

Persistencia en el Nivel de Desempleo: el Caso de Argentina (1980-2001)



PAULO JOSÉ REGIS
pauloregis.ar@gmail.com

CÓRDOBA, MAYO DEL 2002

ÍNDICE

1-INTRODUCCIÓN	2
2-EL DESEMPLEO EN ARGENTINA	2
3-RELACIÓN PRECIOS-DESEMPLEO: UNA CURVA DE PHILLIPS	55
4-EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE HISTÉRESIS	8
4.1-EL ANÁLISIS TRADICIONAL: MÍNIMOS CUADRADOS	8
4.2-UN CASO PARTICULAR: RAÍCES UNITARIAS	11
4.2.1-TEST AUGMENTED DICKEY-FULLER PARA RAÍCES UNITARIAS	13
4.2.2-ESTUDIO DEL CASO	15
4.3-BEAKPOINTS EN EL PROCESO GENERADOR DE DATOS	15
4.3.1-IMPICANCIAS TEÓRICAS DE LAS VARIABLES DICOTÓMICAS	16
4.3.2-PRUEBA F	17
4.3.3-CASO GENERAL	18
4.3.4-CASO GENERAL	20
CONCLUSIONES	21
5.1-PROBLEMAS DE CONSISTENCIA	21
5.2-EFECTO HISTÉRESIS	21
5.3-INFLACIÓN Y EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS	22
5.4-VARIABLES DUMMIES	22
BIBLIOGRAFÍA	23
APÉNDICE 1: CONSIDERACIONES TEÓRICAS SOBRE EL DESEMPLEO	4
3.1-DETERMINACIÓN DEL EQUILIBRIO. FACTORES DE LA OFERTA	5
3.2-ESTADO ESTACIONARIO (NAIRU). FACTORES DE LA OFERTA DE LARGO PLAZO	7
3.3-FLUCTUACIONES DEL DESEMPLEO. FACTORES DE DEMANDA	7
APÉNDICE 1: MODELOS DE CAMINATA ALEATORIA (RANDOM-WALK).	24
ANEXO 2: PROGRAMAS	25

1-INTRODUCCIÓN

Una de las problemáticas más graves que surgió en la presente década es la marcada tendencia creciente que muestra la tasa de desempleo, no solo por el desperdicio de recursos no utilizados, sino como indicador de inequidad en una sociedad donde cada vez son más los excluidos y desamparados del modelo.

En el presente trabajo, se intenta explicar el comportamiento de dicha variable, haciendo énfasis en la importancia del fenómeno de histéresis, o persistencia del desempleo, y de los quiebres estructurales (en especial cambios en la NAIRU de largo plazo) para el caso argentino; así como en la evolución natural a seguir en las técnicas econométricas a utilizar.

Con respecto a la actualidad de la problemática social asociada con la tasa de desempleo, presentamos una breve referencia en la sección 2.

En cuanto al marco teórico que nos servirá de base para explicar cual ha sido la evolución de las condiciones laborales de Argentina, será presentado en la sección 3. Se ha observado que si bien existe una amplia disponibilidad de trabajos empíricos que tratan de pormenorizar la explicación de los datos de que se dispone (donde el marco de referencia siempre ha sido la Encuesta Permanente de Hogares realizada por INDEC). Pero por lo general no se ha provisto de un marco teórico de partida, sino que se proponen técnicas econométricas generalizadoras.

En la sección 4 se presenta el estudio de los datos empíricos bajo distintos enfoques que pueden ser considerados como aproximaciones sucesivas a la problemática. Comenzamos por una regresión por mínimos cuadrados ordinarios (sección 4.1), la cual nos da los lineamientos iniciales para luego seguir con enfoques más avanzados.

A continuación planteamos la problemática de las raíces unitarias en los procesos estocásticos (sección 4.2), lo que rompe con el supuesto de estacionalidad de la serie. Se presenta el estadístico Augmented Dickey Fuller, se lo aplica y se plantea su implicancia para el fenómeno de histéresis. Si la variable desempleo es un proceso estocástico con raíz unitaria, se cumple la hipótesis de histéresis pura, donde la tasa efectiva de desempleo es igual a su valor en el período pasado más el efecto de shocks impredecibles (un proceso de ruido blanco). Dentro de la hipótesis de la histéresis pura, la NAIRU de largo plazo no existe.

Pero el estadístico mencionado posee limitaciones. En particular, es muy sensible a la presencia de quiebres estructurales exógenos y tiende a interpretarlos como endógenos. En la sección 4.3 se trata de descubrir cuales han sido los distintos quiebres estructurales que se han afectado a las distintas variables explicativas del modelo. Las dificultades del volumen de cálculos necesarios para encontrar dichos quiebres fue solucionado a través de programación en E-views. Valiéndose de la suma de cuadrados de los errores, se buscó aquellos quiebres que maximicen la probabilidad de quiebre estructural. Con ello se trata de mejorar paulatinamente la visión explicativa de la tasa de desempleo actual.

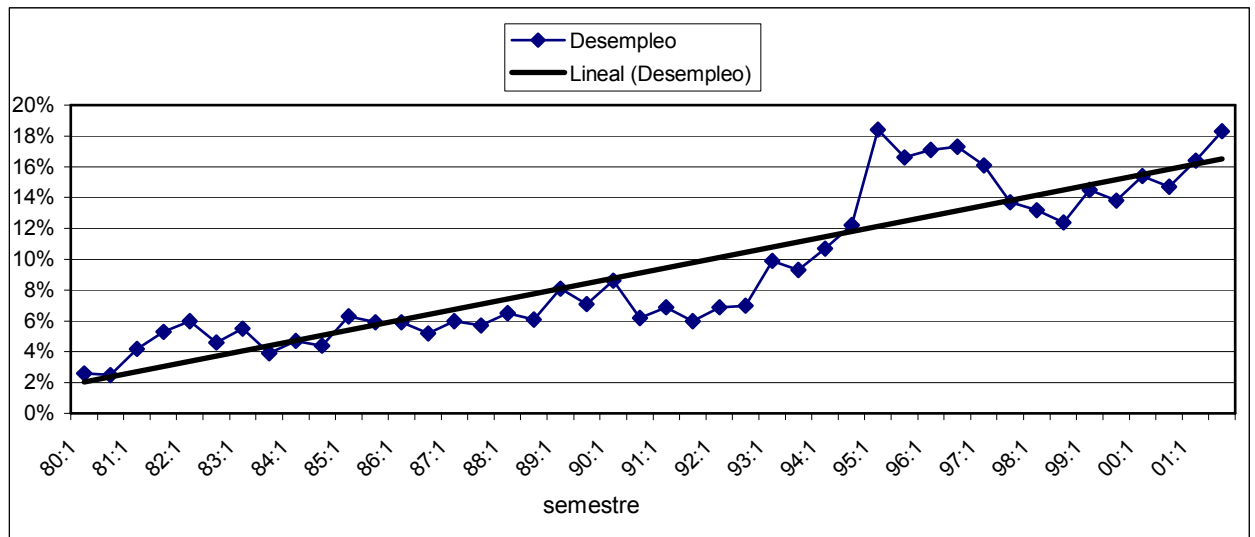
2-EL DESEMPLEO EN ARGENTINA

En Argentina se ha ido mutando de un perfil social más homogéneo e igualitario en el ingreso de la década del 50 hasta fines de los 80's; hacia una sociedad más eficiente, pero más segmentada entre ricos y pobres. El comienzo del proceso de empobrecimiento sucede en la hiperinflación de 1975 (con lo que se llamó el

Rodrigazo). A partir de 1990, la principal causa de la pobreza son los continuos programas de estabilización y ajuste estructural en el mismo período. El éxito de dichos planes se mide por la estabilidad de los precios, el tipo de cambio y el déficit público, sin embargo han provocado redistribución del ingreso regresiva, con costos sociales en desempleo y pobreza.

Durante la década pasada, la Argentina se ha caracterizado por un aumento significativo de la tasa de desempleo hasta situarse en niveles muy elevados y persistentes. Al ser un cambio persistente, ello hace pensar que se ha producido un cambio estructural en ella durante dicho período.

La explicación alternativa que podría proponerse es el cumplimiento de la hipótesis de histéresis pura, por la cual la tasa de desempleo actual es igual a la del período anterior más un variación que se debe a shocks exógenos impredecibles. Por supuesto que además del fenómeno de la histéresis pura, debe comprobarse la existencia de una serie prolongada de dichos shocks impredecibles que hayan sido desfavorables para nuestra economía.



La tasa de desempleo analizada corresponde a la Encuesta Permanente de Hogares que se realiza dos veces al año en 24 centros urbanos más importantes del país. Como puede observarse en el gráfico, la serie muestra una tendencia creciente a través del tiempo (línea negra), alcanzando su pico histórico de 18,5% en mayo de 1995 (1995:1).

Analizando la evidencia empírica de distintas economías del mundo, se ha observado en varios países un alto grado de persistencia en altas tasas de desempleo durante los 80's y 90's (se puede mencionar casos como España, Gran Bretaña y Europa en general en los 80's). Argentina se encuentra dentro de estos casos mencionados. En Europa las altas tasas de desempleo han sido asociadas con un incremento en la tasa natural o de largo plazo de desempleo.

Ello coloca a la Argentina dentro de un sombrío escenario, donde los costos sociales del desperdicio de los recursos humanos de la población son cada vez más elevados y provocan un continuo deterioro de las condiciones de vida y el surgimiento de los "nuevos pobres", incrementándose la proporción de habitantes por debajo de las líneas de pobreza e indigencia. Por ello es que queda la sensación de que las consecuencias de las políticas económicas llevadas a cabo durante la pasada década tendrán un efecto prolongado, dado que la serie de tiempo del desempleo muestra una

tendencia positiva, un echo que no se repite por lo general en la mayoría de los países del mundo.

El desempleo importa. Él reduce el producto, aumenta la desigualdad, erosiona el capital humano y provoca costos psicológicos a su población.

3- RELACIÓN PRECIOS-DESEMPLEO: UNA CURVA DE PHILLIPS

La relación directa entre la tasa de desempleo y la inflación puede observarse claramente en los datos empíricos sobre inflación y desempleo que se muestran en la tabla 1, realizando la regresión por mínimos cuadrados ordinarios de la siguiente ecuación¹:

$$p_t = a_1 U_t + a_2 p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde π es la tasa de inflación, U la tasa de desempleo y ε un proceso de ruido blanco. Los resultados, provistos por E-views, son los siguientes:

Dependent Variable: P
 Method: Least Squares
 Date: 05/13/02 Time: 18:16
 Sample(adjusted): 1980:2 2001:2
 Included observations: 43 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(U)	24.67068	11.79479	2.091659	0.0427
P(-1)	0.755344	0.099239	7.611348	0.0000
R-squared	0.478117	Mean dependent var		0.903578
Adjusted R-squared	0.465389	S.D. dependent var		1.682251
S.E. of regression	1.230014	Akaike info criterion		3.297323
Sum squared resid	62.03028	Schwarz criterion		3.379239
Log likelihood	-68.89244	F-statistic		37.56173
Durbin-Watson stat	1.924942	Prob(F-statistic)		0.000000

Como vemos, si bien es cierto que los valores del estadístico R-cuadrado y R-cuadrado ajustado son demasiado bajos, el estadístico F muestra que se rechaza la hipótesis nula de que todos los coeficientes son iguales a “0”, y los estadísticos t observados muestran que a_1 y a_2 son estadísticamente significativos (en todos los casos el nivel de significancia adoptado es del 5%). Ello implica que si bien la relación presentada en (1) no es la adecuada, se apunta en la dirección correcta al relacionar la inflación con el desempleo y existe una asociación directa entre ellas.

Cuando una creciente demanda reduce el desempleo, se producen presiones inflacionarias; las empresas puján por factor trabajo y se produce el escenario propicio para reclamos salariales, sumándose a las presiones inflacionarias. Si las presiones inflacionarias son lo suficientemente fuertes, se pone en movimiento la espiral de salarios-precios.

Pero una inflación creciente solo se mantendrá si la política de financiamiento del estado no es estable. Si es estable, la inflación creciente provocará un aumento del desempleo, el cual detendrá la inflación creciente y ambos, desempleo e inflación, se estabilizarán. El nivel de desempleo a la cual la inflación se estabiliza es el nivel de

¹ Se optó por incluir la inflación en diferencias, ya que de esta forma se obtiene como términos de perturbaciones un proceso que representa ruido blanco.

equilibrio de desempleo². Pero le toma un período considerable al desempleo volver a ese nivel estable.

Por otro lado, no es cierto que una vez que el desempleo ha aumentado, la inflación empieza a caer y continúa cayendo hasta que el desempleo vuelva a su nivel original. Esto se debe a que las presiones inflacionarias se reducen no solo por el efecto de altos niveles de desempleo, sino también por el efecto de un crecimiento del desempleo en relación a sus valores pasados. Por ello, la inflación no solo depende del nivel de desempleo, sino por sus valores pasados (término de histéresis).

La inflación depende de si el desempleo está cayendo o aumentando por dos razones principales:

Si el desempleo está subiendo, hay gente que está perdiendo su trabajo, por lo tanto los empleados que mantienen sus empleos, por temor a perderlo, no realiza reclamos salariales y sólo intenta mantener la estabilidad de su trabajo. Lo opuesto también es cierto.

Si el desempleo esta subiendo, parte de los desempleados de este año se encontraba trabajando el año pasado (no forman parte del desempleo acumulado por largo período), por lo que no se ha visto afectado su capital humano y los empleadores se encuentran ante una abundante oferta de trabajadores en buenas condiciones. Por lo tanto, los niveles de desempleo serán menos efectivos en controlar la inflación. Lo opuesto también es cierto.

Resumiendo, las presiones inflacionarias sobre los precios y salarios depende tanto de los niveles actuales de desempleo como de sus niveles pasados. Tomando como punto de partida las consideraciones anteriores, nos encontramos en condiciones de empezar a definir nuestro modelo. El marco analítico del modelo se presenta de forma completa en el apéndice 1 del presente trabajo y en las distintas secciones solo se recurre a las formulaciones generales.

4-EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE HISTÉRESIS

4.1-EL ANÁLISIS TRADICIONAL: MÍNIMOS CUADRADOS

En términos de política económica, el fenómeno de la histéresis o persistencia del desempleo implica que una vez que el desempleo ha aumentado no es posible hacer que vuelva al nivel de la NAIRU de largo plazo en el corto plazo, sin un incremento permanente del nivel de inflación. Solo si se deja pasar el tiempo se puede reducir gradualmente hasta volver a la NAIRU, sin incrementar la inflación. Ello se puede observar tanto en (11) –apéndice 1-, como en la curva de Phillips de corto plazo (6). Si bien es cierto que es más complicado en (11) ya que se encuentra incluido dentro de m , ya que dicha variable se refiere al logaritmo natural del PBI nominal.

Por lo tanto el fenómeno de la histéresis nos ayudaría a comprender porque no cayó el nivel de desempleo de Argentina a los niveles registrados en la década de los 80's y porque dicha serie muestra una tendencia positiva en el tiempo (ver gráfico de la sección 2).

² Este concepto de equilibrio no tiene nada que ver con el concepto de vaciamiento del mercado, sino que es el nivel al que vuelve el desempleo cuando el sistema vuelve de una perturbación.

El encontrar evidencia empírica a favor de la existencia del fenómeno de la histéresis en el comportamiento del desempleo es ir en la dirección correcta para entender el fenómeno de la persistencia de altas tasas de desempleo

Tabla 1: Tasas de desempleo y de inflación y PBI real (base 1993) semestrales

semestre	desempleo	PBI real	Inflación	semestre	desempleo	PBI real	Inflación
		205489		1991:1	6.90%	209440	69.88%
1980:1	2.60%	207236	32.36%	1991:2	6.00%	222349	8.31%
1980:2	2.50%	213606	32.23%	1992:1	6.90%	233346	10.45%
1981:1	4.20%	203715	46.98%	1992:2	7.00%	229324	6.43%
1981:2	5.30%	197056	131.28%	1993:1	9.90%	241871	5.49%
1982:1	6.00%	189228	42.96%	1993:2	9.30%	245132	1.78%
1982:2	4.60%	203913	116.66%	1994:1	10.70%	257477	1.22%
1983:1	5.50%	203029	103.18%	1994:2	12.20%	257342	2.60%
1983:2	3.90%	206143	162.67%	1995:1	18.40%	248094	1.06%
1984:1	4.70%	209049	158.96%	1995:2	16.60%	244468	0.54%
1984:2	4.40%	212935	204.29%	1996:1	17.10%	260752	-0.65%
1985:1	6.30%	194322	303.86%	1996:2	17.30%	267020	0.71%
1985:2	5.90%	200951	20.19%	1997:1	16.10%	281770	0.17%
1986:1	5.90%	205840	24.88%	1997:2	13.70%	287515	0.16%
1986:2	5.20%	211239	45.67%	1998:1	13.20%	301208	0.98%
1987:1	6.00%	214986	44.16%	1998:2	12.40%	286268	-0.32%
1987:2	5.70%	211149	90.62%	1999:1	14.50%	286412	-1.04%
1988:1	6.50%	213145	121.21%	1999:2	13.80%	283566	-0.78%
1988:2	6.10%	205399	120.48%	2000:1	15.40%	285275	-0.37%
1989:1	8.10%	195906	612.99%	2000:2	14.70%	278092	-0.36%
1989:2	7.10%	198237	604.58%	2001:1	16.40%	284796	0.05%
1990:1	8.60%	189277	715.86%	2001:2	18.30%	248356	-1.59%
1990:2	6.20%	203747	76.98%				

Fuente: Elaboración propia en base a datos obtenidos del ministerio de economía (www.mecon.gov.ar), el Banco Central y el INDEC (www.indec.mecon.gov.ar).

Empezaremos por estimar, con los datos de la tabla 1, la ecuación (11) a través de mínimos cuadrados ordinarios, realizando una modificación a la misma. Dijimos que m es el logaritmo natural del PBI nominal, el cual es igual a la suma del logaritmo natural del nivel de precios (p) más el logaritmo natural del PBI real (y), por lo que (11) es equivalente a:

$$\Delta m = \Delta p + \Delta y$$

$$U = \frac{(\gamma_1 + \beta_1) U_{LP}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2 + 2\lambda) U_{-1}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} - \frac{2(\Delta p + \Delta y - \Delta p_{-1})}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} \quad (12)$$

Suponiendo que la NAIRU de largo plazo no sufrió cambios estructurales durante el período, (12) se puede expresar como:

$$U = C(U_{LP}) + \delta_1 U_{-1} - \alpha \Delta y - \alpha \Delta p + \alpha \Delta p_{-1}$$

Donde la ordenada al origen depende de la NAIRU de largo plazo (la cual supusimos constante). La ecuación (11) responde a las especificaciones realizadas en nuestro modelo, donde la inflación sigue un proceso random-walk y los mark-ups de los price-setters y wage-setters solo dependen de la tasa de desempleo con un rezago. Al

analizar los datos, se estimará una formulación mas general en donde el efecto histéresis no solo se deba al desempleo rezagada una vez, si no de forma genérica:

$$U = C(U_{LP}) + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i U_{-i} - \alpha \Delta y - \alpha \Delta p + \alpha \Delta p_{-1} \quad (13)$$

Para ello utilizaremos el programa E-views 3.1. Al realizar la regresión, optaremos por incluir tantos rezagos de la tasa de desempleo como sean necesarios para que el proceso generador de los residuos responda a ruido blanco.

Dependent Variable: U				
Method: Least Squares				
Date: 05/17/02 Time: 03:39				
Sample(adjusted): 1981:2 2001:2				
Included observations: 41 after adjusting endpoints				
U=C(1)+C(2)* U(-1)+C(3)*U(-2)+C(4)*U(-3)-C(5)*Y-C(5)*P+C(5)*P(-1)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.005516	0.005453	1.011557	0.3185
C(2)	0.880407	0.158071	5.569691	0.0000
C(3)	0.380376	0.194361	1.957056	0.0581
C(4)	-0.288159	0.158296	-1.820381	0.0770
C(5)	-0.002799	0.001755	-1.594657	0.1195
R-squared	0.907221	Mean dependent var		0.097268
Adjusted R-squared	0.896913	S.D. dependent var		0.046701
S.E. of regression	0.014994	Akaike info criterion		-5.448446
Sum squared resid	0.008094	Schwarz criterion		-5.239473
Log likelihood	116.6931	F-statistic		88.00504
Durbin-Watson stat	1.860983	Prob(F-statistic)		0.000000

Donde U (desempleo) es la variable explicada, la cual depende de la tasa de inflación del período actual (P) y del período anterior (P(-1)), el incremento en el logaritmo natural del PBI real (Y) y los valores pasados de la tasa de desempleo. Se optó por incluir tres rezagos de U, ya que se verifica que los residuos se distribuyen como ruido blanco.

Como paso previo, se eliminó la tendencia temporal del PBI real al llevar a cabo la regresión entre la serie del logaritmo natural del PBI y el tiempo. Por lo tanto, la serie “Y” corresponde a los residuos de la anterior regresión.

Con respecto al porcentaje explicado por las variables independientes elegidas, vemos que ha mejorado mucho (con respecto a (1)), superando el 90% de la variación total del desempleo y un estadístico F favorable que muestra la significancia global de la regresión.

Pero es el estadístico t, cuya hipótesis nula establece que el parámetro es igual a cero, el que demuestra las falencias de nuestro modelo. Solo en el caso de la variable desempleo rezagada un período se demuestra que su coeficiente es estadísticamente significativo. Ello es un claro indicio de la importancia del fenómeno de la histéresis para explicar las variaciones del desempleo.

En el caso de los otros dos rezagos del desempleo, solo si se relaja el nivel de confianza lo suficiente (hasta 90%) se puede rechazar la hipótesis nula. Las otras variables explicativas (inflación y PBI) no pueden superar dicha prueba, por lo que no pudo rechazar la hipótesis nula, por lo que no se encontraron pruebas suficientes de que sus coeficientes sean distintos a “0”.

Por último, el resultado más adverso para las consideraciones teóricas presentadas en el apartado 3, es que también es rechazada la hipótesis de que la ordenada al origen

sea significativa (aún para un nivel de confianza del 90%), por lo que la NAIRU de largo plazo no sería un determinante de importancia del desempleo en Argentina., por lo menos para el período actual.

4.2-UN CASO PARTICULAR: RAÍCES UNITARIAS

El procedimiento recién descrito para analizar la información disponible en las series de tiempo puede ser objeto de ciertas críticas, ya que supone implícitamente que dicha serie de tiempo explicada es estacionaria.

Un proceso estocástico es (débilmente) estacionario si su media y varianza se mantienen constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia o rezago entre dos períodos de tiempo y no del período en que se ha calculado la covarianza. En símbolos:

$$\begin{aligned}
 1- E(X_t) &= u < \infty \quad \forall t \\
 2- \text{cov}(X_t, X_{t-h}) &= E((X_{t-u}-u)(X_{t-h-u}-u)) = \gamma < \infty \quad \forall t, \forall t+h \\
 &\text{si } h=0 \rightarrow \text{cov}(X_t, X_{t-h}) = \sigma^2 \\
 &\text{si } h \neq 0 \rightarrow \text{cov}(X_t, X_{t-h}) = \gamma_h
 \end{aligned}$$

Si comparamos dos valores de la realización X_t y X_{t+k} , ambos deben poseer los mismos valores para la media, varianza y covarianzas. Si se cumplen estas condiciones de estacionalidad, se puede utilizar la metodología tradicional de mínimos cuadrados para estudiar las series.

Cuando una serie es no estacionaria, por lo general es posible transformarla para obtener una serie estacionaria, pero la metodología a seguir depende del caso que se presente

En el caso de que no se cumpla la condición de que la media sea un valor constante y finito (pero se cumplan los otros dos supuestos), la metodología a seguir es la separación la tendencia de largo plazo del componente cíclico³. Ello se logra al realizar una regresión entre la variable y el tiempo, obteniéndose los residuos y utilizando dichos residuos como una serie estacionaria (ya que se ha eliminado la influencia de la tendencia). Por ejemplo, esta fue la metodología que se siguió para obtener la serie Y (logaritmo natural del PBI real, eliminada la tendencia).

Nuestro modelo no permite la existencia de una tendencia temporal en la variable desempleo, por lo que no surgiría dicha problemática. Después de todo, sería imposible que la tasa de desempleo mantuviera una tendencia lineal de forma indefinida, ya que no es posible que supere el valor 100%. Es por ello que no se incluyó una tendencia en la estimación por mínimos cuadrados.

Pero existe otro caso en que no se cumplen los supuestos de estacionalidad (débil) y es cuando el proceso estocástico posee una raíz unitaria. En dicho caso la varianza es también temporalmente dependiente y crece hasta infinito. Por lo tanto ya no basta con eliminar la influencia de la tendencia en la media⁴, ya que no se soluciona el problema de la varianza. La metodología a seguir es obtener las primeras diferencias de la serie, la cual es estacionaria. En el caso de que posea dos raíces unitarias, se debe diferenciar dos veces.

Partamos del siguiente proceso estocástico:

³ Obviamente que existe el supuesto implícito de que la media sigue una tendencia determinística, lineal.

⁴ Se debe ser cuidadoso al realizar dicha afirmación, ya que también es posible que la tendencia de la media sea estocástica, por lo que el problema se complica.

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Donde ε es ruido blanco. Si deseáramos testear la hipótesis nula $a_1=0$, como se cumplen los supuestos de estacionalidad, podemos recurrir a mínimos cuadrados ordinarios. Los supuestos de estacionalidad se cumplen debido a que ε es ruido blanco y $|a_1|<1$.

La situación es muy diferente si se desea testear la hipótesis nula $a_1=1$. Ahora bajo la hipótesis nula, el proceso generador de datos de “y” es no estacionario (para ver la demostración dirigirse al Apéndice 2, donde se analiza este caso en particular, denominado random-walk). La varianza se vuelve infinita a medida que el tiempo aumenta. Por ello tanto, bajo el supuesto de que se cumple la hipótesis nula, es inapropiado utilizar métodos estadísticos clásico.

Si la hipótesis H_0 es verdadera, el proceso posee una raíz unitaria.

Volviendo a (12), y considerando nuestro supuesto sobre la generación de las expectativas inflacionarias, tenemos:

$$\begin{aligned} \Delta p &= \Delta p_{-1} + \varepsilon_t \Rightarrow \Delta p - \Delta p_{-1} = \varepsilon_t \\ U &= \frac{(\gamma_1 + \beta_1) U_{LP}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2 + 2\lambda) U_{-1}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} - \frac{2(\Delta y + \varepsilon_t)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} \\ U &= \frac{(\gamma_1 + \beta_1) U_{LP}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2 + 2\lambda) U_{-1}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} - \frac{2(\Delta y)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} + \theta_t \end{aligned}$$

Donde θ es un proceso de ruido blanco. Despreciando la importancia de las variaciones de Y en la tasa de desempleo:

$$U = \frac{(\gamma_1 + \beta_1) U_{LP}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2 + 2\lambda)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} U_{-1} + \theta_t \quad (14)$$

Que puede expresarse como,

$$U = C(U_{LP}) + \delta_1 U_{-1}$$

El cual responde a la forma de (13), si le agregamos una constante, la cual en nuestro caso es de suma importancia, ya que dicha constante depende de la NAIRU de largo plazo.

La hipótesis de la existencia de una raíz unitaria en el proceso generador de datos de la tasa de desempleo (llamada hipótesis de histéresis pura) implicaría que no se cumplen los supuestos de estacionalidad.

Volviendo a (14), vemos que la histéresis pura solo se daría si β_1 y γ_1 son iguales a “0” (ya que no pueden asumir valores negativos). Ello también implicaría que la NAIRU de largo plazo no posee ninguna influencia en la determinación de la tasa efectiva de desempleo. No sería un resultado interesante, ya que uno de los pilares fundamentales de nuestro modelo es que existe un nivel de desempleo que prevalece en el largo plazo.

Si se corrobora la existencia de una raíz unitaria, prevalecerá la tasa de desempleo del período pasado, y solo se producirían variaciones debido a la existencia de shocks estocásticos (como los provocados por las mejoras tecnológicas)

4.2.1-TEST AUGMENTED DICKEY-FULLER PARA RAÍCES UNITARIAS

Empezaremos por un caso simple. Consideremos un proceso autorregresivo de orden 1 AR(1):

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde ε_t es ruido blanco, μ y ρ son parámetros. La estacionalidad de la variable y_t depende del valor de ρ .

$|\rho| < 1$. La serie es estacionaria y puede tratarse a través de modelos simples.

$|\rho| = 1$. La serie es no estacionaria, del tipo random walk, con una raíz unitaria. La varianza de y_t aumenta con el tiempo y tiende a infinito.

$|\rho| > 1$. La serie es no estacionaria, explosiva. En dicho caso, la serie mostrará tanto una varianza como una media creciente en el tiempo.

Como las series explosivas no tienen sentido económico, se asume que el comportamiento de la variable responde a un proceso estocástico del primer o segundo tipo. Por lo tanto la hipótesis de que la serie sea estacionaria puede ser evaluada a través de un test que establezca si el valor absoluto de ρ es menor a uno. En símbolos:

$$H_0: \rho = 1 \quad H_1: \rho < 1$$

No se contempla el caso en que sea mayor a uno porque no tiene sentido económico hablar de procesos explosivos, es por ello que ni la hipótesis nula ni la alternativa mencionan dicho caso.

El test se desarrolla estimando la ecuación original a través de mínimos cuadrados ordinarios, restando en cada termino y_{t-1} :

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15) \quad \text{donde } \gamma = \rho - 1$$

Y las hipótesis se convierten de forma equivalente en:

$$H_0: \gamma = 0 \quad H_1: \gamma < 0$$

Siendo el estadístico:

$$t = \frac{\hat{\rho}}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}}$$

Si bien puede dar la sensación de que dicho estadístico puede responder a una distribución t-student estándar, si la hipótesis nula es verdadera, ello no se cumple. Lo que fue demostrado por Dickey y Fuller en su trabajo "Distribution of the Estimators for Autorregresive Time Series with a Unit Root" (Journal of the American Statistical Association, N° 74, pág. 427-431, año 1979). Estos mismos autores llevaron adelante simulaciones por la técnica de Monte Carlo⁵ y tabularon valores críticos para el estadístico.

Pero el caso anterior corresponde al más simple que se puede encontrar, si la serie responde a un proceso AR(1). Si la serie posee correlaciones de mayor orden, el supuesto de ruido blanco no se cumple y el test ADF debe hacer una corrección paramétrica. Se supone que la serie posee un proceso AR(p) y se ajusta la metodología; agregando términos en diferencias rezagados de mayor orden en la variable dependiente:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Esta modificación no altera afecta la distribución asintótica del estadístico t, por lo que el mismo es independiente del número de rezagos. Es más, puede demostrarse que

⁵ Dichos valores críticos fueron ampliados posteriormente por Mac Kinnon en "Critical values for Cointegration Tests" (editado por Engle, R. y Granger, C. en 1991, Oxford University Press) capítulo 13.

dicha distribución del estadístico t tampoco se modifica si en vez de un proceso AR(p) suponemos un proceso MA(p) o ARMA(p,q) para el término de perturbaciones.

Por lo tanto, al querer llevar adelante la regresión de (15), debemos verificar primero que el término de perturbaciones sea ruido blanco. Si dicho supuesto no se verifica⁶, debemos agregar a dicha ecuación tantos rezagos de Δy como sean necesarios para que se compruebe que es efectivamente ruido blanco.

El test ADF te permite también optar por incluir tanto una constante (ordenada al origen) como una tendencia temporal lineal, pero ello depende del investigador. Por lo tanto, se pueden analizar 3 modelos (forma genérica):

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad \text{donde } \gamma = a_1 - 1$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Siendo el estadístico:

$$\tau = \frac{\hat{a}_1}{\hat{\sigma}_{a_1}}$$

El problema es que la distribución del estadístico t bajo la hipótesis nula sí depende de la elección que hallamos hecho de incluir una ordenada al origen o una tendencia lineal.

Si bien los dos primeros son casos particulares del tercero, se debe ser cuidadoso ya que al incluir tanto la constante como la tendencia el test pierde poder. La recomendación que se suele hacer es optar por incluir tanto la tendencia como la constante si la serie muestra seguir cierta tendencia; incluir solo la constante si la serie parece no mostrar una tendencia, pero fluctuar alrededor de una media no nula; y no incluir ninguno de los dos elementos si la serie no muestra una tendencia y parece fluctuar alrededor de “0”.

El test que provee E-views brinda tres valores críticos (para grados de significancia del 1%, 5% y 10%) y un valor observado. Si este último es mayor al valor crítico elegido en valor absoluto, se rechaza la hipótesis nula; de lo contrario no puede rechazársela.

4.2.2-ESTUDIO DEL CASO

A continuación desarrollaremos la prueba de ADF para la serie de desempleo semestral de la tabla 1. Como el modelo presentado no tiene en cuenta la existencia de una tendencia, optaremos solo por incluir una ordenada al origen. La ecuación a estimar es:

$$\Delta U_t = C(U_{LP}) + \phi_1 U_{t-1} \sum_{i=1}^K \phi_{i+1} \Delta U_{t-i} + \theta_t \quad \text{tal que } \phi_1 = 1 - \delta_1$$

El valor de K se establecerá de tal forma que los residuos se comporten como ruido blanco. Para ello se recurrirá nuevamente al correlograma que provee E-views.

El valor elegido fue K=2, por lo que tenemos:

$$\Delta U_t = C(U_{LP}) + \phi_1 U_{t-1} + \phi_2 \Delta U_{t-1} + \phi_3 \Delta U_{t-2}$$

Los valores observados y críticos son:

ADF Test Statistic	-0.586337	1% Critical Value*	-3.5973
		5% Critical Value	-2.9339

⁶ En este caso ε_t es un proceso ARMA(p,q)

10% Critical Value -2.6048

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Por lo tanto no se puede rechazar la hipótesis de que la serie no es estacionaria porque posee una raíz unitaria, para los tres valores críticos.

A continuación procedemos a testear la misma ecuación, pero con la serie formada por las primeras diferencias de la tasa de desempleo. En este caso el valor de K que asegura que los residuos sean ruido blanco es 1. El output obtenido es:

ADF Test Statistic	-3.388734	1% Critical Value*	-3.5973
		5% Critical Value	-2.9339
		10% Critical Value	-2.6048

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

En este caso, vemos que si bien no podemos rechazar H_0 para un nivel de confianza del 99%, para el 95% si se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, con un nivel de confianza del 95% podemos concluir que la serie de las primeras diferencias de la tasa de desempleo es una serie estacionaria. En consecuencia, la serie a nivel de la tasa de desempleo posee una raíz unitaria. El test ADF muestra que en Argentina se corrobora la existencia del fenómeno de la histéresis pura.

4.2.3-TEST PARA RAÍCES UNITARIAS, INCLUYENDO BREAKPOINTS

4.2.3.1-LITERATURA EMPÍRICA: AVANCES DESDE 1980

En 1982, Nelson y Plosser estudiaron la existencia de raíces unitarias en el proceso generador de datos de 14 variables macroeconómicas de USA. Para ello utilizaron el test ADF (Augmented Dickey-Fuller) y los resultados obtenidos fueron favorables a la existencia de raíces unitarias. Ello significaba un giro total en la consideración metodológica siendo una prueba concreta en favor de los modelos de raíces unitarias y en contra de los modelos de tendencia determinística.

Se generó un fuerte consenso en la literatura de que la metodología de raíces unitarias era la adecuada, hasta que Perron (1989) pone en duda la importancia de dichos avances al descubrir que si se producen quiebres estructurales en los procesos generadores de las series, los test ADF se encuentran sesgados a la aceptación de la hipótesis nula. Ello se debe a que el quiebre estructural (de naturaleza exógena) es interpretado como un factor endógeno y su efecto es permanente.

En su trabajo, Perron desarrolla un nuevo test de raíz unitaria, incluyendo ciertas variables dicotómicas que le permiten percatarse de la existencia de quiebres estructurales. Aplicando este nuevo test al trabajo de Nelson y Plosser, llega a la conclusión de que al incluir los quiebres estructurales, se rechaza la existencia de raíces unitarias en la mayoría de las variables.

En trabajos para la Argentina que destacan la importancia de la consideración de los quiebres estructurales en el proceso generador de datos, podemos mencionar a Arrufat, Diaz Cafferata y Figueras (1998) en la que se estudia el comportamiento de la tasa de desempleo en Argentina y la posibilidad de la existencia de raíces unitarias; y a Utrera (2001) donde se estudia el comportamiento del PBI y PBI per cápita y la posibilidad de que existan raíces unitarias y quiebres estructurales

También se destaca Arrufat, Diaz Cafferata, Figueras y Utrera (1999) en donde se analiza la posibilidad de que existan quiebres estructurales en la tasa de desempleo argentina. Para ello elaboran un test (con cuatro modelos alternativos) donde proponen

como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria, dado que se ha producido un quiebre estructural. Con respecto al trabajo de Perron (y siguiendo los lineamientos de Zivot y Andrews (1992), trabajo de importante repercusión en toda la década de los 90's), se incurre en una mejora metodológica, ya que el quiebre estructural no es impuesto de forma exógena por el investigador, sino que (recurriendo a programación) se elige por el quiebre estructural que minimiza la posibilidad de raíz unitaria (el menos favorable para H_0). Arrufat (99) llega a la conclusión de que la serie de desempleo nacional posee un quiebre estructural (en los cuatro modelos alternativos presentados) y bajo dichas condiciones no sería un proceso de raíz unitaria.

El problema principal de seguir esta metodología es que la decisión de cual es el número de quiebres estructurales sufrió la serie estudiada sigue dependiendo del observador, en forma exógena.

4.2.3.2. ESTUDIO DEL CASO

A continuación, se testeará la presencia de raíces unitarias, teniendo en cuenta, como hipótesis alternativa, la existencia de una serie estacionaria, pero con un quiebre estructural. Para ello, se recurre nuevamente a programación en E-views.

El programa consiste en un generador de dummies, que permiten estimar la ecuación de la sección 4.2.2, pero incluyendo un quiebre estructural en el año dd. Esta estimación se realiza para todos los años posibles en que puede realizarse el quiebre y se opta por aquel más favorable para rechazar la hipótesis nula. Es decir, se maximiza la posibilidad de que se rechace la presencia de un quiebre unitario. Los valores críticos son (al igual que la sección 4.2.2):

1% Critical Value*	-3.5973
5% Critical Value	-2.9339
10% Critical Value	-2.6048

Y el valor de t_{min} proporcionado por el programa es: $0(-3,0281)$; el cual corresponde al quiebre estructural el primer semestre de 1994. Por lo tanto, para un nivel de confianza del 95%, se rechaza la hipótesis de que existe una raíz unitaria en el proceso generador de datos.

Sin embargo, todavía no podemos concluir que efectivamente el quiebre estructural ocurrió en el primer semestre de 1994

Se optó por incluir tres rezagos ya que ello aseguraba que los residuos fueran ruido blanco.

4.3-BEAKPOINTS EN EL PROCESO GENERADOR DE DATOS

4.3.1-IMPICANCIAS TEÓRICAS DE LAS VARIABLES DICOTÓMICAS

En la ecuación (13) observamos 3 causas o efectos de las variaciones de la tasa efectiva de desempleo:

Efecto histéresis: que se encuentra reflejado en los rezagos de U incluidos

Efecto shock de demanda: que se refleja en las variaciones de y y p (y su rezago).

Pero al saber que se han producido quiebres estructurales, es necesario hacer explícita dicha posibilidad. El objetivo es incluir dentro de los determinantes del desempleo a las variaciones de los coeficientes C , α , y δ_i de (13).

Para ello, se incluirá en dicha ecuación variables dummies o dicotómicas que permitan diferenciar temporalmente a las variables explicativas en pertenecientes al período anterior y posterior al quiebre estructural. Por lo tanto el modelo estimado (con tres rezagos en la variable desempleo⁷) es:

$$U_t = C_1(U_{LP}) + C_2(U_{LP})du(C)_t + \sum_{i=1}^3 [\delta_i U_{-i} + du(\delta)_t \Omega U_{-i}] - \alpha \Delta y_t - du(\alpha)_t \eta \Delta y_t - \alpha \Delta p_t - du(\alpha)_t \eta \Delta p_t + \alpha \Delta p_{t-1} + du(\alpha)_t \eta \Delta p_{t-1} \quad (16)$$

Donde tenemos al desempleo efectivo en función de 3 variables independientes (y , U_{LP} y p), 3 rezagos de la propia tasa de desempleo y 1 rezago de la tasa de inflación (que refleja el mecanismo formador de las expectativas inflacionarias). Posee 10 parámetros, 5 que son los originales (C_1 , δ_1 , δ_2 , δ_3 , y α) y 5 nuevos (C_2 , Ω_1 , Ω_2 , Ω_3 y η); y 3 variables dicotómicas.

Por cada uno de los parámetros originales se ha incluido un nuevo parámetro que representará el incremento producido en el parámetro original después de haberse producido un quiebre estructural. Las variables dummies nos permiten diferenciar en cada serie las observaciones que corresponden a los períodos posteriores del quiebre de las observaciones previas.

Se han incluido solo tres dummies ya que se supone que las alteraciones de los coeficientes δ_i , que afectan al efecto histéresis, se deben producir en el mismo período. Es decir que un cambio estructural en el efecto histéresis, si bien modifica a δ_i en distintas formas, dichas modificaciones se deben producir en el mismo período.

La inclusión de una dummy en la ordenada al origen permite agregar a los efectos sobre la tasa efectiva de desempleo ya mencionados (efecto histéresis y efecto shocks de demanda) un tercer factor: el efecto shocks de oferta, que se reflejan en una variación de la ordenada al origen. Por lo tanto se ha mejorado la capacidad explicativa del modelo.

Una modificación de la NAIRU de largo plazo, o shock de oferta, se produce por una modificación las condiciones del mercado de trabajo y se refleja por un desplazamiento de a ordenada al origen. El parámetro C_i refleja cual ha sido la magnitud de dicho desplazamiento.

4.3.2-PRUEBA F

En la sección 4.2.3.2. se testeó la existencia de raíz unitaria vs la existencia de un quiebre estructural. Se llegó a la conclusión de que se rechazaba la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria a favor de la presencia de un quiebre estructural. Para ello se propuso que la elección de cuando se produjo el quiebre sea determinada por la maximización del estadístico t no estandarizado. Con ello se lograba proponer el caso más desfavorable posible al testear la presencia de raíz unitaria.

Sin embargo, el test utilizado no es el correcto para establecer cuando efectivamente se produjo el quiebre estructural. En cambio, nosotros utilizaremos la prueba F de mínimos cuadrados restringidos. Dicha prueba se compara el modelo

⁷ Nuevamente la inclusión de tres rezagos como efecto histéresis responde a que con ello se asegura que los residuos sean ruido blanco.

original con un “modelo restringido” que surge de incluir en el modelo original las restricciones que se están analizando. Es decir, el modelo restringido surge del modelo original, si la hipótesis nula es verdadera.

Los pasos a seguir son:

Paso 1: Se estima el modelo más general sin restricciones y se obtiene la suma de los cuadrados de los errores (SCE_{gral}).

Paso 2: A continuación se plantea la hipótesis nula, las restricciones que se desean estudiar. Luego se introducen las restricciones dentro el modelo original, se lo estima y se obtienen la suma de los cuadrados de los errores (SCE_{restr}).

Paso 3: Se calcula el valor del estadístico observado

El estadístico de esta prueba se define como:

$$F(\text{obs}) = \frac{\frac{[\text{SCE}_{\text{restr}} - \text{SCE}_{\text{gral}}]}{Q}}{\frac{\text{SCE}_{\text{gral}}}{T - S}}$$

Donde T es el número de observaciones, Q el número de restricciones que se detallan en la hipótesis nula y S el número de parámetros que se estima en el modelo general. Si la hipótesis nula es verdadera, el estadístico posee una distribución F con grados de libertad de (Q, T-Q).

Si el valor observado es mayor al valor crítico elegido, se rechaza la hipótesis nula. Al rechazarse la hipótesis nula, se acepta al modelo general como el mejor.

En nuestro caso, se toma como el modelo más general a (16) y el modelo restringido a (13). Ello se debe a que es el que mayor número de parámetros posee.

Partiendo de (16) podemos llegar a (13) si establecemos las siguientes restricciones: $C_2 = \Omega_1 = \Omega_2 = \Omega_3 = \eta = 0$. Si estos parámetros asumen el valor de “0” significa que el verdadero modelo es (13), por lo que no se ha producido ningún quiebre estructural. Por lo tanto nuestras hipótesis nula y alternativa son:

$$H_0: C_2 = \Omega_1 = \Omega_2 = \Omega_3 = \eta = 0$$

$$H_1: \text{No existe Estabilidad Estructural}$$

Siendo el número de restricciones que se plantean en H (Q) igual a la diferencia entre la cantidad de parámetros entre el modelo más general (con quiebres estructurales) y el restringido (sin quiebres estructurales)

Por lo tanto, al definir de esta forma la cuestión de los modelos con quiebre estructurales y sin quiebres estructurales, contamos con un estadístico apropiado para continuar con el análisis.

4.3.3-CASO GENERAL

El problema que queda por resolver es que año se propone como el candidato para testear la existencia de un quiebre estructural. Cualquier año que sea elegido por el investigador tendrá el problema de ser “data-mining” y no elegir un punto más atractivo como quiebre estructural. Por lo tanto se hará endógena la selección mediante un método de búsqueda secuencial que considera cada punto posible de quiebre y elige aquel que sea más adverso a la hipótesis nula de estabilidad estructural.

Por lo tanto se recurrirá a la programación en E-views para testear (16) contra (13) en todos los puntos posibles⁸. El programa presentado en el Anexo 3 nos permite elegir la combinación de quiebres estructurales en los distintos parámetros originales que maximiza el valor de la F observada.

El programa crea 43 Dummies, llamándolas DU_i, asignándoles un valor de 0 para las primeras n observaciones y 1 al resto. A continuación el programa

El programa dio como resultado un F(obs)= 9.357, el cual es rechazado con amplio margen (más del 99%). Los puntos de quiebres seleccionados son: segundo semestre de 1994 para las tasas de desempleo rezagadas, segundo semestre de 1998 para la ordenada al origen y primer semestre de 1995 para los factores de la demanda (y y p).

Por lo tanto el modelo queda definido como:

$$U_t = C_1(U_{LP}) + C_2(U_{LP})du(C)_{98:2} + \sum_{i=1}^3 [\delta_i U_{-i} + du(\delta)_{94:2} \Omega U_{-i}] - \alpha \Delta y_t - du(\alpha)_{95:1} \eta \Delta y_t - \alpha \Delta p_t - du(\alpha)_{95:1} \eta \Delta p_t + \alpha \Delta p_{t-1} + du(\alpha)_{95:1} \eta \Delta p_{t-1}$$

Si se realiza la regresión de dicha ecuación se obtiene:

Dependent Variable: U				
Method: Least Squares				
Date: 05/17/02 Time: 03:31				
Sample(adjusted): 4 44				
Included observations: 41 after adjusting endpoints				
U=C(1)+C(2)*DUQE1+C(3)*U(-1)+C(4)*DUQE2*U(-1)-C(5)*Y-C(6)*DUQE3*Y-C(5)*P-C(6)*DUQE3*P+C(5)*P(-1)+C(6)*DUQE3*P(-1)+C(7)*U(-2)+C(8)*DUQE2*U(-2)+C(9)*U(-3)+C(10)*DUQE2*U(-3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.068514	0.021081	-3.250099	0.0028
C(2)	0.021705	0.006390	3.396913	0.0019
C(3)	0.586365	0.179867	3.259989	0.0027
C(4)	0.331569	0.211559	1.567266	0.1272
C(5)	-4.22E-07	1.09E-07	-3.872697	0.0005
C(6)	3.22E-07	5.11E-08	6.309348	0.0000
C(7)	0.586545	0.178229	3.290954	0.0025
C(8)	-0.193871	0.241438	-0.802984	0.4281
C(9)	-0.462731	0.183111	-2.527055	0.0168
C(10)	0.355461	0.236854	1.500761	0.1435
R-squared	0.968761	Mean dependent var		0.097268
Adjusted R-squared	0.959692	S.D. dependent var		0.046701
S.E. of regression	0.009376	Akaike info criterion		-6.293101
Sum squared resid	0.002725	Schwarz criterion		-5.875157
Log likelihood	139.0086	F-statistic		106.8175
Durbin-Watson stat	2.101587	Prob(F-statistic)		0.000000

Vemos que el poder explicativo ha mejorado, alcanzando un R-cuadrado de más del 96%. Podemos utilizar dicha regresión para definir cuales son los pasos a seguir.

Vemos que el estadístico t no acepta como significativamente distinta de cero a ninguno de los 3 parámetros que representan el incremento en los coeficientes del efecto histéresis (Ω_1 , Ω_2 y Ω_3). Ello es un claro indicio en contra de la existencia de un quiebre estructural en los parámetros del efecto histéresis.

⁸. Cabe aclarar que se pierden algunos puntos por la necesidad de contar con un número mínimo de observaciones (debe ser mayor o igual al número de parámetros del modelo) para estimar el modelo general (16).

Basándonos en esta nueva información que nos brinda el estadístico t, repetiremos el experimento, pero sin incluir dicho quiebre. Por lo tanto, el modelo que el nuevo programa estimará será:

$$U_t = C_1(U_{LP}) + C_2(U_{LP})du(C)_t + \sum_{i=1}^3 \delta_i U_{-i} - \alpha \Delta y_t - du(\alpha)_t \eta \Delta y_t - \alpha \Delta p_t - du(\alpha)_{t1} \eta \Delta p_t + \alpha \Delta p_{t-1} + du(\alpha)_{t1} \eta \Delta p_{t-1}$$

El nuevo programa (ver anexo 2) posee menor cantidad de parámetros para calcular, ya que se ha eliminado una dummy. El programa dio como resultado un F(obs)= 9,932, el cual es rechazado con amplio margen si tomamos un nivel de confianza del 99%. Los puntos de quiebres seleccionados son: segundo semestre de 1994 para la ordenada al origen y primer semestre de 1995 para los factores de la demanda.

Dependent Variable: U				
Method: Least Squares				
Date: 05/17/02 Time: 03:08				
Sample(adjusted): 4 44				
Included observations: 41 after adjusting endpoints				
U=C(1)+C(2)*DUQE1+C(3)*U(-1)-C(5)*Y-C(6)*DUQE2*Y-C(5)*P-C(6)*DUQE2*P+C(5)*P(-1)+C(6)*DUQE2*P(-1)+C(7)*U(-2)+C(9)*U(-3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.073217	0.022711	-3.223835	0.0028
C(2)	0.052912	0.012704	4.164975	0.0002
C(3)	0.654483	0.118473	5.524336	0.0000
C(5)	-4.50E-07	1.11E-07	-4.058063	0.0003
C(6)	2.09E-07	4.27E-08	4.902059	0.0000
C(7)	0.417748	0.133866	3.120635	0.0037
C(9)	-0.381713	0.125579	-3.039617	0.0045
R-squared	0.958492	Mean dependent var		0.097268
Adjusted R-squared	0.951167	S.D. dependent var		0.046701
S.E. of regression	0.010320	Akaike info criterion		-6.315211
Sum squared resid	0.003621	Schwarz criterion		-5.882650
Log likelihood	133.1818	F-statistic		130.8526
Durbin-Watson stat	1.938673	Prob(F-statistic)		0.000000

Como vemos, este modelo es mejor que el anterior con tres dummies, tanto si tomamos el criterio de Akaike como el de Schwarz. El estadístico t muestra que todos los parámetros son significativos aún si tomamos un nivel de confianza del 99%.

El principal problema que surge de las estimaciones obtenidas es que contradicen las especificaciones del modelo. Como vemos, en ambos casos se obtuvieron ordenadas al origen negativas y el multiplicador de los factores de demanda posee signo negativo cuando debería ser positivo. En este último caso, el problema es minimizado por el bajo valor absoluto de dicho coeficiente.

4.3.4-CASO SIMPLIFICADO

A continuación, nuevamente limitaremos nuestra atención a los efectos histéresis y shocks de demanda, despreciando los shocks de demanda. Es por ello que el modelo más restringido (sin quiebres estructurales) es ahora (14); mientras el modelo más general es:

$$U_t = C_1(U_{LP}) + \sum_{i=1}^H C_i(U_{LP})du(C_i)_t + \sum_{i=1}^3 \delta_i U_{-i}$$

Donde H es el número de quiebres a considerar. Nuevamente mediante programación en E-views, se estimó el modelo para la presencia de 2, 3 y 4 quiebres en la ordenada (equivalente a modificaciones en U_{LP}). El programa elegía en los tres casos la combinación de variables dummies que maximizaba la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de estabilidad estructural. En todos los casos la prueba F de mínimos cuadrados restringidos se mostró favorable al rechazo de la hipótesis nula.

Las variaciones producidas en la ordenada al origen en los sucesivos quiebres son representadas por: C(2), C(11), C(12) y C(13). Todos los coeficientes poseen un estadístico t que, para un nivel de confianza del 95%, permite rechazar la hipótesis de que no son significativamente distintos que “0”; excepto para el último quiebre estructural del modelo de 4 quiebres. Por lo tanto, la estimación de quiebres estructurales en (14) muestra evidencia favorable de la existencia de 3 quiebres.

Parámetro	Modelo		
	2 quiebres	3 quiebres	4 quiebres
C(1)	0.036674	0.037526	0.015507
C(2)	0.016713	0.013008	0.015549
C(3)	0.452589	0.381998	0.583466
C(7)	0.343118	0.32431	0.475897
C(9)	-0.484578	-0.450475	-0.302999
C(11)	0.051643	0.019924	0.036636
C(12)	na	0.042954	-0.038193
C(13)	na	na	0.016161
Akaike	-5.85086	-5.945802	-6.007995
Schwarz	-5.600093	-5.653241	-5.67364
Sum C. Resid.	0.005155	0.004465	0.003996

Como vemos, también se solucionó el problema de la inconsistencia del valor de la constante, la cual pasó a ser nuevamente positiva. Sin embargo hemos perdido poder explicativo, como lo muestran en todos los casos los valores de los criterios de Akaike y Schwarz

5-CONCLUSIONES

5.1-PROBLEMAS DE CONSISTENCIA

Al desarrollar el presente trabajo, una de las premisas claves es no dejarse influenciar por la marcada tendencia creciente que muestra la tasa de desempleo. Argumentando que dicha situación de desempleo creciente no es sostenible en el tiempo, que sólo corresponde a una “ilusión” por no tener una amplitud de años lo suficientemente amplia para ver la problemática desde una óptica más correcta.

El principal problema que surge al estimar la existencia de quiebres en el modelo más general presentado en (16) es que se producen ciertas contradicciones con las

especificaciones del modelo. Como vemos, en ambos casos se obtuvieron ordenadas al origen negativas y el multiplicador de los factores de demanda posee signo negativo cuando debería ser positivo. En este último caso, el problema es minimizado por el bajo valor absoluto de dicho coeficiente.

En el caso de la ordenada al origen el problema se agrava, ya que no tiene explicación este comportamiento. Al simplificar el modelo y no incluir los efectos de demanda se encuentran indicios que el problema podría estar relacionado con la existencia de más de un quiebre. Sin embargo no se realizó la comprobación por dos razones: el volumen de cálculos crece exponencialmente y se consumirían demasiados grados de libertad, por lo que se requeriría ampliar la muestra.

5.2-EFECTO HISTÉRESIS

El caso extremo de persistencia implica la existencia de una raíz unitaria en el proceso de generación de datos de la tasa de desempleo (histéresis pura), pero la concepción más flexible de la histéresis o persistencia del desempleo parcial implicaría que el proceso generador de datos de la tasa de desempleo sea estable, es decir que a sea mayor a cero y menor a uno.

Nuestro trabajo llega a la conclusión que no se comprueba la existencia de histéresis pura en la determinación de la tasa de desempleo y que las pruebas empíricas favor de dicha hipótesis son muy sensibles a la presencia de quiebres estructurales.

Por último, el fenómeno de la persistencia, si bien es solo parcial, muestra coeficientes elevados de más del 80%, que si bien no son lo suficientemente cercanos a 1, se hacen sentir a la hora de la determinación de la tasa efectiva de desempleo.

5.3-INFLACIÓN Y EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS

Un aspecto que sería interesante modificar el modelo presentado y ver cuales son las conclusiones que se obtienen es la cuestión del proceso generados de la inflación. Durante todo el trabajo se supuso que la inflación seguía una caminata aleatoria y se presentaron algunos argumentos que permitían defender dicha postura. Sin embargo este aspecto es sin ninguna duda mejorable, ya que nos permitiría incluir el fenómeno de la hiperinflación y en especial el abrupto cambio en el comportamiento de dicha variable a partir del régimen de convertibilidad. El haber tomado como unidad de tiempo el semestre suaviza las dificultades de dicha omisión pero no de forma adecuada. También se podría distinguir entre el comportamiento de los salarios y los precios.

Si se observan los datos de inflación de la tabla 1, se verá que se produce un cambio muy abrupto en dicha variable a partir de 1991, y en especial en 1992. Nuestro modelo no acusa el impacto de semejante quiebre, lo que es responsabilidad en parte del supuesto simplificador sobre el proceso generador de la inflación y las expectativas inflacionarias

5.4-VARIABLES DUMMIES

La inclusión de variables dicotómicas nos permite observar el efecto de los shocks de oferta. Las modificaciones de la NAIRU de largo plazo juega un papel de suma importancia en la determinación del desempleo. Sin embargo, la presencia de una tendencia creciente en el tiempo en la tasa de desempleo empaña el poder explicativo de la ordenada al origen.

Dicha tendencia podría explicarse por sucesivos quiebres estructurales en la pendiente que desplazarán la función (16) hacia arriba. Se trató de avanzar en dicho enfoque, pero sólo se pudo considerar la presencia de un quiebre estructural, debido a

que sería de esperar que los otros parámetros de (13) sufrieran alteraciones. Los datos empíricos demostraron la necesidad de tener en cuenta los quiebres estructurales no solo en la ordenada al origen, sino también en los factores de la demanda (pudiéndose dejar de lado quiebres en los determinantes del efecto histéresis).

Pero el considerar la posibilidad de más de un quiebre tanto en la ordenada al origen como en el multiplicador de la demanda complica el tratamiento en demasía.

Al simplificar nuevamente el modelo para no tener en cuenta los factores de demanda (suponiendo su poco nivel de importancia), nos encontramos con evidencia a favor de la existencia de 3 quiebres estructurales. También se resuelve el problema del signo de la ordenada al origen, la que pasa a ser positiva.

Es interesante notar como en todos los casos los quiebres en la constante son siempre en la dirección de un aumento en su valor, por lo que podemos concluir que a través de la pasada década se produjeron diversos aumentos en el nivel de la NAIRU de largo plazo que empujaron la economía hacia una situación de creciente desempleo efectivo. El fenómeno de la histéresis, que posee un grado de persistencia elevado, también contribuyó a mantener dicha tasa en niveles elevados, sin la posibilidad que la reacción del sector real (a través del PBI real) y la caída de la inflación pudieran revertir esta situación.

BIBLIOGRAFÍA

Arrufat, José L, Díaz Cafferata, Alberto M. y Figueras, Alberto J. – “Unit-roots in Spatial Unemployment in Argentina. Testing in the Presence of Structural Break”. XXXIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Mendoza, Argentina; 1998 (noviembre).

Arrufat, José L, Díaz Cafferata, Alberto M., Figueras, Alberto J. Y Utrera, Gastón E. – “Hysteresis and Structural Breaks In Regional Unemployment. Argentina 1980 - 1998”. XXXIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Mendoza, Argentina; 1999 (noviembre).

Enders, Walter – Applied Econometric Time Series. Ed. John Wiley & Sons, Inc. USA, 1995.

Maia, José L. y Nicholson, Pablo – “El stock de capital y la Productividad Total de los Factores en la Argentina”. Ministerio de Economía, Secretaría de Política Económica, Dirección Nacional de Políticas Macroeconómicas. Buenos Aires, Argentina; 2001 (octubre).
www.mecon.gov.ar/peconomica/basehome/evolucion_productividad.html

McCandless, George, Gabrielli, Ma Florencia y Murphy, Thomas E. – “Modelos Econométricos de Predicción Macroeconómica en la Argentina”. Banco Central de la República Argentina, Área de Economía y Finanzas, Gerencia de Investigaciones Económico Financieras, Documento de trabajo N° 19. Buenos Aires, Argentina; 2001(junio).
www.bcra.gov.ar/pdfs/invest/trabajo_19.pdf

Nelson, Charles R. y Plosser, Charles I. – “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications” *Journal of Monetary Economics*, N°10, pág130-162. USA, 1982

Perron, Pierre – “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hipotesis”. *Econometrica*, Vol. 57, N° 6, pág.1361-1401. USA, 1989 (noviembre).

Utrera, Gastón E. – “Raíces Unitarias y Quiebres Estructurales: un Análisis Econométrico del PBI Argentino”. Departamento de Economía y Finanzas de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Córdoba, Documentos de Trabajo N° 9. Córdoba, Argentina; 2001 (diciembre).

Zivot, Eric y Andrews, Donald W. K. – “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock and the Unit-root Hypothesis”. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, N° 3. USA, 1992 (julio).

ANEXO1: EL MODELO: CONSIDERACIONES TEÓRICAS

A1.1-DETERMINACIÓN DEL EQUILIBRIO. FACTORES DE LA OFERTA

Partamos de las condiciones de oferta de corto plazo. Una inflación estable requiere consistencia entre el salario real que desean los fijadores de salarios (price-setters) y el que desean los fijadores de precios (price-setters); y la variable que se acomoda para garantizar dicha consistencia es el desempleo. El desempleo elimina tanto la espiral de salarios-precios como la espiral salarios-salarios.

Los wage-setters fijan el salario (w) como un mark-up sobre los precios esperados (p^e), el cual depende de forma negativa del nivel de desempleo (U) y de la variación del mismo:

$$w - p^e = \gamma_0 - \gamma_1 U - \gamma_2 \Delta U \quad (2)$$

Mientras que los price-setters fijan el nivel de precios como un mark-up sobre el nivel esperado de salarios (w^e), el cual también depende de forma negativa del nivel de desempleo y su variación con respecto al año anterior:

$$p - w^e = \beta_0 - \beta_1 U - \beta_2 \Delta U \quad (3)$$

Como aclaración, las variables p y w se refieren en estos casos a los logaritmos naturales de los precios y los salarios. Operando sobre (2) y (3), obtenemos la relación entre la inflación y el desempleo del modelo:

$$\begin{aligned} (w - w^e) + (w^e - p^e) &= \gamma_0 - \gamma_1 U - \gamma_2 \Delta U \\ \Rightarrow (w^e - p^e) &= \gamma_0 - \gamma_1 U - \gamma_2 \Delta U - (w - w^e) \\ (p - p^e) + (p^e - w^e) &= \beta_0 - \beta_1 U - \beta_2 \Delta U \\ \Rightarrow (p^e - w^e) &= \beta_0 - \beta_1 U - \beta_2 \Delta U - (p - p^e) \end{aligned}$$

Igualando,

$$\begin{aligned} \beta_0 - \beta_1 U - \beta_2 U + \beta_2 U_{-1} - (p - p^e) &= -[\gamma_0 - \gamma_1 U - \gamma_2 U + \gamma_2 U_{-1} - (w - w^e)] \\ U &= \frac{(\gamma_0 + \beta_0)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} U_{-1} - \frac{(w - w^e) + (p - p^e)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} \end{aligned}$$

Suponiendo que las desviaciones de los salarios y precios con respecto a sus niveles esperados sean las mismas ($p - p^e = w - w^e$),

$$U = \frac{(\gamma_0 + \beta_0)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} U_{-1} - \frac{2(p - p^e)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} \quad (4)$$

En (4) el nivel de desempleo; depende de sus valores pasados, el nivel de precios y las expectativas inflacionarias sobre dicho nivel de precios. Pero todavía nos falta definir cual es el proceso (determinístico) generador de las expectativas inflacionarias y el proceso (estocástico) generador de los precios del modelo. Si adoptamos un estimador óptimo de expectativas racionales como valor esperado de la inflación, dicho proceso dependerá del proceso estocástico generador de la inflación que adoptemos. Para simplificar el problema, supondremos que la inflación del período actual se comporta como una caminata aleatoria o random-walk (ver anexo 1).

$$\begin{aligned} \Delta p &= \Delta p_{-1} + \varepsilon_t \\ p - p_{-1} &= \Delta p_{-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Y por lo tanto el estimador óptimo del nivel de precios (p^e) es:

$$p^e = p_{-1} + \Delta p_{-1} + \varepsilon_t$$

Introduciendo ambas especificaciones dentro de (4):

$$U = \frac{(\gamma_0 + \beta_0)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} U_{-1} - \frac{2(\Delta p - \Delta p_{-1})}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} \quad (5)$$

De aquí podemos obtener la curva de Phillips de corto plazo del modelo, simplemente despejando el nivel de inflación, obteniendo la ecuación (6).

$$\Delta p = \Delta p_{-1} + \frac{(\gamma_0 + \beta_0)}{2} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2)}{2} U_{-1} - \frac{(\gamma_1 + \beta_1)}{2} U \quad (6)$$

Como observamos, la inflación del período corriente se encuentra influenciada por la inflación de los períodos anteriores. Por lo tanto se observa un efecto de inercia inflacionaria.

La tasa de desempleo obtenida en (5) se denomina NAIRU de corto plazo. Dicha tasa se diferencia de la de largo plazo que consideraremos en el apartado siguiente de que si los valores esperados o planeados del nivel de precios o de salarios son superiores a los valores realizados, el nivel de desempleo se desviará del equilibrio de largo plazo.

Con respecto a la elección de una caminata aleatoria como proceso generador de la inflación, cabe aclarar que dicha hipótesis fue testeada con los datos referidos a inflación semestral en Argentina de la tabla 1. Para mayores indicaciones consulte el anexo 1, donde se presentan algunos argumentos a favor de dicho supuesto.

A1.2-ESTADO ESTACIONARIO (NAIRU). FACTORES DE LA OFERTA DE LARGO PLAZO

En el estado estacionario de equilibrio de largo plazo tanto la inflación como el desempleo se encuentran estables. Dicha tasa de inflación la denominaremos NAIRU (Non-Asclerating-Inflation Rate of Unemployment)⁹ de largo plazo y corresponde a la situación que la economía volverá luego de que se produzca cualquier variación de corto plazo. Para obtenerla, partimos de (5) y le exigimos que tanto la tasa de inflación como de desempleo de este período y del anterior sean las mismas (U_{LP}):

$$U_{LP} = \frac{(\gamma_0 + \beta_0)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} U_{LP}$$

$$U_{LP} = \frac{(\gamma_0 + \beta_0)}{(\gamma_1 + \beta_1)} \quad (7)$$

La NAIRU de largo plazo solo es mantenible como tasa de desempleo en la economía si los valores realizados y esperados de los precios y salarios son los mismos.

Por último, partiendo de (7) nos resulta sencillo relacionar la NAIRU de largo plazo con la NAIRU de corto plazo. Para ello, introducimos (7) en (5):

$$U_{CP} = \frac{(\gamma_1 + \beta_1)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} U_{LP} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2)}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} U_{-1} - \frac{2(\Delta p - \Delta p_{-1})}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2)} \quad (8)$$

⁹ También llamada tasa natural de desempleo.

Cabe aclarar que si se producen desplazamientos de la curva de Phillips de corto plazo (NAIRU de Corto plazo) también se producirán desplazamientos de la NAIRU de largo plazo (la cual puede considerarse la curva de Phillips de largo plazo)

La tasa de desempleo depende de factores sociales y económicas, los cuales producen cambios de largo plazo (quiebres estructurales) y cambios de corto plazo (variaciones coyunturales). Los cambios estructurales pueden provocar modificaciones de la NAIRU de largo plazo que se refleja en modificaciones en los coeficientes γ_i y β_i en (2) y (3). Pero las variaciones coyunturales solo provocan desviaciones momentáneas de la tasa de desempleo efectiva con respecto a la NAIRU que con el paso del tiempo desaparecen.

A1.3-FLUCTUACIONES DEL DESEMPLEO. FACTORES DE DEMANDA

Las consideraciones realizadas hasta el momento solo tenían en cuenta factores por el lado de la oferta de la economía. En el largo plazo, el desempleo se determina por completo por la NAIRU de largo plazo, pero en el corto plazo el desempleo se determina por la iteración de la demanda agregada y la oferta agregada de corto plazo.

Los determinantes de oferta ya fueron analizados con anterioridad, siendo (8) el resultado. En cuanto a la demanda agregada, está dada por:

$$U = -\frac{1}{\lambda}(m - p) \quad (9)$$

Donde m es el logaritmo natural del PBI nominal. Tomando diferencias en (8) y despejando la inflación,

$$\Delta p = \Delta m + \lambda \Delta U \quad (10)$$

Combinando ambas funciones, obtenemos el nivel efectivo de desempleo del período:

$$U = \frac{(\gamma_1 + \beta_1) U_{LP}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} + \frac{(\gamma_2 + \beta_2 + 2\lambda) U_{-1}}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} - \frac{2(\Delta m - \Delta p_{-1})}{(\gamma_1 + \gamma_2 + \beta_1 + \beta_2 + 2\lambda)} \quad (11)$$

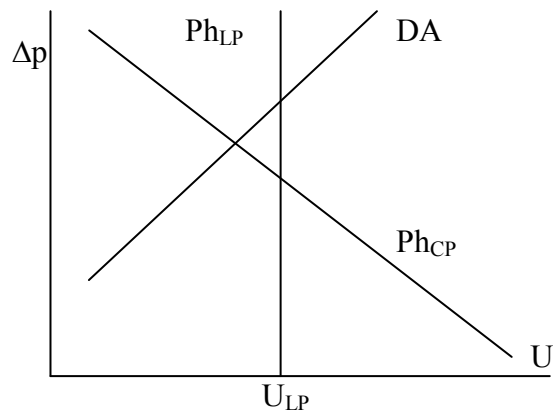
Dicho nivel efectivo de desempleo se encuentra expuesto a shocks de demanda, asociados con modificaciones en m , y shocks de oferta, asociados con modificaciones en el nivel de la NAIRU de largo plazo.

Cabe aclarar que (11) todavía se encuentra influenciada por el nivel de inflación de la economía de forma implícita, ya que “ m ” se refiere al logaritmo natural del PBI, y por lo tanto incluye la variable precios.

Resumiendo, tenemos que (7) establece el nivel de equilibrio de largo plazo del modelo, y (11) el nivel de desempleo efectivo del período, el cual se desvía de la situación estable de largo plazo debido a variaciones no esperadas del nivel de precios, a shocks de demanda y al efecto histéresis, por el cual el nivel de desempleo de los períodos pasados influencia la tasa efectiva. La explicación de porque se produce este último efecto fue dada en páginas anteriores (pág. 5)

Los shocks de demanda nominal desvían el desempleo de la NAIRU de largo plazo y modifican el nivel de inflación en la misma dirección que el desempleo. Los shocks de oferta modifican el nivel de desempleo, a través del desplazamiento de la NAIRU de largo plazo y modifican el nivel de inflación en la dirección opuesta que el desempleo.

El modelo puede ser representado gráficamente con tres funciones: una curva de Phillips de corto plazo (Ph_{LP}), una curva de Phillips de largo plazo (Ph_{CP}) y una curva de demanda agregada (DA).



El caso dibujado corresponde a una situación de corto plazo donde existe un menor nivel de desempleo, pero a costa de una tasa de inflación mayor. Pero dicha situación no es estable en el tiempo y en el largo plazo el nivel de desempleo deberá volver a U_{LP} . El tiempo que tarde en volver a dicha tasa depende de la influencia del factor histéresis sobre el desempleo.

ANEXO2: SERIE DE PRECIOS

Si ε_t es un proceso estocástico con media (μ) y varianza (σ) constante y no se encuentra correlacionada, la variable y_t es una caminata aleatoria si:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Por lo que el valor presente de la variable es igual a su valor del período anterior más un “shock” aleatorio. Si su valor inicial es igual a cero, tenemos:

$$\begin{aligned} y_0 &= 0 \\ y_1 &= \varepsilon_1 \\ y_2 &= \varepsilon_2 \\ y_t &= \sum \varepsilon_t \end{aligned}$$

Por lo tanto:

$$\begin{aligned} E(y_t) &= E(\sum \varepsilon_t) = t \\ \text{Var}(y_t) &= t\sigma^2 \end{aligned}$$

Al depender ambas del período en que nos encontremos (cambian con el tiempo), esta serie es no estacionaria. Sin embargo, el proceso:

$$y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

Si es estacionario y corresponde a la primera diferencia de la variable analizada.

En la mayoría de los modelos, se suele suponer que la inflación seguía el comportamiento de random-walk.

$$\Delta p = \Delta p_{-1} + \varepsilon_t \quad (A1)$$

Donde ε es ruido blanco. Este estimador es muy utilizado en distintos trabajos, cuando se desea simplificar la tarea y centralizar la discusión en otros factores. En el caso de los países desarrollados donde no se presentan procesos inflacionarios y alteraciones importantes de los precios, dicho supuesto se justifica y no se obtienen ganancias importantes al indagar más profundamente en el proceso generador de la inflación.

Pero en un país como Argentina, es muy probable que se produzcan quiebres estructurales y períodos de inflación elevadas. Por lo tanto, puede llegar a ser útil tener en cuenta la existencia de estos momentos.

Sin embargo, la utilización de A1 puede ser una buena aproximación. A continuación intentaremos presentar algunos argumentos a favor de dicha suposición, utilizando la tasa de inflación semestral de Argentina para 1980 a 2001 (tabla 1). Para ello se utilizará el test ADF, ya que si (A1) es cierta, estamos en presencia de un proceso de raíz unitaria.

Por lo tanto, la metodología seguida fue la siguiente: a) constatar que la componente ε sigue en realidad un comportamiento de ruido blanco y b) testear la posibilidad que exista una raíz unitaria en (A1).

Al utilizar el correlograma de que dispone E-views para (A1), comprobamos que para un nivel de confianza del 95%, el estadístico Q muestra que todos los coeficientes de correlación son iguales a “0”, por lo que puede aceptar que se trata de ruido blanco. Por lo tanto no es necesario incluir rezagos de la variable al testear por raíz unitaria.

Al testear si (A1) posee una raíz unitaria, incluyendo una ordenada al origen, pero sin tendencia, se obtuvo

ADF Test Statistic	-2.837704	1% Critical Value*	-3.5889
		5% Critical Value	-2.9303
		10% Critical Value	-2.6030

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Por lo tanto, a un nivel de significación del 95%, no se puede rechazar la hipótesis nula de que posea raíz unitaria. Sin embargo al testear para la serie de las primeras diferencias de la variable, obtenemos:

ADF Test Statistic	-7.282239	1% Critical Value*	-3.5930
		5% Critical Value	-2.9320
		10% Critical Value	-2.6039

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

En este caso se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto la serie en primeras diferencias no posee raíz unitaria.

Ello indica que (A1) se trata de una caminata aleatoria, aunque para una prueba más exigente, se debería analizar la existencia de quiebres estructurales. Con el objeto de testear la posibilidad de raíz unitaria, propondremos la existencia de un quiebre estructural. El modelo propuesto es:

ANEXO 2: PROGRAMAS

'PROGRAMA PARA GENERAR DUMMIES

```
for !aa = 1 to 43
  series du!aa = 0
next
for !aa = 1 to 43
  for !i = !aa+1 to 44
    smpl !i 44
    series du!aa = 1
  next
next
smpl 1 44
```

'Programa para seleccionar el mejor quiebre

```
scalar QEa=0
scalar QEb=0
scalar QEc=0
scalar fobsmax=0
equation eqd.ls u=c(1)+C(3)*u(-1)+c(5)*y+c(5)*p-c(5)*p(-1)+c(7)*u(-2)+c(9)*u(-3)
scalar ud=@ssr
for !aa = 10 to 39
for !bb = 10 to 39
for !cc = 10 to 39
  equation eqa.ls u=C(1)+c(2)*du!aa+C(3)*U(-1)+C(4)*du!bb*u(-1)-C(5)*y-
c(5)*p+c(5)*p(-1)-c(6)*du!cc*y-c(6)*du!cc*p+C(6)*du!cc*p(-1)+c(7)*u(-2)+c(8)*u(-
2)*du!bb+c(9)*u(-3)+c(10)*du!bb*u(-3)
  scalar ua=@ssr
  scalar fob=40*(ud-ua)/ua
  if Fob>fobsmax then
    fobsmax=fob
    QEa=!aa
    QEb=!bb
    QEc=!cc
    series duqe1=du!aa
    series duqe2=du!bb
    series duqe3=du!cc
  endif
  if fob<0 then
    stop
  endif
next
next
next
equation eqa.ls u=C(1)+c(2)*duqe1+C(3)*U(-1)+C(4)*duqe2*u(-1)-C(5)*Y-
c(6)*duqe3*Y-C(5)*p-C(6)*duqe3*p+C(5)*p(-1)+c(6)*duqe3*p(-1)+c(7)*u(-
2)+c(8)*duqe2*u(-2)+c(9)*u(-3)+c(10)*duqe2*u(-3)
```

'Programa para seleccionar el mejor quiebre (no contiene quiebre el efecto histéresis)

```
scalar QEa=0
scalar QEb=0
```

```

scalar QEc=0
scalar fobsmax=0
equation eqd.ls u=c(1)+C(3)*u(-1)-c(5)*y-c(5)*p+c(5)*p(-1)+c(7)*u(-2)+c(9)*u(-3)
scalar ud=@ssr
for !aa = 10 to 39
for !bb = 10 to 39
    equation eqa.ls u=C(1)+c(2)*du!aa+C(3)*U(-1)-C(5)*y-c(5)*p+c(5)*p(-1)-
c(6)*du!bb*y-c(6)*du!bb*p+C(6)*du!bb*p(-1)+c(7)*u(-2)+c(9)*u(-3)
    scalar ua=@ssr
    scalar fob=(34/3)*(ud-ua)/ua
    if Fob>fobsmax then
        fobsmax=fob
        QEa=!aa
        QEb=!bb
        series duqe1=du!aa
        series duqe2=du!bb
    endif
    if Fob<0 then
        stop
    endif
next
next
equation eqa.ls u=C(1)+c(2)*duqe1+C(3)*U(-1)-C(5)*Y-c(6)*duqe2*Y-C(5)*p-
C(6)*duqe2*p+C(5)*p(-1)+c(6)*duqe2*p(-1)+c(7)*u(-2)+c(9)*u(-3)

```