótesis nula al 99% de confianza (ver cuadro 5.2.2)<sup>9</sup>.

<sup>8</sup> 'Si'/'No' significa que el coeficiente es/no es estadísticamente distinto de 0 al menos al 90% de confianza.

<sup>9</sup> Si se utilizan los criterios de Akaike, Schwarz y Hanna-Quinn para determinar el número de diferencias rezagadas a utilizar en la prueba, la serie desestacionalizada también resulta estacionaria. Con los tres criterios señalados el modelo elegido para hacer la prueba no acepta ninguna diferencia rezagada.



## Cuadro 5.2.2 Tasa de Desempleo en Logaritmos: Resultados de las pruebas ADF

Serie en logaritmos	8	7	6	5	4	3	2	1	0
<b>Sin desestacionalizar</b>									
Modelo A	<b>0,459</b>	<b>0,4508</b>	<b>0,4562</b>	<b>0,4112</b>	<b>0,373</b>	<b>0,4373</b>	<b>0,3808</b>	<b>0,3916</b>	<b>0,3546</b>
Rezago	No	No	No	No	No	No	No	Si	
Modelo B	<b>0,1002</b>	<b>0,1078</b>	<b>0,082</b>	<b>0,0942</b>	<b>0,1717</b>	<b>0,3878</b>	<b>0,3132</b>	<b>0,5037</b>	<b>0,214</b>
Rezago	No	No	No	Si	Si	No	No	Si	-
Constante	Si	Si	Si	Si	Si	No	No	No	Si
Modelo C	<b>0,3378</b>	<b>0,3496</b>	<b>0,2835</b>	<b>0,2992</b>	<b>0,4438</b>	<b>0,7405</b>	<b>0,6475</b>	<b>0,8218</b>	<b>0,5064</b>
Rezago	No	No	No	Si	Si	No	No	Si	-
Constante	Si	Si	Si	Si	Si	No	No	No	Si
Tendencia	No	No	No	No	No	No	No	No	No
<b>Desestacionalizado</b>									
Modelos A	<b>0,0175</b>	<b>0,0052</b>	<b>0,0084</b>	<b>0,0079</b>	<b>0,0294</b>	<b>0,0481</b>	<b>0,0576</b>	<b>0,1037</b>	<b>0,0408</b>
Rezago	NO	NO	NO	SI	NO	NO	NO	NO	-

A partir del análisis del orden de integración de la serie se puede afirmar que el resultado obtenido es suficientemente robusto, por lo que se puede concluir que la tasa de desempleo en Montevideo es una serie estacionaria.

### 5.3 Análisis Dinámico de la Tasa de Desempleo

En todos los casos se plantea un modelo univariante autorregresivo para el logaritmo del desempleo incluyendo un patrón estacional dado que la información es trimestral. La estructura dinámica se especifica inicialmente de orden 9 de forma que se asume que el proceso estocástico incorpora la información de hasta 9 trimestres como máximo - AR(9). Esta estructura se reduce secuencialmente hasta lograr una representación dinámica adecuada. El modelo resultante se somete a una serie de pruebas de incorrecta especificación estadística, al tiempo que se analiza el comportamiento de los residuos en busca de puntos atípicos. El gráfico de los valores observados y estimados se utiliza para analizar la correcta modelización del patrón estacional y el grado de ajuste de la dinámica postulada.

### **5.3.1 Análisis Período 1976-2010**

El modelo con la estructura dinámica final es un AR(6) (ver Anexo B, Cuadro B.2). El análisis de su ajuste a los valores observados conduce a que primeramente se incluyan 2 variables binarias que dan cuenta de los efectos transitorios de las devaluaciones que caracterizaron a las grandes crisis económicas de 1982 y 2002. La observación de los residuos del modelo estimado y los resultados de las pruebas de especificación asociadas a la estabilidad de los parámetros de la media condicional sustentan la inclusión de dichas variables binarias.

El análisis estadístico de la nueva especificación del modelo muestra que existen problemas de especificación en la varianza condicional y también de estabilidad de los parámetros que definen la media (ver Anexo B, gráficos B.3 y B.4; y Cuadro B.23 donde se resumen las pruebas de diagnóstico de todas las especificaciones utilizadas en este Capítulo). La representación gráfica de los residuos permite observar que hay una menor variabilidad en los períodos 1985-1992 y 2005-2010, con relación a los períodos 1976-1985 y 1993-2004, sugiriendo entonces que en períodos de negociación colectiva sobre los salarios de carácter tripartito a nivel de ramas se lograría una menor variabilidad en el desempleo. Es importante tener en cuenta, sin embargo, que también es posible que los cambios en la varianza sean la consecuencia del acarreo de errores de especificación en la media (dado que es un momento centrado en la media condicional).

Esta última hipótesis sería consistente con cambios en el nivel de desempleo asociados a la existencia de sindicatos y a la estructura imperante de negociación colectiva (ver las discusiones contenidas, por ejemplo, en Booth,

1995; así como los resultados empíricos obtenidos en, por ejemplo, en Bianchi y Zoega, 1998). Teniendo en cuenta el desarrollo planteado en el Capítulo 4 del trabajo, se pueden encontrar al menos 4 sub-períodos diferenciados a lo largo de 1976-2010. El primero, comprendido entre los años 1976 y 1985, caracterizado por la inexistencia de sindicatos como actores económico-sociales activos. En el segundo período, entre 1985 y 1992, los sindicatos se reorganizan y participan activamente en el proceso de fijación de salarios a nivel del sector público, de la industria y algunos servicios privados (como es el caso del Transporte y la Salud). En este período existió negociación colectiva tripartita sobre salarios a nivel de ramas de actividad económica y con homologación de los convenios. La tercera etapa comprende los años 1993 a 2004, es decir, el período a partir del vencimiento de los convenios firmados con anterioridad al retiro del gobierno de las negociaciones, con excepción de los casos de Salud, Transporte y Construcción; y el último período, 2005-2010, en el que hay un retorno a la negociación colectiva tripartita a nivel de rama pero abarcando un sustancialmente mayor número de sectores en relación al período previo a 1992, provenientes mayoritariamente de los servicios privados, el comercio y la actividad rural.

De acuerdo a estas consideraciones se reespecifica el modelo en distintas direcciones de forma de explorar mecanismos alternativos de transmisión de los efectos mencionados. En primer lugar, se postula que la reaparición de los sindicatos y la estructura de la negociación en términos de grado de centralización y homologación o no de los acuerdos sólo impacta sobre el nivel del desempleo, lo que da lugar al Modelo A. Alternativamente, se propone que únicamente la reorganización de los sindicatos afecta el nivel del desempleo

mientras que la estructura de la negociación altera su trayectoria dinámica, es decir, el grado de persistencia del desempleo, lo que se materializa en el Modelo B. La tercera hipótesis, el Modelo C, es una extensión de la opción anterior en cuanto explora la posibilidad de que la estructura de la negociación provoque también cambios en el nivel pero, a diferencia del Modelo A, ello no se da como un movimiento homogéneo intra-anual sino a través de su impacto sobre el patrón estacional. Este mecanismo puede vincularse tanto a la frecuencia con que se dan las negociaciones como a la presión sindical.

Se estiman los siguientes modelos:

#### Modelo A:

$$\log_{-}u_t = C + \sum_{i=1}^{i=3} \delta_i D_{-}i + \sum_{k=1}^{k=6} \rho_k \log_{-}u_{t-k} + \gamma_1 D82Q183Q3 + \gamma_2 D02Q303Q2 + \beta_1 \text{Sindicatos} + \beta_2 \text{Tripartita} + \varepsilon_t$$

#### Modelo B:

$$\log_{-}u_t = C + \sum_{i=1}^{i=3} \delta_i D_{-}i + \beta_1 \text{Sindicatos} + \sum_{k=1}^{k=6} \rho_k \log_{-}u_{t-k} + \sum_{k=1}^{k=6} \psi_k \log_{-}u_{t-k} * \text{Tripartita} + \gamma_1 D82Q183Q3 + \gamma_2 D02Q303Q2 + \varepsilon_t$$

#### Modelo C:

$$\log_{-}u_t = C + \sum_{i=1}^{i=3} \delta_i D_{-}i + \beta_1 \text{Tripartita} + \sum_{i=1}^{i=3} \vartheta_i D_{-}i * \text{Tripartita} + \beta_2 \text{Sindicatos} + \sum_{k=1}^{k=6} \rho_k \log_{-}u_{t-k} + \sum_{k=1}^{k=6} \psi_k \log_{-}u_{t-k} * \text{Tripartita} + \gamma_1 D82Q183Q3 + \gamma_2 D02Q303Q2 + \varepsilon_t$$

En los tres casos se obtiene una representación del fenómeno estadísticamente correcta<sup>10</sup>, por lo cual en el cuadro siguiente (Cuadros

<sup>10</sup> Las pruebas de diagnóstico demuestran que los momentos condicionales están correctamente especificados y en la gráfica de los residuos se puede observar que la varianza en estas especificaciones es estable, aún cuando la especificación de la dinámica es parcialmente pobre (ver Anexo B, cuadros y gráficos correspondientes a Modelos A, B y C).

5.3.1.1) se reportan los resultados en términos del desempleo estimado en cada una de las especificaciones, la suma de los parámetros de los rezagos significativos como medida de persistencia y el valor del promedio de la tasa de desempleo observada (las estimaciones y la descripción de las variables utilizadas se presentan en el Anexo B).

Los siguientes cuadros resumen los resultados de los modelos.

**Cuadro 5.3.1.1 Resultados Modelo A, B, C y D**

		Sin sindicatos 1977-1984	Negociación a nivel de empresa sin homologación 1993-2004	Negociación a nivel de rama y homologación 1985-1992 / 2005-2010
Modelo A	Persistencia Estimada	0.72	0.72	0.72
	Desempleo Estimado	10.53	12.49	9.32
Modelo B	Persistencia Estimada	0.67	0.67	0.61
	Desempleo Estimado	10.50	12.49	9.35
Modelo C	Persistencia Estimada	0.72	0.72	0.72
	Desempleo Estimado	10.50	12.49	9.35
Desempleo real		10.55	12.52	9.36

Una primera observación refiere a la precisión con que las tres representaciones reflejan, en promedio, el comportamiento del desempleo por sub-períodos, en línea con la comparación gráfica de valores observados y estimados.

Los resultados sugieren que tanto la existencia de sindicatos como la estructura de la negociación colectiva tienen incidencia sobre la dinámica de la tasa de desempleo, mientras que los canales de transmisión son aparentemente diversos. Sin embargo, las diferentes especificaciones logran

capturar mecanismos alternativos que no permiten apoyar de manera concluyente ninguna opción particular. Aún más, si bien la reaparición de los sindicatos genera un aumento de la tasa de desempleo, cuando no se propone una alteración de la persistencia asociada a la estructura de la negociación, este efecto prácticamente desaparece en esquemas tripartitos a nivel de rama y con homologación (ver Anexo B, cuadro B.6 y en particular los coeficientes estimados para las variables binarias sindicatos y tripartita).

Por otra parte, la evidencia parece apuntar a que la acción sindical impacta sobre la persistencia, según lo observado en el Modelo B (ver Anexo B, Cuadro B.8 y en particular, los coeficientes estimados para los rezagos del desempleo multiplicados por la binaria tripartita). Sin embargo, de acuerdo al Modelo C, no hay cambios significativos en la dinámica de los rezagos del desempleo, por lo que la persistencia sería constante en todo el período. Estos resultados alternativos podrían deberse a la alta colinealidad presente en el modelo C (que incorpora cambios en la estacionalidad y en la dinámica asociados a la presencia de negociación a nivel de ramas con homologación).

Analizando el impacto de los sindicatos y la estructura de la negociación sobre el nivel de desempleo en el Modelo A, como fue comentado anteriormente, se constata que existe un salto en el nivel ante la presencia de sindicatos, que se retrae al estar presente la negociación a nivel de rama con homologación. Por lo tanto, durante el período de negociación a nivel medio de centralización el nivel de desempleo en ausencia de persistencia sería menor respecto al período 1993-2004, donde la negociación se dio a un nivel mayor de descentralización. Estos resultados son inconsistentes con lo demostrado por

Calmfors y Driffill (1988), cuyas principales conclusiones y resultados se sintetizaron en el Capítulo 2.

Sin embargo, es importante tener en cuenta que la inconsistencia del resultado puede ser aparente, dado que en realidad lo ocurrido en Uruguay no es completamente comparable a las situaciones teóricas asumidas en Calmfors y Driffill (1988). Por un lado, la negociación a nivel de empresa fue bastante escasa, mientras que la negociación en ambos períodos tripartitos fue muy sincronizada, lo que reduce la posibilidad de que el salario alto en una rama incida posteriormente en la negociación de las otras. Por otra parte, la coordinación entre sindicatos de rama, previa a las negociaciones, implicó que el incremento objetivo de los salarios fuese similar. En particular, en el segundo sub-período en el que la cobertura sectorial de la negociación aumentó sustancialmente, el caso uruguayo se asemejaría bastante a uno con negociación 100% centralizada.

Otro factor mitigante respecto a la inconsistencia del resultado radica en que durante el período 1993-2004 la negociación en Uruguay se dio prácticamente en ausencia de regulación y con gran heterogeneidad en el poder sindical entre empresas, al tiempo que la descentralización fue paulatina, lo que diferenciaría a Uruguay del caso extremo de negociación descentralizada asumida por Calmfors y Driffill.

Como ocurriera en el Modelo A, tanto en el modelo B como en el C, se contemplan cambios en el nivel por la existencia de sindicatos. Sin embargo, en el Modelo C se puede constatar un aumento en el nivel para el período de

negociación tripartita asociado a la estacionalidad, contradiciendo los resultados encontrados en el Modelo A.

Por último, cabe resaltar que a pesar de la correcta especificación estadística de los modelos, la gráfica de los valores estimados y observados sugiere que la dinámica del desempleo y/o el patrón estacional no están siendo aún bien capturados (ver Anexo B, gráfico de los valores estimados, observados y residuos para los Modelos A, B y C). La evolución del desempleo estimado refleja la evolución de la serie observada pero con rezagos. Ello puede deberse a una mala especificación de la dinámica influenciada por los cambios institucionales antes descritos y en línea con los desarrollos de Blanchard y Wolfers (1999). La asociación a inestabilidades en el patrón estacional, por otra parte, se sustentaría en que los sindicatos pueden suavizar las variaciones intra-anales del desempleo en algunas estructuras de negociación, o simplemente cambiarla como consecuencia de negociaciones salariales con frecuencia menor al año.

Los resultados que surgen de los Modelos A, B y C no son consistentes entre sí, sugiriendo la necesidad de incorporar elementos adicionales. Es importante notar, que la inclusión de un número elevado de rezagos, que además aparecen en interacción con variables binarias, introduce una variabilidad extrema en los estimadores, producto de una alta colinealidad entre variables, por lo cual es posible que no se estén capturando todas las interrelaciones que efectivamente existen.

Un elemento que podría estar siendo omitido refiere al antes mencionado cambio en la composición sectorial de la producción ocurrido en los noventas,



con pérdida de participación del sector industrial, que se reflejó en una caída de la demanda laboral por parte de este sector. Estos cambios impactaron directamente en la composición sectorial del empleo. Un elevado número de trabajadores expulsados de la industria no encontró puestos adecuados a sus calificaciones dentro de los sectores pujantes – servicios y comercio – caracterizados además por una mayor movilidad del trabajo y con ajustes superiores del empleo respecto a la industria ante cambios en la demanda. A su vez, la demanda laboral del sector servicios tiene una estacionalidad diferente a la demanda laboral del sector “real”, por lo cual los cambios en la composición sectorial del PIB constituyen una fuente adicional de cambios en el patrón estacional.

A partir de estas consideraciones se plantea el **Modelo D** que contempla cambios en la estacionalidad asociados a alteraciones en la composición sectorial del producto, manteniendo los cambios en la persistencia asociados a los distintos grados de centralización de la negociación salarial<sup>11</sup>.

Se estima el siguiente modelo:

### Modelo D:

$$\log_{-} u_t = C + \sum_{i=1}^{i=3} \delta_i D_{-} i + \beta_1 D_{-} 1993a2004 + \sum_{i=1}^{i=3} \vartheta_i D_{-} i * D_{-} 1993a2004$$

$$\sum_{k=1}^{k=6} \rho_k \log_{-} u_{t-k} + \sum_{k=1}^{k=6} \psi_k \log_{-} u_{t-k} * Tripartita + \gamma_1 D82Q183Q3 + \gamma_2 D02Q303Q2 + \gamma_3 D81Q1 + \varepsilon_t$$

<sup>11</sup> Este es un modelo estadísticamente correcto (ver Anexo B, Cuadro B.23). Se introduce una binaria D81Q1 para intervenir un dato atípico ya que en el contraste de normalidad de los residuos se observa que existe un valor atípico que corresponde al mínimo valor histórico del desempleo asociado al punto máximo de sobrecalentamiento de la economía. Cabe resaltar que los resultados no se alteran si no se realiza esta intervención.

Los principales resultados estimados se resumen en el siguiente cuadro (5.3.1.2):

**Cuadro 5.3.1.2 Resultados Modelo D**

Modelo D	Sin sindicatos 1977-1984	Negociación a nivel de empresa sin homologación 1993-2004	Negociación a nivel de rama y homologación 1985-1992 / 2005- 2010
Persistencia Estimada	0.71	0.71	0.75
Desempleo estimado	10.55	12.48	9.33
Desempleo real	10.55	12.52	9.36

Este modelo estima diferentes grados de persistencia para los distintos grados de centralización, encontrando una mayor persistencia en el período de negociación a nivel de rama con homologación, lo que contradice los resultados encontrados en la especificación B. Sin embargo, esto se podría explicar por la no consideración en el Modelo D de cambios en el nivel de desempleo originados en la reaparición de los sindicatos, lo que sería consistente con la evidencia reportada por Bianchi y Zoega (1998), generando así una sobreestimación de la persistencia, al menos durante los periodos de negociación tripartita.

La lectura conjunta de todos los resultados obtenidos no permite concluir con robustez acerca de los efectos que tienen las distintas estructuras de negociación sobre el grado de persistencia. Sin embargo, el análisis resulta de gran utilidad para formular hipótesis alternativas a ratificar o rechazar empíricamente utilizando nuevas especificaciones.

Por otra parte, como lo demuestra el Modelo D, los cambios en la composición sectorial del producto no pueden ser ignorados, mientras que el tratamiento del período 1993-2004 como un único período, podría estar alterando los resultados debido a que la negociación a nivel de empresas fue casi inexistente hasta 1996.

Con el objetivo de dilucidar los verdaderos mecanismos en acción y en particular los efectos de la negociación salarial sobre el grado de persistencia, se acotó el período muestral considerando la información desde 1985 hasta 2010.<sup>12</sup> La especificación de este nuevo modelo intenta capturar y diferenciar entre los efectos de las distintas dimensiones detectadas en las especificaciones anteriores. Para ello se consideraron los distintos canales a través de los cuales la composición del producto y el marco institucional pueden influir sobre la tasa de desempleo. Se postula que la composición del producto afecta el patrón estacional mientras que la persistencia se ve influenciada por el poder sindical y el grado de centralización de la negociación. Se recoge el impacto eventual de la composición de la producción definiendo un patrón estacional que es función de la tasa de participación del sector “real” en el PIB total<sup>13</sup>, mientras que el rol que eventualmente juega el poder sindical se aproxima con un índice base 1985=1 que da cuenta del incremento acumulado en el número de afiliados (ver Anexo A, gráfica A.3). Esta variable, así como una binaria que toma el valor 1 en el período en que hay alguna negociación a nivel de empresas sin homologación de convenios ni marco

---

<sup>12</sup> Esta metodología no sería necesaria probablemente de haberse especificado un modelo multivariante, dado que sería posible modelar algunas de las grandes variaciones en los procesos como asociadas a cambios en las variables predeterminadas.

<sup>13</sup> Dentro del sector real se agrupan los sectores primario y secundario (ramas de actividad A, B, C, D y E de la clasificación CIIU Rev.3)

regulatorio alguno (1996 a 2004), se incorporan interactuando con los rezagos del desempleo.

### 5.3.2 Análisis Período 1985-2010

Se estima el siguiente modelo:

**Modelo E<sup>14</sup>:**

$$\log_{-}u_t = C + \sum_{i=1}^{i=3} \delta_i D_{-}i + \beta_1 \log_{-}tasa_{-}particip_{-}real + \sum_{i=1}^{i=3} \vartheta_i D_{-}i * \log_{-}tasa_{-}particip_{-}real + \beta_2 Tripartita_{-}2005 + \sum_{k=1}^{k=6} \rho_k \log_{-}u_{t-k} + \sum_{k=1}^{k=6} \psi_k \log_{-}u_{t-k} * índice_{-}afiliados + \sum_{k=1}^{k=6} \xi_k \log_{-}u_{t-k} * neg_{-}empresas + \gamma_1 D1997Q4 + \gamma_2 D02Q303Q2 + \gamma_3 D2009Q1 + \varepsilon_t$$

Los principales resultados se resumen en el siguiente cuadro:

**Cuadro 5.3.2.1. Resultados Modelo E**

Modelo E	Período				
	1986-2010	1986-1992	1993-1995	1996-2004	2005-2010
Persistencia estimada	0.58	0.54	0.58	0.66	0.52
Desempleo estimado	10.71	9.07	9.44	13.51	8.84
Desempleo real	10.73	9.08	9.43	13.55	8.86

<sup>14</sup> Este es un modelo estadísticamente correcto ya que supera las pruebas de diagnóstico (ver Anexo B, Cuadro B.23).

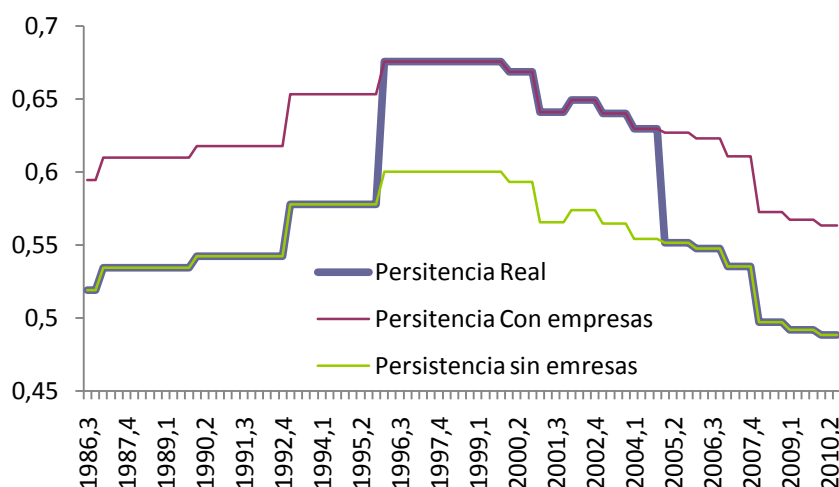
A partir de los resultados de este modelo se puede observar que tanto el poder sindical como el grado de centralización de la negociación afectan la dinámica del desempleo, es decir, su grado de persistencia. Por otro lado, la composición sectorial de la producción afecta el nivel del desempleo a través de cambios en el patrón estacional.

La persistencia disminuye a medida que el poder sindical aumenta lo que se podría deber, como fuera explicado anteriormente, a que el poder sindical disminuye la elasticidad producto del empleo (Cuadro 5.3.2.2 y gráfica 5.3.2.1). Como consecuencia de este mecanismo, los períodos donde el número de afiliados es mayor, presentan el menor grado de persistencia. En cualquier caso, la persistencia estimada por sub-períodos se encuentra en un rango de 0,52 a 0,66, denotando que se corresponde con una persistencia media-baja (Bianchi y Zoega, 1998).

**Cuadro 5.3.2.2. Niveles de participación promedio del sector real en el PIB e índice de afiliados promedio, por período.**

Período	Participación del sector real promedio	Índice de afiliados promedio
1985-2010	<b>34,70</b>	<b>0,86</b>
1985-1992	<b>39,21</b>	<b>0,94</b>
1993-1995	<b>33,42</b>	<b>0,76</b>
1996-2004	<b>32,13</b>	<b>0,73</b>
2005-2010	<b>33,18</b>	<b>1,00</b>

**Gráfica 5.3.2.1 Persistencia Estimada Modelo E**



Si se incorpora la estructura/grado de centralización de la negociación, durante el período 1996-2004, cuando la negociación se realizó a nivel de empresas pero sin ningún marco regulatorio y negociando crecientemente sobre la estabilidad laboral, con tres ramas negociando a un nivel medio de centralización y con homologación de convenios por parte del gobierno, la persistencia aumenta en 0,075 (ver Anexo B, Cuadro B.17 del Modelo E, en particular, el coeficiente significativo del rezago del desempleo multiplicado por la binaria *neg\_empresas*), seguramente porque el efecto principal lo acarrea la ausencia de regulación (dado el bajo poder sindical que caracteriza ese período).

Otra explicación recae en la mayor proporción de desempleados de larga duración durante el período 1996-2004, (ver gráfica 4.1.3, capítulo 4). Como fuese explicado en el Capítulo 2, la mayor duración del desempleo hace a los oferentes menos atractivos para su contratación, al tiempo que sus propias habilidades o capital humano se deterioran progresivamente, constituyendo una de las fuentes de persistencia más reconocidas en la literatura (Jackman,

Layard y Nickell, 1991; Blanchard y Summers, 1986). Paralelamente, el cambio en la composición sectorial de la producción ocurrido a principios de los noventas, y profundizado en el período 1996-2004, induce a ciertos procesos de ajuste en el mercado de trabajo, siendo necesaria la transferencia de mano de obra desde los sectores con baja demanda laboral hacia los sectores de alta demanda. Estos ajustes no se efectúan rápidamente y constituyen otra de las fuentes de persistencia referenciadas en la literatura (Eberwein, Handa y Mikhail, 2003) ya discutidas en el Capítulo 2.

Analizando los resultados por período, es decir, considerando el marco-regulatorio y la afiliación real promedio de cada periodo, se puede establecer que:

1. En el período 1985-1992, con afiliación alta, negociando a nivel medio de centralización (ramas) con homologación de convenios y sin negociación sobre empleo, la persistencia fue 0,54.
2. En el período 1993-1995, con una afiliación sindical en descenso, con negociación para tres ramas a nivel medio de centralización con homologación de convenios y sin negociación sobre empleo, la persistencia fue 0,58.
3. En el período 1996-2004, donde la afiliación también fue muy baja, en el que existe negociación sólo para tres ramas a nivel medio de centralización con homologación de convenios y sin negociación sobre empleo, y en el que además para el resto de las ramas se observa una tendencia creciente a negociar a nivel de empresas sobre empleo y salarios, la persistencia fue 0,66.

4. El período de menor persistencia es el comprendido entre 2005-2010, alcanzando un valor de 0,52, lo que se explica por el alto poder sindical que alcanza sus valores máximos (ver Anexo A, gráfica A.3). Además, este resultado puede ser explicado por la generalización de la negociación a casi toda la economía, con un elevado grado de coordinación y de sincronización.

Analizando el desempleo en ausencia de persistencia, se observa que la composición sectorial de la producción afecta los niveles promedio de desempleo a través de cambios en el patrón estacional. El nivel de desempleo en el segundo trimestre es mayor (menor), cuanto menor (mayor) es la participación del sector real. Esto se podría explicar porque cuando el sector servicios gana participación en el PIB, más importantes son las fluctuaciones de la demanda laboral de este sector en la explicación de las fluctuaciones de la demanda laboral de la economía en su conjunto.

En el período 1993-2004 es donde el desempleo estimado se hace mayor, como consecuencia de bajos niveles de afiliación, así como de una baja participación del sector real. En particular, el nivel de desempleo más elevado se corresponde al período 1996-2004, que se explica por la mayor persistencia de este período, por la menor participación industrial promedio y por la crisis de 2002 que impacta significativamente al alza sobre el promedio del período.

En síntesis, la evidencia obtenida apunta a que el poder sindical es importante para explicar la dinámica del desempleo mientras que la composición del producto afecta su nivel.



Con la nueva información a partir de los resultados del Modelo E, se plantea una nueva especificación dinámica de la tasa de desempleo que permita concluir sobre las inconsistencias encontradas en el apartado 5.3.1 para el período 1976-2010.

### 5.3.3 Nuevo análisis Período 1976-2010

La nueva especificación dinámica del desempleo – Modelo F – contempla la posibilidad de cambios en el nivel de desempleo asociados a la existencia o no de sindicatos, a diferencias según la cobertura de la negociación colectiva sea baja o alta de manera de distinguir entre el período 1985-1992 y el período 2005-2010, ambos bajo esquemas de negociación tripartita a nivel de rama y con homologación de los convenios; y a la posibilidad de cambios en la estacionalidad asociados a la evolución de la participación del sector real en el producto. A su vez, contempla la posibilidad de cambios en la persistencia vinculados distintos grados de centralización de la negociación salarial y a la agenda de la negociación, así como al poder sindical <sup>15</sup>.

Se estima el siguiente modelo:

#### Modelo F

$$\begin{aligned} \log_{-}u_t = & C + \sum_{i=1}^{i=3} \delta_i D_{-}i + \beta_1 \log_{-}tasa_{-}particip_{-}real + \sum_{i=1}^{i=3} \vartheta_i D_{-}i * \log_{-}tasa_{-}particip_{-}real + \\ & + \beta_2 Sindicatos + \beta_3 Tripartita_{-}2005 + \rho_1 \log_{-}u_{t-1} + \sum_{k=1}^{k=3} \psi_k \log_{-}u_{t-k} * indice_{-}afiliados + \\ & \sum_{k=1}^{k=5} \xi_k \log_{-}u_{t-k} * neg_{-}empresas + \gamma_1 D81Q1 + \gamma_2 D82Q183Q3 + \gamma_3 D1997Q4 + \gamma_4 D02Q303Q2 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

<sup>15</sup> Este es un modelo estadísticamente correcto ya que supera las pruebas de diagnóstico (ver Anexo B, Cuadro B.23).

Si bien sería deseable mantener la misma estructura dinámica en los tres grupos de variables que dan cuenta de ella – el desempleo; el desempleo multiplicado por la binaria asociada a la mayor descentralización de las negociaciones; y el desempleo multiplicado por el índice de número de afiliados – la alta colinealidad entre los rezagos dificulta la captura correcta de los coeficientes significativos. Por esta razón en esta nueva especificación se optó por excluir todos los rezagos anteriores al primero que resulta significativo en cada grupo.

Los principales resultados se resumen en el siguiente cuadro (Cuadro 5.3.3.1):

**Cuadro 5.3.3.1. Resultados Modelo F**

Modelo F	Período					
	1977-2010	1977-1984	1985-1992	1993-1995	1996-2004	2005-2010
Persistencia estimada	0.79	0.82	0.76	0.77	0.83	0.76
Desempleo estimado	10.75	10.55	9.67	9.50	13.52	8.83
Desempleo real	10.78	10.08	9.72	9.43	13.55	8.86

Una primera observación refiere a que el grado de ajuste del modelo a la realidad es muy elevado, siendo capaz de predecir los valores promedio por sub-período de forma precisa.

Como se desprende del Cuadro 5.3.3.1, se mantienen los resultados del Modelo E respecto a que tanto el poder sindical como el grado de centralización de la negociación afectan la dinámica del desempleo, es decir,

su grado de persistencia. Por otro lado, la composición sectorial de la producción afecta el nivel del desempleo a través de cambios en el patrón estacional. A su vez, en este modelo se encuentra que en el período donde hay una generalización de la negociación tripartita a más sectores el nivel de desempleo disminuye.

Del mismo modo que en el Modelo E y en línea con los resultados del Modelo B, el poder de los sindicatos disminuye la persistencia ya que se obtiene que cuando el número de afiliados es mayor existe un menor grado de persistencia. La persistencia estimada para todo el período 1977-2010 asciende a 0,79. Si se incorpora la estructura/grado de centralización de la negociación, durante el período 1996-2004, la persistencia aumenta en 0,05 (ver Anexo B, Modelo F, coeficiente significativo del rezago del desempleo multiplicado por la binaria `neg_empresas`), quedando en niveles casi idénticos a los registrados en el periodo sin sindicatos.

Analizando los resultados por período se puede establecer que la mayor persistencia se observa en 1996-2004, con creciente negociación a nivel de empresas y ausencia de regulación. Los valores estimados para la persistencia son muy similares al periodo 1977-1984, período en que los salarios se fijan por el mercado y en el que no hay sindicatos. La persistencia es menor y de magnitud similar en los otros 3 sub períodos.<sup>16</sup>

En cuanto a los efectos de la composición sectorial de la producción sobre el nivel de desempleo, se mantienen los comentarios realizados sobre el Modelo E.

---

<sup>16</sup> La persistencia en forma de U invertida encontrada en el modelo E, se mantiene en el modelo F para el período 1986-2010, pero la incidencia del poder sindical se suaviza lo que genera que las diferencias entre períodos sean menos pronunciadas.

### 5.3.4 Simulaciones<sup>17</sup>

A partir de la especificación final – Modelo F – se realizaron simulaciones bajo distintos escenarios, definidos en términos de la tasa de participación del sector “real” y el marco institucional. En este último caso se utilizan tres dimensiones: (i) la inexistencia/existencia de sindicatos; (ii) una alta/baja cobertura sectorial de la negociación colectiva bajo distintas estructuras de negociación; y (iii) niveles distintos del índice de afiliación acumulada como reflejo del poder sindical a la hora de negociar.

La importancia de los cambios en la composición sectorial del PIB, que reflejan la estrategia de crecimiento seguida en los distintos períodos de tiempo, reside en el hecho que la estabilidad del empleo y las calificaciones requeridas para ocupar los puestos vacantes difieren según el tipo de actividad económica, de manera que la evolución del desempleo podría ser diferente dependiendo de cuál de los tres grandes sectores económicos lidera la dinámica de la producción nacional. Como ya se mencionó, se agrupan los sectores primario y secundario por un lado y el sector terciario por otro. Los escenarios se definen a partir de considerar los registros mínimos y máximos del peso relativo del sector real en el período 1976-2010 (cuadro 5.3.4.1).

**Cuadro 5.3.4.1. Participación sector primario y secundario**

Peso del sector primario y secundario	Niebles	En logaritmos
Máximo (1977)	0.45	-0.79
Promedio	0.37	-1.01
Mínimo (2001)	0.30	-1.22

<sup>17</sup> Para la realización de las simulaciones no se consideran las variables binarias utilizadas para capturar valores atípicos.

Por otro lado, se simula de acuerdo a una mayor o menor afiliación sindical, tomando los valores extremos del índice construido (cuadro 5.3.4.2).

**Cuadro 5.3.4.2. Índice de afiliados**

Índice de afiliados	
Máximo (2010)	1.13
Promedio	0.64
Mínimo (período sin sindicatos)	0

Por otra parte, la especificación del modelo permite diferenciar entre los niveles de la tasa de desempleo que se espera observar en un contexto de cobertura de la negociación colectiva restringida al sector público y escasas actividades privadas, básicamente la industria manufacturera y de la construcción (desde 1985 a 1992) respecto al caso en que la negociación se extiende a la gran mayoría de los sectores económicos (2005 a 2010). Una mayor cobertura puede ser asociada además a una mayor formalidad del mercado de trabajo y, por lo tanto, con un aumento de los costos laborales, con incidencia directa sobre la evolución del desempleo.

Por último, en lo que respecta a la existencia o no de homologación de los convenios, el período sin homologación corresponde a los años 1993 a 2004, de forma que la dimensión tomada – negociación a nivel de empresas sin homologación de convenios – corresponde al sub-período 1996 a 2004.

En el cuadro 5.3.4.3 se observan las tasas de desempleo simuladas por el modelo para diferentes tasa de participación del “sector real” y diferentes números de afiliados. A su vez, se diferencian los resultados según el nivel de centralización de la negociación, diferenciando entre con/sin negociación a

nivel de empresas del tipo 1996-2004. El análisis de los resultados muestra como varía la tasa de desempleo para diferentes grados de afiliación sindical así como para diferentes tasas de participación del sector “real”.

**Cuadro 5.3.4.3. Simulación 1**

U LP				
Peso del sector primario y secundario	SIN NEGOCIACION EMPRESA		CON NEGOCIACION EMPRESA	
	Afiliación MIN	Afiliación MAX	Afiliación MIN	Afiliación MAX
TSP MIN	10.76	5.96	27.22	9.61
TSP MAX	8.38	4.94	19.24	7.58

		TA MIN	TA MAX			TA MIN	TA MAX
TPS	MAX/MIN	0.78	0.83	MAX/MIN		0.71	0.79
	Incremento	-22.07%	-17.09%	Incremento		-29.31%	-21.14%
	PP	-2.37	-1.02	PP		-7.98	-2.03
		DIF % CON Y SIN EMPRESA				-7.23%	-4.05%
		DIF PP CON Y SIN EMPRESA				-5.60	-1.01
		TSP MIN	TSP MAX			TSP MIN	TSP MAX
TA	MAX/MIN	0.55	0.59	MAX/MIN		0.35	0.39
	Incremento	-44.61%	-41.06%	Incremento		-64.70%	-60.62%
	PP	-4.80	-3.44	PP		-17.61	-11.66
		DIF % CON Y SIN EMPRESA				-20.09%	-19.56%
		DIF PP CON Y SIN EMPRESA				-12.81	-8.22

Analizando el efecto de la participación del sector real sobre el desempleo, con una tasa de afiliación dada, se puede constatar que a medida que aumenta la participación industrial el desempleo disminuye (lectura vertical del Cuadro 5.3.4.3). A su vez, estas diferencias en los niveles de tasa de desempleo por distinta participación del sector “real” aumentan a medida que el poder sindical es menor. Por lo tanto, se puede decir que el mayor poder sindical suavizaría los efectos sobre el desempleo de una disminución en la participación industrial en el producto. Cabe resaltar que ello ocurre al margen de que exista negociación a nivel de rama/con homologación o a nivel de empresa/sin

homologación, siendo mayores las diferencias en el último caso (negociación tipo 1996-2004).

Por otro lado, se observa que a medida que el poder sindical aumenta, con una tasa de participación del sector real constante, el desempleo disminuye, siendo este efecto de mayor magnitud al observado para el aumento de la participación del sector real (lectura horizontal del Cuadro 5.3.4.3). A su vez, las diferencias en la tasa de desempleo por distinto incremento acumulado en la membresía se amplifican a medida que disminuye la participación del sector “real”. De igual forma que en la comparación anterior, ello ocurre al margen de que exista negociación a nivel de empresa/sin homologación o no, y las diferencias son menores cuando existe negociación a nivel de rama con homologación de los acuerdos firmados.

Si se compara por un lado el desempleo como si nunca hubiese existido la negociación a nivel de empresas no regulada (negociación tipo 1996-2004), y por otro el desempleo como si siempre hubiese existido este tipo de negociación, se puede observar claramente como la negociación a nivel de empresas incrementa el desempleo. Estos incrementos son menores a medida que la afiliación y la participación del sector real aumentan. Ello sugiere que no es el nivel al que se negocia en sí mismo el que está generando este comportamiento, sino la escasa cobertura del mismo.

En definitiva, se puede concluir que el efecto de un mayor poder sindical redundará en menores variaciones del desempleo ante cambios en la composición del producto, al margen de que haya o no negociación a nivel de empresas. Además, el efecto de una composición del producto con mayor peso

de la industria redundando en menores variaciones del desempleo ante cambios en la afiliación sindical, al margen de que exista o no negociación a nivel de empresas.

Los cuadros siguientes (5.3.4.4 y 5.3.4.5) resumen los resultados de las simulaciones contemplando la existencia o no de sindicatos y en el caso de existencia de sindicatos diferenciando según la cobertura de la negociación:

**Cuadro 5.3.4.4. Simulación 2. Niveles de desempleo estimados.**

Modelo F	Sin sindicatos	Con sindicatos 1		Con sindicatos 2	
	-	Afiliación mínima	Afiliación máxima	Afiliación mínima	Afiliación máxima
Máxima participación sector real sin negociar a nivel de empresa	8.90	6.23	5.17	4.68	4.00
Máxima participación sector real negociando a nivel de empresa		10.93	8.02	7.51	5.79
Máxima participación sector real sin negociar a nivel de empresa	11.38	7.65	6.22	5.75	4.81
Máxima participación sector real negociando a nivel de empresa		14.30	10.14	9.83	7.32

Con sindicatos 1: baja cobertura sectorial, negociando a nivel de rama y homologación (tal como 85-92 o como negociación en solo tres ramas 92-95, o como negociación en solo tres ramas y homologación más negociación a nivel de empresas sin regulación 96-2004)

Con sindicatos 2: cobertura generalizada, negociación a nivel de rama y homologación 2005-2010.

**Cuadro 5.3.4.5. Variaciones porcentuales**

		Sin sindicatos	Con sindicatos 1		Con sindicatos 2	
		-	Afiliación mínima	Afiliación máxima	Afiliación mínima	Afiliación máxima
Min/Máx participación sector real	Sin negociación a nivel de empresas	27.86%	22.83%	20.28%	22.83%	20.28%
	Con negociación a nivel de empresas		30.84%	26.37%	30.84%	26.37%

A partir de los resultados se aprecia que en ausencia de sindicatos, cuando el sector real tiene un peso menor en la composición del producto, el desempleo es un 27,86% mayor que cuando su participación es la máxima registrada. Esta brecha es de similar magnitud que la que se observa con sindicatos pero sin homologación de los convenios, es decir, negociando a nivel de empresa sin obligatoriedad ni regulación. En el caso en que hay negociación a nivel de rama con homologación de los acuerdos, esta diferencia disminuye a un valor



cercano al 20%. Por lo tanto, en ausencia de negociación de empresas, un cambio de la participación del sector real del valor mínimo al máximo implica un aumento del desempleo menor que cuando hay negociación de empresas. Esto implica que cuando no hay sindicatos o cuando se negocia a nivel de empresas sin obligatoriedad ni regulación, la variabilidad del desempleo ante cambios en la composición del producto es mayor.

## 6. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos explorado los mecanismos subyacentes a la dinámica del desempleo en Uruguay en el periodo 1976 a 2010, cuantificando su grado de persistencia. Adicionalmente, hemos estudiado los efectos que se originan sobre estas dimensiones como consecuencia de distintas estrategias de crecimiento y distintos marcos regulatorios para la fijación de salarios. En particular, el análisis puso especial énfasis en la modelización conjunta de impactos diferenciados en la media del proceso y en la estructura dinámica.

En primera instancia, se investigó la posibilidad de que la tasa de desempleo en Uruguay, usando como aproximación la correspondiente a Montevideo, fuera un proceso con histéresis pura. A partir de nuestro análisis del orden de integración de la serie es posible afirmar que la tasa de desempleo en Montevideo es un proceso débilmente estacionario. Se arriba a esta conclusión de forma robusta debido a que se trabajó con un período de tiempo y un número de observaciones que permiten capturar el largo plazo y garantizar niveles de potencia de las pruebas relativamente adecuados. Se refuerza esta conclusión al obtenerse este resultado para la serie desestacionalizada y sin desestacionalizar, tanto en niveles como en logaritmos.

En segunda instancia, se buscó modelar el desempleo a través de un proceso AR que permita estimar el grado de persistencia del fenómeno. A partir de diferentes especificaciones de la dinámica de la tasa de desempleo, la persistencia estimada oscila entre 0,64 y 0,79 para todo el período de análisis. La persistencia encontrada puede ser catalogada como media o media-alta si se compara con los resultados encontrados por Bianchi y Zoega (1998) para diversos países, mientras que nuestros resultados están en línea con lo

encontrado por Spremolla (2001), que con una metodología diferente encuentra que el parámetro que mide la persistencia es levemente inferior. Nuestro principal hallazgo refiere a la incidencia que tiene la acción sindical y su poder de negociación en términos de membresía, junto con la estructura general de las negociaciones colectivas sobre el grado de persistencia del desempleo en Uruguay. En particular, es posible sostener que a medida que el poder sindical crece, la persistencia es menor.

Por otra parte, nuestros resultados apuntan a que la tasa de desempleo se ve significativamente influenciada por la composición sectorial de la producción nacional, en términos del peso relativo de Comercio y Servicios en el total, así como por la existencia de sindicatos y el marco institucional de fijación de salarios.

Se encontró que durante el período 1996-2004 el nivel de desocupación creció como consecuencia de varios factores actuando conjuntamente. Por un lado, el aumento en la participación del sector servicios en el PIB, genera un cambio en la estacionalidad del desempleo, que se refleja en un aumento de su nivel en el segundo trimestre. Por otro lado, el aumento de la persistencia en Uruguay se dio como consecuencia de la caída en el poder sindical; la ausencia de negociación con homologación de los acuerdos en la mayoría de los sectores económicos en los que de existir negociación ésta se dio a nivel de empresa y sin regulación alguna; y la existencia de mayor proporción de desempleados de larga duración.

En el otro extremo, el aumento de la formalización del mercado laboral, el elevado poder sindical, la generalización de la negociación a casi toda la

economía y la mayor coordinación y sincronización de las negociaciones del período 2005-2010, se refleja en un menor nivel de desempleo y una menor persistencia.

La evidencia apunta a que el desempleo disminuye cuando aumenta la participación de los sectores Primario y Secundario y cuando aumenta la afiliación sindical, siendo este último efecto de mayor magnitud. A su vez, los efectos sobre el desempleo de los cambios en la composición sectorial de la producción se suavizan cuando es mayor el poder sindical, así como los efectos de los cambios en la afiliación se ven suavizados cuando la participación del sector real en el PIB es más importante. Asimismo, cuando no hay sindicatos o cuando se negocia a nivel de empresa sin obligatoriedad ni regulación, la variabilidad del desempleo ante cambios en la composición del producto es mayor.

Finalmente, el trabajo realiza una contribución a la discusión nacional acerca de la estacionariedad o no del desempleo, sugiriendo que los resultados que apuntan a la existencia de histéresis pura en el desempleo pueden ser la consecuencia de los períodos analizados y/o de la no consideración de los aspectos institucionales aquí incorporados. Nuestros principales hallazgos en cuanto a los efectos de las instituciones del mercado laboral sobre el grado de persistencia constituyen así un primer paso en el abordaje del tema. Consideramos que la modelización multivariante podría complementar la estrategia de este trabajo y capturar con mayor precisión la diversidad de las dimensiones que afectan la dinámica del desempleo.

## **BIBLIOGRAFÍA**

Alogoskoufis, G., y A. Manning (1988), "On the persistence of unemployment", Mimeo. Birbeck College.

Alogoskoufis, G., y A. Manning (1988), "Wage setting and unemployment persistence in Europe, Japan and the USA". Europe Economic Review. North Holland.

Amarante, V., y M. Bucheli (2006), "El seguro de desempleo en Uruguay". Documento de Trabajo. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social y Banco Mundial.

Azar, P., S. Rodríguez, y C. Sanguinetti (2001), Análisis de la duración del desempleo: Uruguay 1986-1999. Trabajo Monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República, Uruguay.

Badagián, A., J. Goyeneche, S. Rodríguez, y R. Selves (2001), "La tasa de desempleo de Montevideo: ¿raíz unitaria o cambio estructural?", Mimeo, Instituto de Estadística. Universidad de la República, Uruguay.

Ball, L. (2009). "Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence". NBER Working Paper No. 14818.

Banerjee, A., J. Dolado, J.W. Galbraith y D. Hendry (1993), Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. Oxford University Press.

Berger, T., y G. Everaert (2006), "Re-examining the Structural and the Persistence Approach to Unemployment". Ghent University.

Bianchi, M., y G. Zoega (1998), "Unemployment Persistence: Does the Size of the Shock Matter?". *Journal of Applied Econometrics*.

Blanchard, O. y L. Summers (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem". NBER Macro annual.

Blanchard, O., y L. Summers (1986), "Hysteresis and Unemployment". NBER Working Paper 2035.

Blanchard, O. (1991), "Wage Bargaining and Unemployment Persistence". NBER Working Paper No. 3664.

Blanchard, O., y J. Wolfers (1999), "The role of shocks and institutions in the rise of european unemployment: the aggregate evidence". NBER Working Paper 7282.

Blanchard, O. (2005), "European Unemployment: The evolution of facts and ideas". NBER Working Paper 11750.

Booth, A. (1995), *The economics of the Trade Unions*. University of Cambridge.

Bucheli, M. (1998), "Los cambios en el empleo y en el mercado de trabajo de los años noventa". CEPAL.

Bucheli, M., y C. Casacuberta (2005), "Uruguay, empleo y protección social. De la crisis al crecimiento. Incidencia y duración del desempleo", 1991-2002. OIT.

Cambpell, J., y N. Mankiw (1987), *Permanent and Transitory Components in Macroeconomics Fluctuations*. NBER. Working Paper 2169.

Calmfors, L. y J. Driffill (1988), "Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance", *Economic Policy*.

Cassoni, A. (1991), Pruebas de diagnóstico en el modelo econométrico, Documentos de Trabajo I y II. Centro de Investigación y Docencia Económicas. México.

Cassoni, A. (1992), Una Propuesta Metodológica para la Especificación de Modelos Econométricos. Facultad de Ciencias Sociales. UDELAR. Departamento de Economía.

Cassoni, A. (1994), Cointegración. Notas Docentes. Facultad de Ciencias Sociales. UDELAR. Departamento de Economía.

Cassoni, A., S. Allen y G. Labadie (1995), "Reformas del Mercado Laboral ante la Liberalización de la Economía. El Caso de Uruguay". BID. WP 177.

Cassoni, A. y Z. Ferré (1997), "Costos no salariales en el mercado de trabajo del Uruguay". Facultad de Ciencias Sociales. UDELAR. Departamento de Economía.

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

Correa, J., J. Castro, O. Bríñez, C. Posso, y Y. Ovieda (2006), "Histéresis en el desempleo en Colombia o presencia de cambio estructural".

Dickey, D., y W. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*.

Eberwein, C., J. Handa y O. Mikhail (2003), "The Measurement of Persistence and Hysteresis in Aggregate Unemployment".

Furtado, M. (2005), "Uruguay, empleo y protección social. Evaluación del salario mínimo: Deterioro y propuestas para su recuperación". OIT.

Gramoso, D. (2003), Dinámica no lineal de la tasa de desempleo de Montevideo: una aplicación con modelos TAR Montevideo Trabajo Monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República, Uruguay.

Heckman J. y C. Pagés. (2004), "Introduction to Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean". National Bureau of Economic Research. The University of Chicago. Chicago.

Jackman R., R. Layard, y S. Nickell (1991), Unemployment: macroeconomic performance and the labour market, Oxford University Press. Overview.

León-Ledesma, M., y P. McAdam (2002), "Unemployment, Hysteresis and Transition".

Mazzuchi, G. (2009), "Las Relaciones Laborales en el Uruguay de 2005 a 2008". OIT.

Montero, A., y J. Torres (2005), "Trabajo, empleo y desempleo en la teoría económica: la nueva ortodoxia". Universidad de Málaga. España.

Nelson, C., y C. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", Journal of Monetary Economics.

Pagés, C. (2004), "Diagnóstico del Mercado de Trabajo en Uruguay". Serie de Estudios Económicos y Sociales. Banco Interamericano de Desarrollo.



Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*.

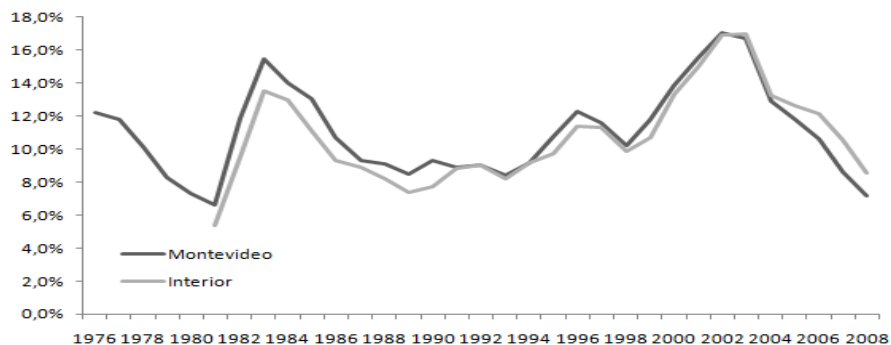
Romer, D. (2006), *Macroeconomía Avanzada*. Tercera Edición. Universidad de California. Estados Unidos.

Spremolla, A. (1998), ¿Histéresis o persistencia en el desempleo? Evidencia empírica para Uruguay. Trabajo Monográfico. Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Universidad de la República, Uruguay.

Spremolla, A. (2001), "Persistencia en el Desempleo de Uruguay". *Cuadernos de Economía*, Año 38, N°113, pp. 73-89.

## ANEXO A

**Gráfica A.1 Tasa de desempleo total y por región**



Fuente INE

**Cuadro A.1 Evolución de la estructura de la producción**

Sector	1983	1987	1990	1995	1999	2002	2005	2007
Agropecuaria, pesca, canteras y minas	13%	11%	11%	12%	11%	11%	13%	12%
Industrias manufactureras y construcción	28%	29%	27%	23%	22%	19%	22%	23%
Electricidad, gas y agua	3%	3%	3%	4%	4%	5%	4%	4%
Comercio, restaurantes, hoteles, transporte, almacenamiento y comunicaciones	16%	18%	18%	24%	25%	23%	26%	28%
Establecimientos financieros, seguros, bienes inmuebles y servicios prestados a las empresas	22%	21%	23%	21%	23%	27%	21%	19%
Servicios comunales, sociales y personales	17%	18%	17%	16%	15%	16%	15%	14%

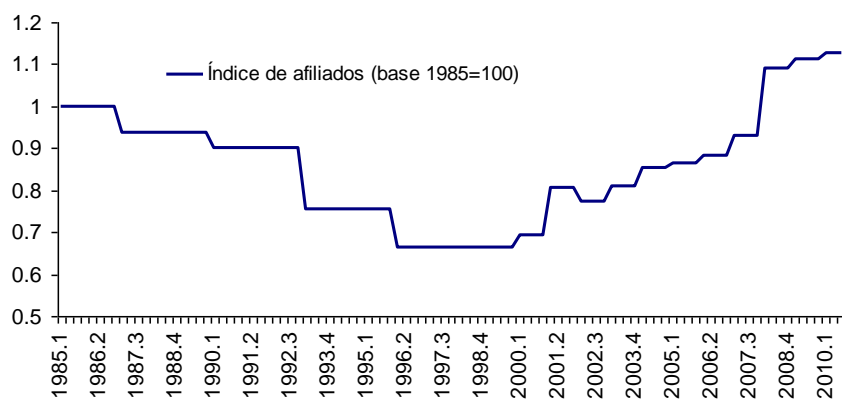
Fuente BCU

**Gráfica A.2 Salario Real**



Fuente INE

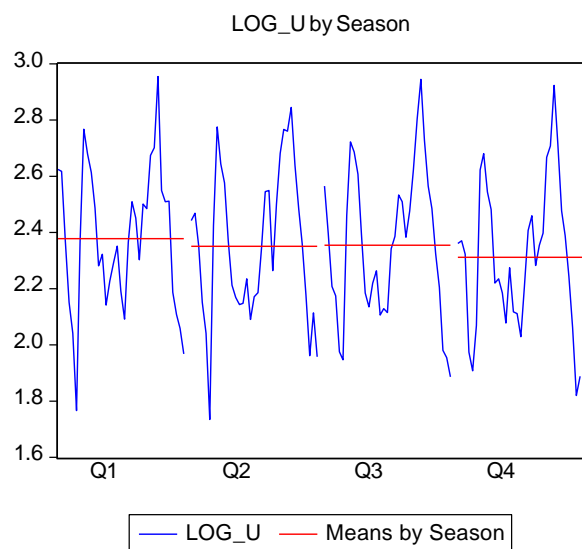
**Gráfica A.3 Índice de afiliados**



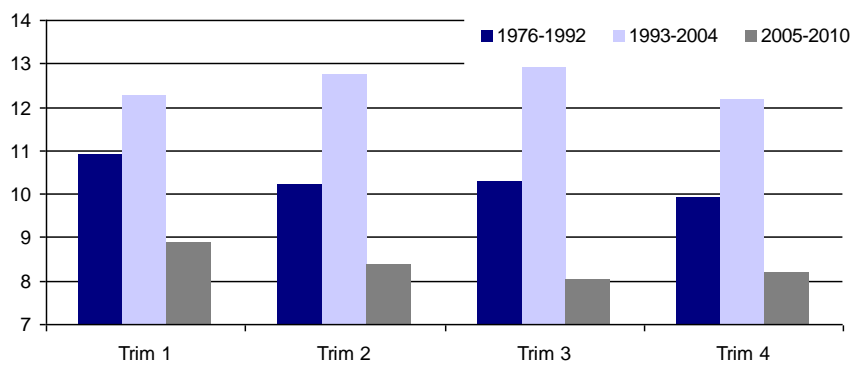
Fuente: Elaboración propia en base a datos recabados por Mazzuchi (2010) y Cassoni (2002).

## ANEXO B

Gráfica B.1 Estacionalidad de todo el período



Gráfica B.2 Estacionalidad por sub períodos



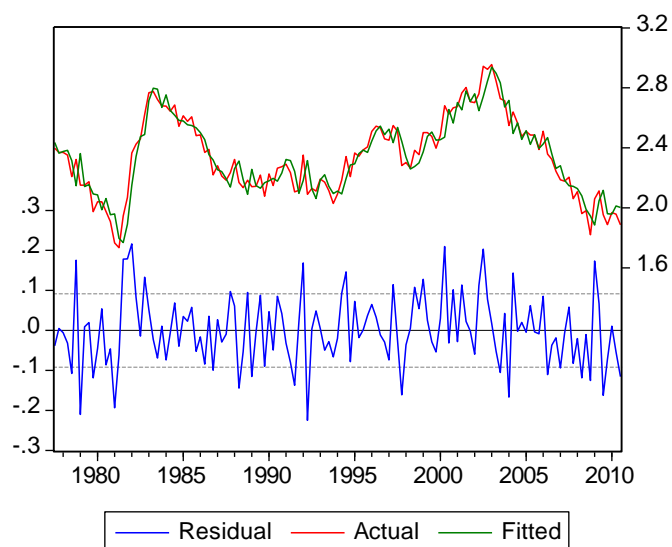
**Cuadro B.1 Descripción de las variables utilizadas**

Variable	Nombre	Indicador	Intervalo	Fuente
Desempleo	U	Tasa de desempleo trimestral total de Montevideo	1976.1-2010.3	INE
Poder sindical	INDICE_AFILIADOS	Índice de afiliados (Base 1985=100)	1976.1-2010.3	Elaboración propia en base a datos recabados por Mazzuchi (2010) y Cassoni (2002).
Peso del sector primario y secundario (sin construcción)	TASA_PARTICIP_REAL	Tasa de participación sector primario y secundario sobre el PIB	1976.1-2010.3	BCU
Existencia o no de sindicatos	SINDICATOS	Variable binaria: 1 si está permitida la organización sindical (1985.1-2010.3); 0 en otro caso	1976.1-2010.3	-
Negociación a nivel de rama y homolgación	TRIPARTITA	Variable binaria: 1 si se negocia a nivel de rama y hay homolgación (1985.1-1992.4 / 2005.1-2010.3), 0 en otro caso	1976.1-2010.3	-
Amplia negociación a nivel de empresas	NEG_EMPRESAS	Variable binaria: 1 si es amplia la negociación a nivel de empresas (1996.1-2004.4); 0 en otro caso	1976.1-2010.3	-
Negociación a nivel de rama, homolgación y una cobertura generalizada	TRIPARTITA_2005	Variable binaria: 1 si se negocia a nivel de rama, existe homolgación y hay una cobertura generalizada (2005.1-2010.3), 0 en otro caso	1976.1-2010.3	-
Período de mayor participación del sector servicios	D_1993A2004	Variable binaria: 1 en el período de mayor expansión del sector servicios (1993.1-2004.4), 0 en otro caso	1976.1-2010.3	-

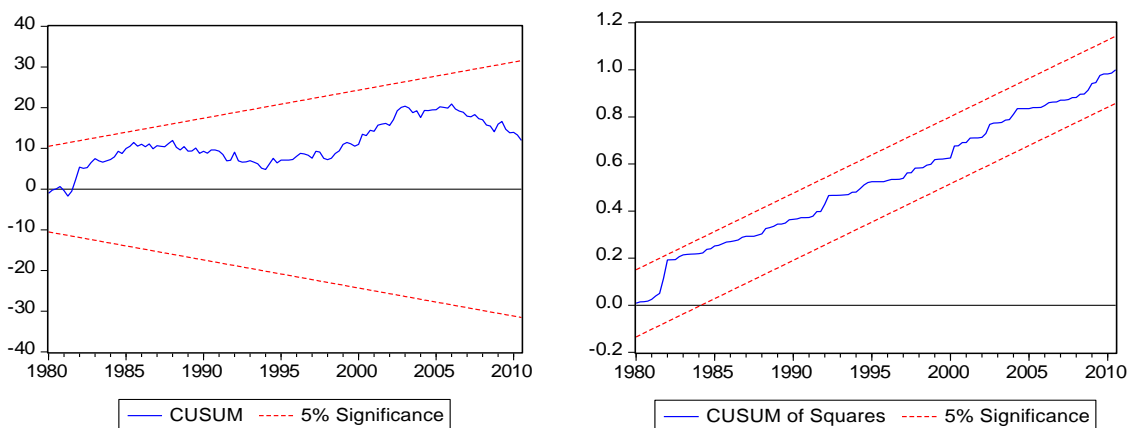
**Cuadro B.2 Modelo AR(6) inicial**

Modelo inicial				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/05/11 Time: 15:14				
Sample (adjusted): 1977Q3 2010Q3				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coeficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
C	0.1542	0.0832	1.8544	0.0661
D_1	0.1151	0.0260	4.4349	0.0000
D_2	0.0311	0.0243	1.2760	0.2044
D_3	0.0600	0.0255	2.3550	0.0201
LOG_U(-1)	0.9086	0.0877	10.3569	0.0000
LOG_U(-2)	0.1102	0.1167	0.9442	0.3469
LOG_U(-3)	-0.0021	0.1150	-0.0180	0.9857
LOG_U(-4)	-0.0420	0.1142	-0.3678	0.7136
LOG_U(-5)	0.1628	0.1122	1.4518	0.1491
LOG_U(-6)	-0.2263	0.0859	-2.6333	0.0095
R-squared	0.8880	Mean dependent var		2.3417
Adjusted R-squared	0.8798	S.D. dependent var		0.2644
Durbin-Watson stat	2.0064	Prob(F-statistic)		0.0000

**Gráfica B.3 Serie original, serie estimada y residuos del modelo**



**Gráfica B.4 Estabilidad de la media (CUSUM Y CUSUMQ)**



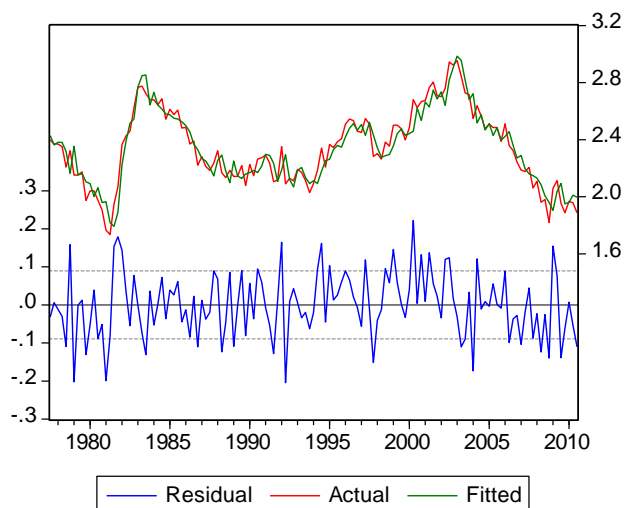
**Cuadro B.3 Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1**

Wald Test:			
Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	6.697018	(1, 123)	0.0108
Chi-square	6.697018	1	0.0097
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(5) + C(6) + C(7) + C(8) + C(9) + C(10)	-0.08877	0.034303	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.4. Modelo AR(6) inicial corregido por los efectos de las dos grandes crisis<sup>18</sup>**

Modelo inicial (corregido los efectos de las dos grandes crisis)				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/05/11 Time: 15:32				
Sample (adjusted): 1977Q3 2010Q3				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
C	0.1676	0.0870	1.9269	0.0563
D_1	0.1029	0.0257	4.0071	0.0001
D_2	0.0264	0.0238	1.1105	0.2690
D_3	0.0539	0.0249	2.1610	0.0327
LOG_U(-1)	0.7985	0.0937	8.5212	0.0000
LOG_U(-2)	0.0880	0.1142	0.7706	0.4425
LOG_U(-3)	0.0217	0.1125	0.1929	0.8474
LOG_U(-4)	0.0173	0.1133	0.1527	0.8789
LOG_U(-5)	0.1692	0.1095	1.5452	0.1249
LOG_U(-6)	-0.1913	0.0859	-2.2255	0.0279
D82Q183Q3	0.1148	0.0469	2.4460	0.0159
D02Q303Q2	0.0934	0.0500	1.8699	0.0639
R-squared	0.8952	Mean dependent var	2.3417	
Adjusted R-squ	0.8857	S.D. dependent var	0.2644	
Durbin-Watson :	1.9333	Prob(F-statistic)	0.0000	

**Gráfica B.5. Serie original, serie estimada y residuos del modelo**



<sup>18</sup> Las variables D82Q183Q3 y D02Q303Q2 son binarias utilizadas para capturar los efectos de las crisis de 1982 y 2002. La primera toma el valor 1 desde el primer trimestre de 1982 hasta el tercer trimestre de 1983. La segunda binaria toma el valor 1 desde el tercer trimestre de 2002 hasta el segundo trimestre del 2003.

**Cuadro B.5. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1**

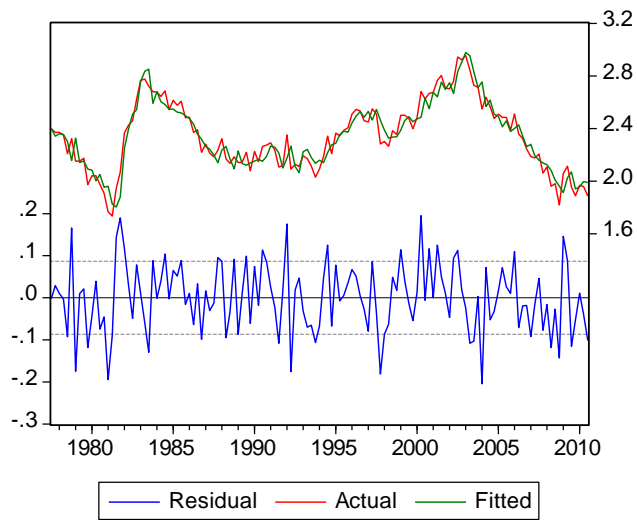
Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.151076	(1, 121)	0.0085
Chi-square	7.151076	1	0.0075
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(5) + C(6) + C(7) + C(8) + C(9) + C(10)	-0.096508	0.036089	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.6. Modelo A**

Modelo A				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/05/11 Time: 15:42				
Sample (adjusted): 1977Q3 2010Q3				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
D82Q183Q3	0.1797	0.0530	3.3936	0.0009
D02Q303Q2	0.0880	0.0485	1.8141	0.0722
SINDICATOS	0.0625	0.0200	-2.8778	0.0126
TRIPARTITA	-0.0574	0.0247	2.5336	0.0047
C	0.2185	0.0878	2.4887	0.0142
D_1	0.0953	0.0251	3.7930	0.0002
D_2	0.0256	0.0232	1.1076	0.2703
D_3	0.0518	0.0242	2.1360	0.0347
LOG_U(-1)	0.7047	0.0959	7.3509	0.0000
LOG_U(-2)	0.0740	0.1109	0.6673	0.5059
LOG_U(-3)	0.0448	0.1093	0.4095	0.6829
LOG_U(-4)	0.0277	0.1105	0.2504	0.8027
LOG_U(-5)	0.1687	0.1062	1.5879	0.1150
LOG_U(-6)	-0.1492	0.0845	-1.7666	0.0799
R-squared	0.9030	Mean dependent var	2.3417	
Adjusted R-squared	0.8924	S.D. dependent var	0.2644	
Durbin-Watson stat	1.9406	Prob(F-statistic)	0.0000	



**Gráfica B.6. Serie original, serie estimada y residuos del modelo**



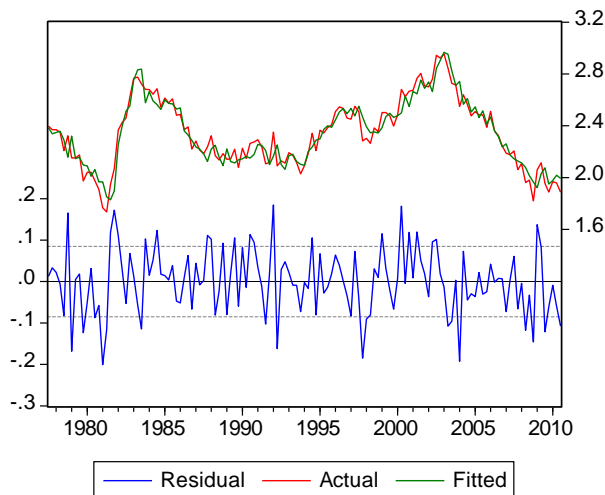
**Cuadro B.7. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.49627	(1, 119)	0.0006
Chi-square	12.49627	1	0.0004
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13) + C(14)	-0.129454	0.036621	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.8. Modelo B**

<b>Modelo B</b>				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/05/11 Time: 15:50				
Sample (adjusted): 1977Q3 2010Q3				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
D82Q183Q3	0.1843	0.0520	3.5434	0.0006
D02Q303Q2	0.1017	0.0480	2.1180	0.0364
SINDICATOS	0.0778	0.0252	3.0844	0.0026
C	0.3331	0.1010	3.2985	0.0013
D_1	0.0877	0.0251	3.4944	0.0007
D_2	0.0248	0.0230	1.0761	0.2841
D_3	0.0499	0.0240	2.0777	0.0400
LOG_U(-1)	0.6708	0.0962	6.9750	0.0000
LOG_U(-2)	0.0602	0.1105	0.5452	0.5867
LOG_U(-3)	0.0463	0.1088	0.4259	0.6710
LOG_U(-4)	0.0486	0.1110	0.4375	0.6626
LOG_U(-5)	0.1811	0.1106	1.6373	0.1043
LOG_U(-6)	-0.1857	0.0871	-2.1316	0.0352
LOG_U_TRIPARTITA(-1)	-0.0039	0.0221	-0.1767	0.8601
LOG_U_TRIPARTITA(-2)	0.0009	0.0306	0.0285	0.9773
LOG_U_TRIPARTITA(-3)	-0.0071	0.0294	-0.2430	0.8085
LOG_U_TRIPARTITA(-4)	0.0136	0.0289	0.4696	0.6396
LOG_U_TRIPARTITA(-5)	-0.0570	0.0289	-1.9717	0.0511
LOG_U_TRIPARTITA(-6)	0.0156	0.0217	0.7180	0.4742
R-squared	0.9107	Mean dependent var	2.3417	
Adjusted R-squared	0.8966	S.D. dependent var	0.2644	
Durbin-Watson stat	1.9456	Prob(F-statistic)	0.0000	

**Gráfica B.7. Serie original, serie estimada y residuos del modelo**



**Cuadro B.9. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (sin cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	17.56747	(1, 114)	0.0001
Chi-square	17.56747	1	0
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(8) + C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13)	-0.178667	0.042627	
Restrictions are linear in coefficients.			

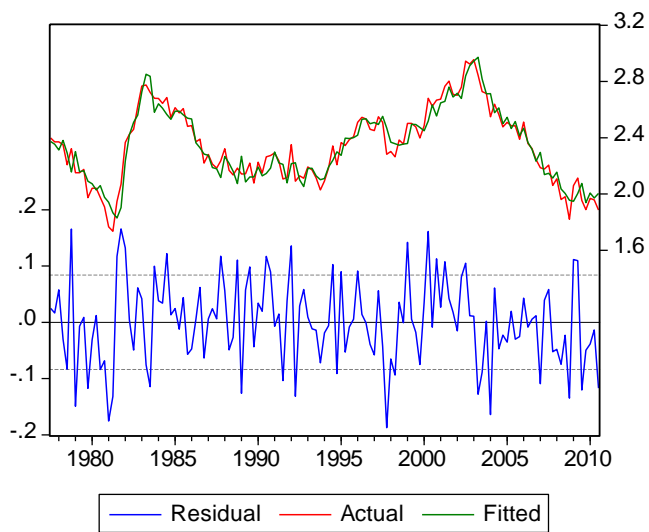
**Cuadro B.10. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (con cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	19.75983	(1, 114)	0
Chi-square	19.75983	1	0
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(8) + C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13) + C(14) + C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19)	-0.216683	0.048745	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.11. Modelo C**

<b>Modelo C</b>				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/05/11 Time: 16:03				
Sample (adjusted): 1977Q3 2010Q3				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
D82Q183Q3	0.1756	0.0520	3.3790	0.0010
D02Q303Q2	0.0996	0.0475	2.0996	0.0381
SINDICATOS	0.0760	0.0251	3.0237	0.0031
C	0.3427	0.1007	3.4032	0.0009
D_1	0.0641	0.0302	2.1266	0.0357
D_2	0.0408	0.0291	1.4010	0.1640
D_3	0.0492	0.0284	1.7308	0.0863
LOG_U(-1)	0.6962	0.0987	7.0516	0.0000
LOG_U(-2)	0.0401	0.1130	0.3546	0.7236
LOG_U(-3)	0.0739	0.1112	0.6645	0.5078
LOG_U(-4)	-0.0111	0.1151	-0.0962	0.9235
LOG_U(-5)	0.2191	0.1121	1.9537	0.0533
LOG_U(-6)	-0.1993	0.0873	-2.2817	0.0244
TRIPARTITA	-0.0746	0.0658	-1.1344	0.2591
D_1_TRIPARTITA	0.0919	0.0493	1.8650	0.0648
D_2_TRIPARTITA	-0.0432	0.0491	-0.8802	0.3807
D_3_TRIPARTITA	0.0252	0.0482	0.5227	0.6022
LOG_U_TRIPARTITA(-1)	0.0396	0.0336	1.1778	0.2414
LOG_U_TRIPARTITA(-2)	-0.0228	0.0340	-0.6689	0.5050
LOG_U_TRIPARTITA(-3)	0.0018	0.0320	0.0570	0.9546
LOG_U_TRIPARTITA(-4)	-0.0097	0.0313	-0.3111	0.7563
LOG_U_TRIPARTITA(-5)	-0.0225	0.0313	-0.7188	0.4738
LOG_U_TRIPARTITA(-6)	0.0015	0.0227	0.0675	0.9463
R-squared	0.9162	Mean dependent var	2.3417	
Adjusted R-squared	0.8994	S.D. dependent var	0.2644	
Durbin-Watson stat	1.9133	Prob(F-statistic)	0.0000	

**Gráfica B.8. Serie original, serie estimada y residuos del modelo**



**Cuadro B.12. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (sin cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	18.50295	(1, 110)	0
Chi-square	18.50295	1	0
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(8) + C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13)	-0.181144	0.042112	
Restrictions are linear in coefficients.			

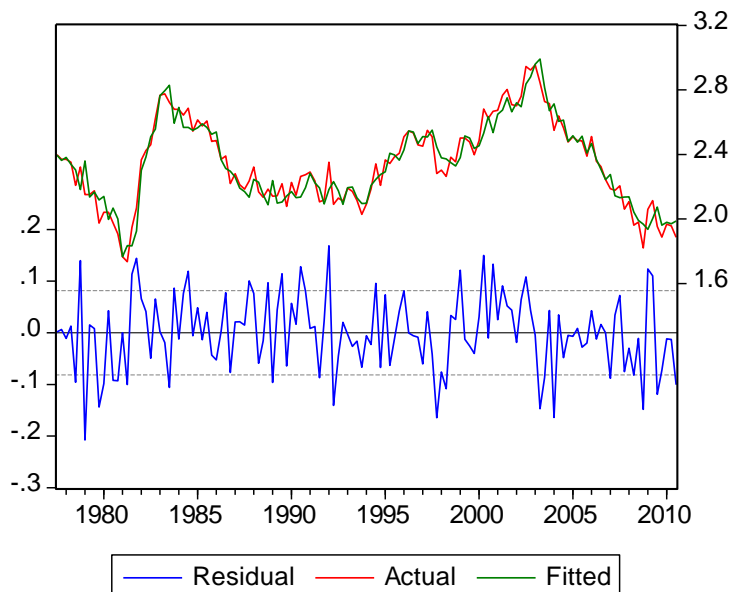
**Cuadro B.13. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (con cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	13.13767	(1, 110)	0.0004
Chi-square	13.13767	1	0.0003
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(8) + C(9) + C(10) + C(11) + C(12) + C(13) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22) + C(23)	-0.193196	0.053301	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.14. Modelo D**

Modelo D				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/05/11 Time: 16:17				
Sample (adjusted): 1977Q3 2010Q3				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
D81Q1	-0.2491	0.0441	1.0782	0.0052
D82Q183Q3	0.1656	0.0464	2.2389	0.0010
D02Q303Q2	0.1015	0.0446	-0.2441	0.0302
C	0.3751	0.0978	3.8340	0.0002
D_1	0.1084	0.0299	3.6255	0.0004
D_2	-0.0109	0.0292	-0.3730	0.7099
D_3	0.0329	0.0300	1.0960	0.2755
D_1993A2004	0.0281	0.0874	-2.8502	0.4090
D_1_D_1993A2004	-0.0109	0.0489	3.3875	0.8076
D_2_D_1993A2004	0.1039	0.0462	2.1952	0.0272
D_3_D_1993A2004	0.0476	0.0339	0.8289	0.2833
LOG_U(-1)	0.6723	0.0929	7.2367	0.0000
LOG_U(-2)	0.0952	0.1077	0.8840	0.3786
LOG_U(-3)	0.0301	0.1070	0.2814	0.7789
LOG_U(-4)	-0.0202	0.1065	-0.1898	0.8498
LOG_U(-5)	0.1859	0.1105	1.6820	0.0954
LOG_U(-6)	-0.1500	0.0860	-1.7431	0.0841
LOG_U_TRIPARTITA(-1)	0.0391	0.0235	1.6662	0.0985
LOG_U_TRIPARTITA(-2)	-0.0132	0.0318	-0.4157	0.6784
LOG_U_TRIPARTITA(-3)	-0.0179	0.0299	-0.5971	0.5516
LOG_U_TRIPARTITA(-4)	0.0104	0.0293	0.3554	0.7230
LOG_U_TRIPARTITA(-5)	-0.0309	0.0294	-1.0509	0.2956
LOG_U_TRIPARTITA(-6)	0.0010	0.0216	0.0472	0.9624
R-squared	0.9204	Mean dependent var	2.3417	
Adjusted R-squared	0.9045	S.D. dependent var	0.2644	
Durbin-Watson stat	2.0559	Prob(F-statistic)	0.0000	

**Gráfica B.9. Serie original, serie estimada y residuos del modelo**



**Cuadro B.15. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (sin cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	21.01536	(1, 110)	0
Chi-square	21.01536	1	0
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(12) + C(13) + C(14) + C(15) +	-0.186594	0.040703	
Restrictions are linear in coefficients.			

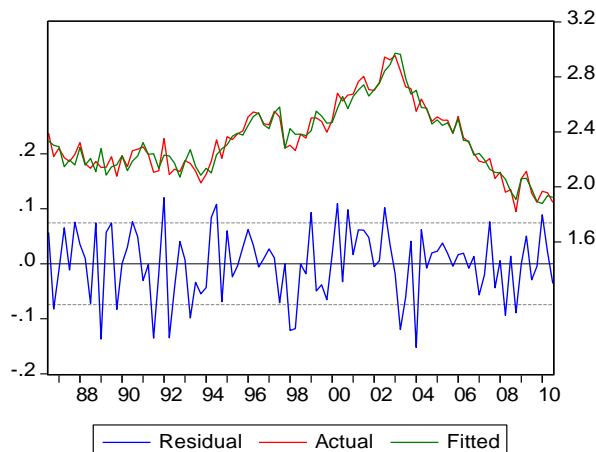
**Cuadro B.16. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (con cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.77386	(1, 110)	0.0179
Chi-square	5.77386	1	0.0163
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(11) + C(12) + C(13) + C(14) + C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22)	-0.151465	0.063035	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.17. Modelo E**

Modelo E				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/12/11 Time: 15:10				
Sample (adjusted): 1986Q3 2010Q3				
Included observations: 97 after adjustments				
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
D1997Q4	-0.2128	0.0795	-2.6756	0.0094
D02Q303Q2	0.1327	0.0510	2.6001	0.0115
D2009Q1	0.2274	0.0972	2.3405	0.0222
TRIPARTITA_2005	-0.0322	0.0321	-1.0024	0.3198
C	0.6850	0.3418	2.0040	0.0491
D_1	0.2908	0.3011	0.9661	0.3375
D_2	-0.7778	0.3119	-2.4939	0.0151
D_3	-0.0531	0.3015	-0.1762	0.8607
LOG_TASA_PARTICIP_REAL	0.2856	0.2585	1.1045	0.2733
D_1_LOG_TASA_PARTICIP_R	0.1693	0.2803	0.6039	0.5480
D_2_LOG_TASA_PARTICIP_R	-0.7654	0.2921	-2.6203	0.0109
D_3_LOG_TASA_PARTICIP_R	-0.1118	0.2788	-0.4009	0.6898
LOG_U(-1)	0.7608	0.1499	5.0769	0.0000
LOG_U(-2)	0.1093	0.1888	0.5792	0.5644
LOG_U(-3)	-0.0166	0.1875	-0.0885	0.9297
LOG_U(-4)	0.0010	0.1922	0.0051	0.9960
LOG_U(-5)	0.0748	0.1995	0.3746	0.7091
LOG_U(-6)	0.0320	0.1568	0.2039	0.8390
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-1)	-0.1238	0.1275	-0.9708	0.3351
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-2)	0.0562	0.1750	0.3209	0.7493
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-3)	0.0370	0.1688	0.2193	0.8271
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-4)	-0.0928	0.1837	-0.5052	0.6151
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-5)	0.1883	0.1826	1.0308	0.3064
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-6)	-0.2418	0.1394	-1.7350	0.0873
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-1)	-0.0128	0.0247	-0.5162	0.6074
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-2)	0.0075	0.0324	0.2321	0.8172
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-3)	-0.0074	0.0319	-0.2310	0.8180
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-4)	-0.0332	0.0321	-1.0341	0.3048
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-5)	0.0754	0.0322	2.3437	0.0221
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-6)	-0.0287	0.0237	-1.2099	0.2306
R-squared	0.9404	Mean dependent var	2.3400	
Adjusted R-squared	0.9146	S.D. dependent var	0.2541	
Durbin-Watson stat	2.1505	Prob(F-statistic)	0.0000	

**Gráfica B.10. Serie original, serie estimada y residuos del modelo**





**Cuadro B.18. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (sin cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.651078	(1, 67)	0.0045
Chi-square	8.651078	1	0.0033
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(13) + C(14) + C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22) + C(23) + C(24)	-0.215764	0.073357	
Restrictions are linear in coefficients.			

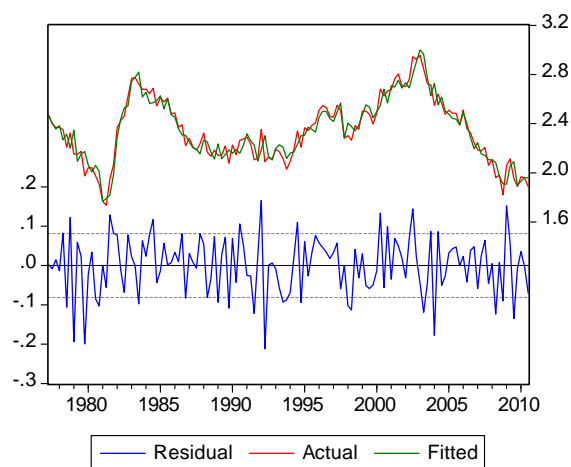
**Cuadro B.19. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (con cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	11.06862	(1, 67)	0.0014
Chi-square	11.06862	1	0.0009
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(13) + C(14) + C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22) + C(23) + C(24) + C(25) + C(26) + C(27) + C(28) + C(29) + C(30)	-0.21479	0.064561	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.20. Modelo F**

Modelo F				
Dependent Variable: LOG_U				
Method: Least Squares				
Date: 03/27/11 Time: 19:05				
Sample (adjusted): 1977Q2 2010Q3				
Included observations: 134 after adjustments				
Variable	Coefficiente	Error Est.	Estadístico t	Prob.
D81Q1	-0.2448	0.0882	-2.7751	0.0065
D82Q183Q3	0.1407	0.0372	3.7832	0.0003
D1997Q4	-0.1996	0.0847	-2.3578	0.0201
D02Q303Q2	0.0881	0.0460	1.9164	0.0579
SINDICATOS	0.0818	0.0722	1.1330	0.2596
TRIPARTITA_2005	-0.0632	0.0274	-2.3101	0.0227
C	0.4209	0.1759	2.3923	0.0184
D_1	-0.1037	0.1755	-0.5906	0.5560
D_2	-0.4063	0.1648	-2.4646	0.0152
D_3	-0.1583	0.1666	-0.9500	0.3442
LOG_TASA_PARTICIP_REAL	0.0256	0.1725	0.1485	0.8822
D_1_LOG_TASA_PARTICIP_R	-0.1931	0.1718	-1.1243	0.2633
D_2_LOG_TASA_PARTICIP_R	-0.4265	0.1617	-2.6376	0.0095
D_3_LOG_TASA_PARTICIP_R	-0.1917	0.1630	-1.1762	0.2420
LOG_U(-1)	0.8154	0.0395	20.6557	0.0000
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-1)	-0.0277	0.0393	-0.7047	0.4825
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-2)	0.0321	0.0424	0.7578	0.4502
LOG_U_INDICE_AFILIADOS(-3)	-0.0542	0.0313	-1.7335	0.0858
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-1)	0.0021	0.0247	0.0869	0.9309
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-2)	-0.0057	0.0326	-0.1748	0.8616
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-3)	-0.0028	0.0326	-0.0861	0.9315
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-4)	-0.0298	0.0326	-0.9146	0.3624
LOG_U_NEG_EMPRESAS(-5)	0.0519	0.0235	2.2049	0.0295
R-squared	0.9212	Mean dependent var	2.3426	
Adjusted R-squared	0.9056	S.D. dependent var	0.2636	
Durbin-Watson stat	2.3704	Prob(F-statistic)	0.0000	

**Gráfica B.11. Serie original, serie estimada y residuos del modelo**



**Cuadro B.21. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (sin cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	26.42889	(1, 111)	0
Chi-square	26.42889	1	0
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(15) + C(16) + C(17) + C(18)	-0.234385	0.045592	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.22. Prueba de suma de coeficientes autorregresivos igual a 1 (con cambio en la dinámica)**

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	27.44508	(1, 111)	0
Chi-square	27.44508	1	0
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
-1 + C(15) + C(16) + C(17) + C(18) + C(19) + C(20) + C(21) + C(22) + C(23)	-0.218734	0.041753	
Restrictions are linear in coefficients.			

**Cuadro B.23. Pruebas de diagnóstico**

Pruebas de diagnóstico (se muestra el p-valor)		Modelo							
		Inicial	Inicial corr	A	B	C	D	E	F
Prueba general de especificación de la media	Ramsey	0.5956	0.3005	0.2696	0.1604	0.1732	0.4126	0.2330	0.3071
Autocorrelación serial y heteroscedasticidad	ARCH	0.2331	0.4888	0.4533	0.1821	0.1819	0.2681	0.7837	0.4127
	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM	0.7576	0.4417	0.7176	0.8392	0.5315	0.3745	0.3804	0.7589
	White Heteroskedasticity	0.0037	0.0846	0.1464	0.6046	0.4826	0.5475	0.3804	0.2149
Normalidad	Jarque-Bera	0.8042	0.9109	0.8536	0.9219	0.7149	0.9220	0.2370	0.3646