

# Ensayos Económicos

---

## ***Apuntes de la crisis global***

### **El mundo en una recesión de balances**

Richard Koo

## **Incertidumbre y dolarización de cartera.**

### **El caso argentino en el último medio siglo**

Tamara Burdisso, Eduardo Corso

## **Expectativas, relaciones intersectoriales y ciclo económico**

Francisco Sáez, Fernando Alvarez, Jesús Morales,  
Giovanni Guedez

## ***Premio Raúl Prebisch 2010***

### **Vulnerabilidad externa y desarrollo. Los aportes de Prebisch al pensamiento económico**

Martín Fiszbein

## **Raúl Prebisch. Obras 1919-1949**

# 63

Julio - Septiembre de 2011



**ie** | **BCRA**  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

# Incertidumbre y dolarización de cartera. El caso argentino en el último medio siglo

**Tamara Burdisso\***

BCRA, UBA, UNLP

**Eduardo Ariel Corso**

BCRA, UBA

## Resumen

El objetivo del presente trabajo es cuantificar, desde una perspectiva histórica, los efectos de la incertidumbre sobre la dolarización de los activos financieros del sector privado no financiero argentino. Comprender cómo la incertidumbre afecta el grado de sustitución entre los activos denominados en moneda local y en otras divisas constituye un interés de primer orden para las autoridades monetarias de países recurrentemente expuestos a contextos de estrés cambiario y financiero. Bajo determinadas circunstancias, la dolarización del portafolio del sector privado puede devenir en un condicionante para el desarrollo financiero de la economía, como así también para el manejo de su política monetaria y cambiaria. Utilizando el enfoque de selección óptima de cartera como marco de referencia, y ajustando un modelo multivariado con heterocedasticidad condicional (MGARCH) a las series de retornos reales, se estima el conjunto de oportunidades de inversión que enfrentó el sector privado y se calculan las demandas óptimas de activos denominados en dólares para cada una de las etapas monetarias identificadas en el período 1963-2009. Las principales conclusiones del trabajo son las siguientes: (i) en términos de los incentivos de media y varianza el “Rodrigazo” de junio de 1975 resulta ser un quiebre para la

---

\* Los autores agradecen en especial los valiosos comentarios brindados por Horacio Aguirre, Ricardo Bebczuk, Diego Elías, José María Fanelli, Sebastián Katz y Alejo Macaya, como así también a los asistentes al Seminario de Economía N° 122 llevado a cabo en el BCRA, a la XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, La Paz, Bolivia y a la XLV Reunión Anual de la AAEP. Las opiniones e ideas expresadas en este trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente las del BCRA o sus autoridades. Emails: [tburdisso@bcra.gov.ar](mailto:tburdisso@bcra.gov.ar), [eduardo.corso@bcra.gov.ar](mailto:eduardo.corso@bcra.gov.ar).

dolarización del portafolio del sector privado no financiero; (ii) durante la vigencia plena del régimen de Convertibilidad el enfoque sugiere que los agentes habrían percibido a los activos denominados en ambas monedas como sustitutos prácticamente perfectos, lo que se refleja en un incentivo a dolarizar alrededor del 50% de la cartera; (iii) durante el período 2003-2009, de acuerdo con nuestro ejercicio, la dolarización de portafolio debería haber sido inferior a la observada. Esto último podría evidenciar que los agentes consideran para su decisión elementos adicionales no captados por el enfoque propuesto en este trabajo, como los costos de transacción de armar y desarmar tenencias de activos y la consideración de momentos de orden superior (sesgo y curtosis).

*Clasificación JEL:* C32, E4, G11.

*Palabras claves:* selección óptima de cartera, dolarización, modelos MGARCH.

# Uncertainty and Portfolio Dollarization. The Argentine Case in the Last Half Century

**Tamara Burdisso**

BCRA, UBA, UNLP

**Eduardo Ariel Corso**

BCRA, UBA

## Summary

The aim of this document is to quantify the effects of uncertainty over financial assets dollarization of the Argentine non financial private sector. Our main concern is to illustrate to what extent uncertainty affects the degree of substitution between assets denominated in local and foreign currencies. Using the optimal portfolio selection theory combined with the multivariate GARCH methodology in order to estimate a model with heteroskedastic covariance matrix, we are able to estimate the efficient frontier of portfolio combination that the private sector faced. Besides, we calculate the optimal demands for dollar denominated assets for each of the monetary experiences identified for the period 1963-2009. The main conclusions of the paper are the following: (i) from the point of view of mean-variance incentives, the “Rodrigazo” of June 1975 was a turning point in dollarization of the portfolio of the non financial private sector; (ii) during the Convertibility regime, agents perceived assets denominated in local currency and in US dollars as perfect substitutes, which was reflected in incentives to dollarize around 50% of the portfolio; (iii) during 2003-2009, the degree of dollarization should have been lower than observed. This might suggest that agents consider in their decisions other features which have not been captured by our approach, such as transaction costs of building up and unwinding asset holdings, and the consideration of higher moments (skew and kurtosis).

*JEL:* C32, E4, G11.

*Key words:* optimal portfolio choice, dollarization, MGARCH models.

## I. Introducción

*“Monetary theory is less abstract than most economic theory; it cannot avoid a relation to reality, which in other economic theory is sometimes missing. It belongs to monetary history, in a way that economic theory does not belong to economic history”.<sup>1</sup>*

John Hicks, 1967

Un elemento que ha caracterizado a la economía argentina particularmente desde mediados de la década del setenta en adelante es la elevada volatilidad que muestran sus variables macroeconómicas, reflejo del contexto recurrentemente incierto en el que los agentes toman decisiones, y cuyos comportamientos retroalimentan. Durante los últimos años, numerosos autores han estudiado los efectos de la incertidumbre sobre la evolución macroeconómica Argentina. Heymann (2006) analiza las rupturas generalizadas de los arreglos contractuales en el contexto específico de las fluctuaciones de la economía argentina. Fanelli (2007) estudia la causalidad entre volatilidad e instituciones financieras, haciendo especial énfasis en las respuestas adaptativas de los agentes frente a la presencia de volatilidad excesiva, como así también en los cambios endógenos que la volatilidad y las crisis inducen en la arquitectura financiera doméstica. Basco, Castagnino, Katz y Vargas (2007) estudian la formulación de la política monetaria bajo condiciones de incertidumbre. Lanteri (2003) analiza la relación entre el crecimiento del producto y su volatilidad. Heymann y Kawamura (2005) analizan las decisiones de denominación de deudas en contextos volátiles.

Nuestro objetivo es cuantificar los efectos de la incertidumbre sobre la dolarización de los activos financieros del sector privado no financiero argentino.<sup>2,3</sup> Comprender cómo la incertidumbre afecta el grado de sustitución entre los activos denominados en moneda local y en otras divisas constituye un interés de primer orden para las autoridades monetarias de países recurrentemente expuestos a

---

<sup>1</sup> “La teoría monetaria es menos abstracta que la mayor parte de la teoría económica; ella no puede evitar la relación con la realidad que en ocasiones está ausente en otras facetas de la teoría económica. Ella está asociada a la historia monetaria de un modo en que la teoría económica no siempre lo está con la historia económica” (Hicks, 1967, p. 156; traducción de los autores).

<sup>2</sup> En el hecho de cuantificar la incertidumbre, estrictamente nos estaremos refiriendo a riesgo en sentido de Knight.

<sup>3</sup> Por dolarización entendemos a la denominación de los activos financieros en divisas externas. En el caso argentino, la principal divisa externa utilizada como reserva de valor y como unidad de cuenta en mercados específicos como el inmobiliario, es el dólar norteamericano.

contextos de estrés cambiario y financiero. Bajo determinadas circunstancias, la dolarización del portafolio del sector privado puede devenir en un condicionante para el desarrollo financiero de la economía, como así también para el manejo de su política monetaria y cambiaria. La motivación del presente trabajo es el hecho de que, tras la desdolarización compulsiva del sistema financiero durante la crisis de 2002, y luego de casi siete años de estabilidad en el manejo cambiario, a diciembre de 2009 el 71% de los activos financieros del sector privado no financiero argentino continuaban denominados en moneda extranjera, tal como se muestra en el Gráfico 1.<sup>4</sup> La dolarización de la cartera de las familias y firmas no es una característica reciente de la intermediación financiera argentina. El Gráfico 2 muestra la evolución de los activos externos del sector privado no financiero como así también la evolución de sus activos en dólares contra el sistema financiero local. Como puede observarse, si bien la tendencia de los depósitos en dólares fue creciente durante la década del noventa, reduciéndose radicalmente luego de la crisis de 2002, la evolución de los activos externos evidenció una tendencia creciente a lo largo de todo el período correspondiente al gráfico.<sup>5</sup>

La observación de esta evidencia nos sugiere dos interrogantes a los que buscaremos darles respuesta en el presente trabajo. (i) ¿Cuáles han sido los eventos monetarios relevantes de la historia argentina a lo largo del último medio siglo para comprender la dolarización de los activos del sector privado no financiero?; y (ii) ¿es posible cuantificar los efectos de la incertidumbre asociada con cada uno de estos eventos sobre la elección de la moneda de denominación de los activos financieros por parte del sector? El período analizado se extiende desde comienzos de los años sesenta hasta fines de 2009. Intentar dar respuesta a estos interrogantes basados en la evidencia empírica es el desafío que proponemos a continuación.

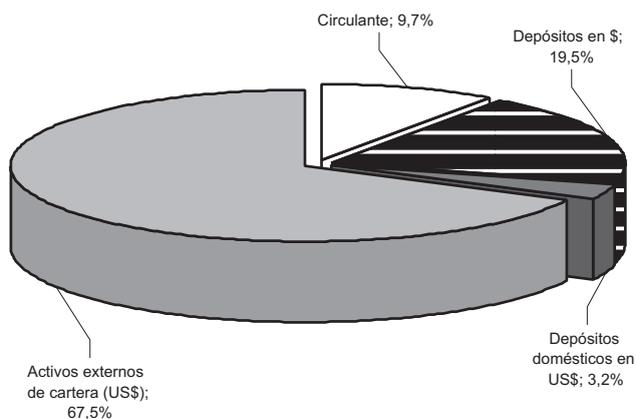
El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección II discutimos acerca de la disponibilidad de información y los alcances y limitaciones

---

<sup>4</sup> Este cálculo se realizó sobre un portafolio del sector privado no financiero compuesto por circulante, depósitos en pesos y en dólares en el sistema financiero local, y activos externos de cartera (rubro activos externos de cartera y otros activos -excluyendo la inversión directa- de las estadísticas de Posición de Inversión Internacional).

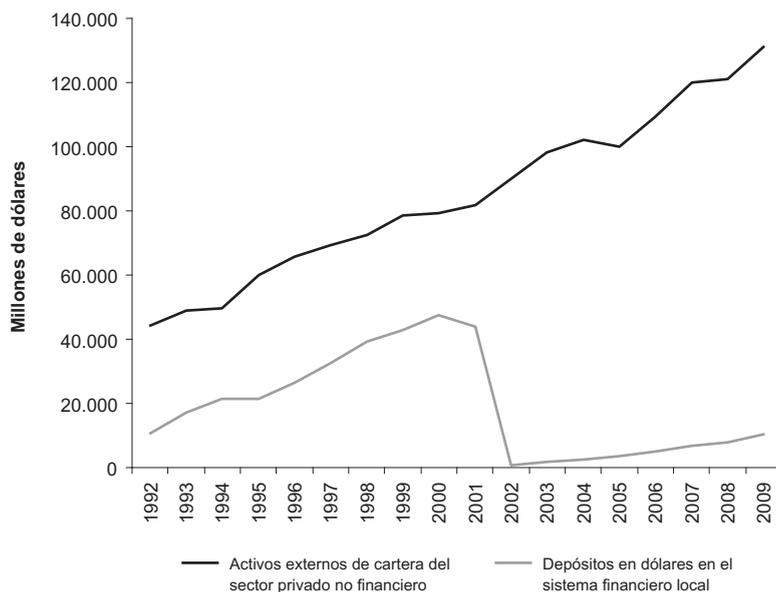
<sup>5</sup> Debe tenerse en cuenta que el gráfico muestra magnitudes brutas. Durante la década del noventa el incremento en los activos externos del sector privado fue acompañado por un aumento en sus pasivos externos, a la vez que los mayores depósitos en dólares fueron el resultado de un incremento en la intermediación financiera denominada en la divisa norteamericana. Es decir, que los préstamos en dólares también evidenciaron una tendencia creciente durante el régimen de convertibilidad.

**Gráfico 1 / Activos financieros del sector privado no financiero argentino, diciembre de 2009 (como % de los activos financieros totales)**



Fuente: elaboración propia en base a datos del Banco Central de la República Argentina (BCRA) y Ministerio de Economía y Finanzas Públicas (MECON).

**Gráfico 2 / Evolución de los activos externos y de los activos domésticos denominados en dólares del sector privado no financiero**



Fuente: elaboración propia en base a datos del BCRA y MECON.

del enfoque teórico que utilizaremos. En la sección III se presenta un análisis descriptivo de las series utilizadas, que constituyen el insumo básico del trabajo como así también un análisis de la historia monetaria de la Argentina. En la cuarta sección, se formaliza el ejercicio de optimización de cartera y se describe la metodología econométrica empleada, base del análisis empírico. En la sección V, utilizando el enfoque de selección óptima de cartera como marco de referencia, y ajustando un modelo multivariado con heterocedasticidad condicional (MGARCH)<sup>6</sup> a las series de retornos reales, se estima el conjunto de oportunidades de inversión y se calculan las demandas óptimas de activos denominados en dólares para cada una de las etapas monetarias descritas en la sección III. Por último, en la sección VI se presentan las conclusiones.

## II. Disponibilidad de información y retornos reales

Si bien Argentina cuenta con estadísticas de *stocks* y retornos de un número significativo de activos financieros para el período de interés, las estadísticas de activos externos sólo se encuentran disponibles con posterioridad a 1991. De esta manera, la falta de disponibilidad de información respecto a los *stocks* de activos financieros del sector privado será un condicionante a la hora de elegir el enfoque teórico a utilizar. En otras palabras, deberíamos ser capaces de explicar cómo el sector asignó sus tenencias totales de activos entre instrumentos denominados en moneda local y externa, desconociendo el tamaño de su cartera. El desafío será entonces utilizar la teoría económica de forma creativa, para concentrarnos en la información de los retornos y prescindir de las series de los *stocks*.

Específicamente, optaremos por un modelo estático de selección óptima de cartera. Las razones que justifican esta elección son las siguientes:

- En primer lugar, existe sólida evidencia que sustenta el uso de la teoría de selección de cartera para explicar la dolarización financiera (Ize y Levy Yeyati, 1998, 2003; De Nicoló, Honohan e Ize, 2003; IADB, 2005).
- En segundo lugar, el enfoque se ajusta a la naturaleza *stock* de los interrogantes planteados, poniendo el énfasis en el rol de reserva de valor de los activos financieros.

---

<sup>6</sup> Multivariate Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.

- En tercer lugar, bajo determinados supuestos nos permitirá prescindir de la evolución de las series de *stock* de activos en poder del sector privado, y concentrarnos sólo en la información brindada por sus retornos reales. Este último punto resulta fundamental para nuestro trabajo, dado que nos permitirá sortear la ausencia de información que de otra forma constituiría una restricción infranqueable.

Sin embargo, más allá de las razones esgrimidas para su elección, el enfoque conlleva limitaciones. Tenerlas presente nos permitirá obtener una lectura más precisa de los resultados del ejercicio propuesto. Entre las más relevantes vamos a mencionar las siguientes:

- Mientras que en este trabajo supondremos que los agentes toman sus decisiones de cartera de forma instantánea, la evidencia sugiere que las reasignaciones de portafolio pueden demorar tiempo (Ize y Yeyati, 2003; Castillo y Winkelried, 2006). La presencia de histéresis puede asociarse en parte con el hecho de que los agentes no revén constantemente sus decisiones (por ejemplo, situaciones de *belief perseverance*, en las que los agentes son renuentes a abandonar creencias preconcebidas aún luego de haber recibido información que las contradice).
- Adicionalmente, asumiremos que los agentes forman expectativas sobre los retornos reales de los activos financieros sólo mirando la información pasada de dichas series. Sin embargo, en condiciones donde los precios de los activos no brindan toda la información relevante, los agentes pueden recurrir a variables de cantidades (como por ejemplo el saldo de la cuenta corriente, o el ratio deuda/PIB) para formar sus expectativas. Nótese que nuestro enfoque no implica suponer que los retornos reales observados transmiten toda la información relevante, sino que ésta será la única información considerada por los agentes, sea o no relevante. El hecho de que este supuesto implique expectativas poco precisas sobre la evolución de los retornos reales se reflejará en la magnitud de los errores de pronóstico. A modo de ejemplo, considérese el *shock* devaluatorio de junio de 1975 conocido como “Rodrigazo” (será analizado en la sección III). En términos del proceso de formación de expectativas considerado en el presente trabajo esta devaluación no fue anticipada. Sin embargo, es difícil imaginar que los agentes en el entorno de este evento no intuyeran que la devaluación era inminente.
- El enfoque propuesto es de equilibrio parcial. Esto implica que los agentes tomarán como un dato las series observadas de los retornos reales realizados, y a partir de ellas estimarán los retornos esperados, las varianzas y covarianzas

condicionales de los mismos, sobre las que basarán sus demandas de activos financieros. Sin embargo, al ser un enfoque de equilibrio parcial, la evolución de las series de retornos reales no se verá afectada por el comportamiento de demanda de los agentes. Por otra parte, a diferencia de los enfoques de equilibrio general, los comportamientos de oferta de activos tampoco estarán especificados. De esta manera, los cambios en los retornos observados se consideran exógenos, y no el resultado de cambios en las ofertas relativas de instrumentos financieros o de variaciones en las preferencias y/o expectativas de los agentes.

- El enfoque tampoco considera costos de transacción ni las modificaciones en el contexto institucional como, por ejemplo, un cambio del régimen monetario-cambiario. Por otra parte, tampoco es tenido en cuenta el riesgo de *default* (quita) sobre el valor nominal de la inversión. De esta manera, el único riesgo estrictamente considerado sobre los retornos nominales es el riesgo de mercado.
- Por último, tal como se ha mencionado anteriormente, nos concentraremos en el rol de los activos financieros como reserva de valor. Sin embargo, bajo determinadas circunstancias la decisión de demandar ciertos instrumentos financieros dado este rol puede verse dominada por otras características como, por ejemplo, la incapacidad como unidad de cuenta de la moneda local durante las experiencias hiperinflacionarias.

Una vez explicitadas las razones por las cuales hemos optado por utilizar la teoría de selección óptima de cartera, como así también sus principales limitaciones, el ejercicio propuesto es el siguiente:

Consideraremos el caso de un agente privado no financiero que en el momento  $t$  maximiza la utilidad esperada de su portafolio en  $t + 1$ , sujeto al tamaño total de su cartera en  $t$  (variable  $W_t$ ). Adicionalmente, y por razones de simplicidad, supondremos que su portafolio está compuesto sólo por dos activos agregados, un instrumento denominado en moneda local y otro en dólares. El agente formará expectativas sobre los retornos reales de los activos y sus varianzas y covarianzas condicionales ajustando un modelo MGARCH sobre la evolución pasada de los retornos reales.

Como será especificado más adelante, el hecho de mirar sólo media y varianza dejando de lado los momentos de orden superior de los retornos es un supuesto necesario para el objetivo propuesto.

Las series de retornos reales de ambos activos valuados en moneda local que los agentes utilizarán para formar sus expectativas serán calculadas a partir de la tasa nominal anual de los depósitos a treinta días pactada en el período  $t-4$ ,  $i_{t-4}^{\$}$  (dado que utilizaremos series trimestrales), y la tasa de variación del tipo de cambio nominal entre el período  $t-4$  y  $t$ , ajustadas por la tasa de inflación observada en igual período,  $\pi_{t-4,t}$ . La expresión para el retorno real de los activos denominados en moneda local en el período 1963.II-2009.IV resulta:

$$r_t^{\$} = \frac{1 + i_{t-4}^{\$}}{1 + \pi_{t-4,t}} - 1 \quad (1)$$

En el caso de los retornos reales de los activos denominados en dólares, para el período 1963.II-1992.I vendrán dados por la siguiente expresión:

$$r_t^{us\$} = \frac{1 + e_{t-4,t}}{1 + \pi_{t-4,t}} - 1 \quad (2)$$

donde  $e_{t-4,t}$  denota la tasa de variación del tipo de cambio nominal peso/dólar entre  $t-4$  y  $t$ .

Para el período 1992.II-2009.IV serán determinados como:

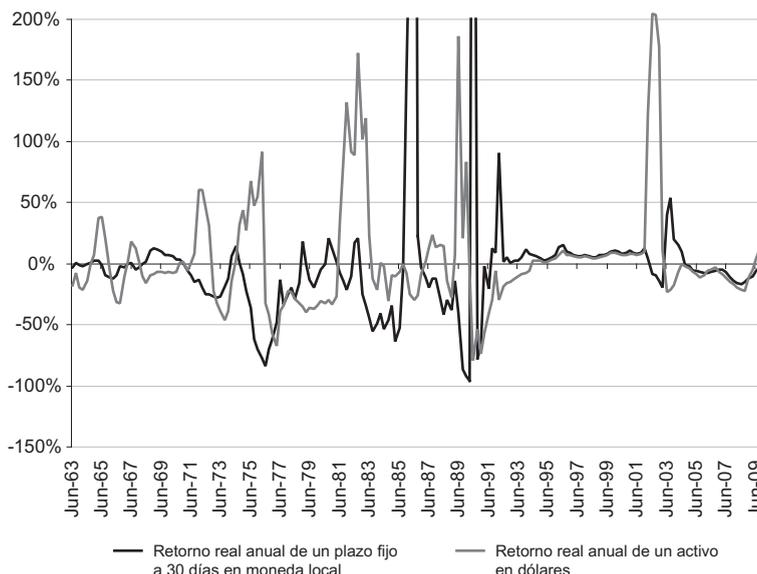
$$r_t^{us\$} = \frac{(1 + i_{t-4}^{us\$}) \cdot (1 + e_{t-4,t})}{1 + \pi_{t-4,t}} - 1 \quad (2')$$

donde  $i_{t-4}^{us\$}$  es la tasa nominal de un plazo fijo en dólares constituido en el sistema financiero local en  $t-4$ . El hecho de incorporar la tasa de un plazo fijo en dólares en el cálculo del retorno real del activo financiero representativo denominado en dólares, se debe a que constituyó una opción cierta para dolarizar la cartera a partir de la sanción de la ley de Convertibilidad, que permitió la contratación en dólares en el sistema financiero local. Nótese que la expresión correspondiente al retorno real del activo en dólares representativo en ningún momento considera el retorno de un activo externo. Esto se debe a que, con excepción de la etapa actual, la Convertibilidad y el proceso de apertura y liberalización ensayado en la segunda mitad de la década de los setenta, la posición en activos externos (exceptuando las divisas) no constituyó una opción financiera accesible para un agente privado no financiero promedio, cuya decisión habitual era la de mantener sus activos financieros o bien en activos locales, o bien como divisas externas.

Las expresiones (1), (2) y (2') determinan las series de retornos reales que serán utilizadas. La intuición detrás de las series especificadas por medio de estas ecuaciones, y que supondremos utilizan los agentes al momento de formar sus expectativas, equivale a realizarse la siguiente pregunta: ¿cuáles han sido los últimos retornos reales ciertos obtenidos por asignar liquidez en activos denominados en moneda local y en dólares?

El Gráfico 3 muestra que independientemente del retorno considerado, existen períodos con marcadas diferencias en la variabilidad de las series. Más aún, estos períodos no se distribuyen de manera aleatoria sino que existe cierta autocorrelación en la volatilidad de los retornos de ambos activos. En este sentido, la amplitud de ambas series varía a lo largo del tiempo, ya que se advierte que los retornos pequeños tienden a estar seguidos por retornos pequeños y los retornos de magnitud elevada por retornos de igual importancia –de cualquier signo–, lo que sugiere la presencia de “clusters de volatilidad” (Mandelbrot, 1963; Engle, 2001). Adicionalmente, observamos en el Gráfico 3 una relación bastante estrecha entre ambos

**Gráfico 3 / Retorno real anual de un depósito a plazo fijo a 30 días en moneda local y de tenencias de dólares**



Fuente: elaboración propia.

retornos, ya que un incremento en la volatilidad de uno, se asocia con un incremento en la volatilidad del otro, lo que sugiere cierta asociación o comovimiento entre ambos retornos.

### III. Dolarización de cartera en retrospectión

En la presente sección, desarrollaremos un análisis descriptivo de las series de retornos reales representadas en el Gráfico 3. El objetivo será identificar sus principales características a lo largo de las diferentes etapas monetarias de la Argentina. Una vez analizadas las series para el período completo (1963.II-2009.IV), dividiremos la muestra en cuatro subperíodos. El primero, que denominaremos *pre-alta inflación*, se extiende desde el segundo trimestre de 1963 hasta el primer trimestre de 1975. El segundo período, de *alta inflación*, se inicia en el segundo trimestre de 1975 y se extiende hasta el cuarto de 1988. El tercero, de *Convertibilidad*, tiene su origen en el segundo trimestre de 1992 y finaliza en el cuarto trimestre de 2001.<sup>7</sup> Por último, el cuarto período, al que denominaremos etapa *post Convertibilidad*, tiene su origen en el primer trimestre de 2003 y continúa hasta nuestros días. Nótese que a diferencia del período completo, los subperíodos seleccionados no incluyen las experiencias hiperinflacionarias ni la crisis de 2002. Esto se debe a que buscamos identificar los períodos de relativa normalidad de las diversas etapas. De esa manera, al ser la hiperinflación la crisis del régimen de *alta inflación*, no la incluiremos en este subperíodo, al igual que la crisis de la Convertibilidad. Consideraremos como inicio de la etapa *post Convertibilidad* al primer trimestre de 2003, con el objeto de excluir la dinámica cambiaria resultante de la crisis de 2002.

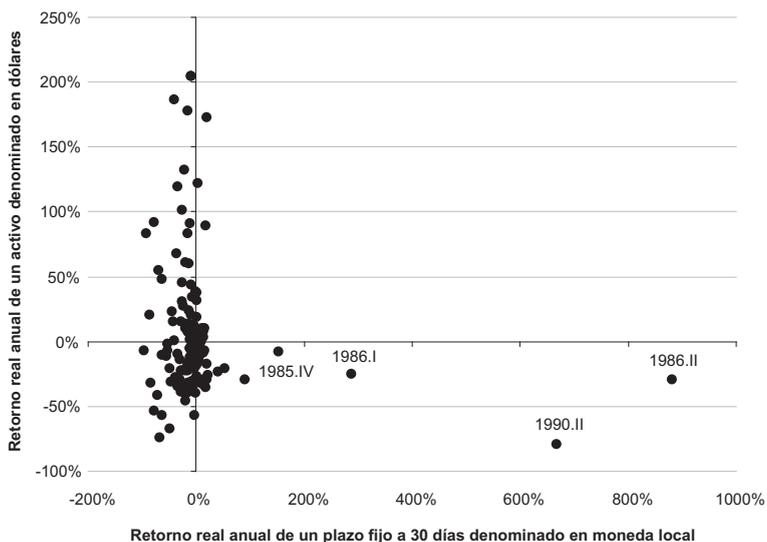
En resumen, los procesos hiperinflacionarios y la crisis de la Convertibilidad serán contemplados por las estadísticas correspondientes al total de la muestra, pero no en el análisis de los subperíodos. A continuación, comenzamos representando la información del Gráfico 3 como un diagrama de puntos.

La primera característica que se desprende del Gráfico 4 es la elevada variabilidad de los retornos, manifiesta en la escala de los ejes. En segundo lugar, se

---

<sup>7</sup> Si bien la Ley de Convertibilidad fue implementada en abril de 1991, tomamos como inicio de la etapa el segundo trimestre de 1992. Esto se debe a que, al igual que sucede con los restantes períodos, al trabajar con retornos reales *ex post*, debemos desfasar las etapas cuatro trimestres.

#### Gráfico 4 / Retornos reales de activos denominados en moneda local y en dólares



Fuente: elaboración propia.

observa una alta concentración en el tercer cuadrante (ambos retornos reales negativos), que corresponde al 34,8% de los casos. Por otra parte, durante menos de un cuarto del período (exactamente 21,4%), los retornos reales tanto de los activos denominados en moneda local como en dólares norteamericanos fueron ambos positivos (primer cuadrante del gráfico). Por último, la nube de puntos sugiere una fuerte presencia de *outliers*, tanto en moneda local como en dólares norteamericanos.

La primera columna de la Tabla 1 presenta estadísticas descriptivas para el total de la muestra 1963.II-2009.IV. Como puede observarse, el retorno real promedio en dólares resulta superior al retorno real del activo denominados en moneda local (3,8% y 1,4% anual respectivamente). Estos valores promedio no son bajos si se los compara, por ejemplo, con el retorno real anual que obtendría un agente externo por asignar su liquidez en activos financieros norteamericanos. En efecto, para igual período, el retorno real promedio anual (deflactado por la inflación de EE.UU.) de un bono del tesoro norteamericano a 1 y 10 años fue del 1,8% y 2,6% respectivamente. Sin embargo, la

comparación resulta muy llamativa en términos de la variabilidad. En la Tabla 1 se observa que los coeficientes de variación de los retornos reales anuales de los plazos fijos a 30 días en moneda local y de poseer divisas fueron de 63,5 y 11,8 respectivamente. ¿Cómo es esta variabilidad en relación a la experimentada por los agentes externos durante igual período? Si se los compara, por ejemplo, con la variabilidad que hubiera experimentado un residente norteamericano por preservar el poder de compra de su liquidez en bonos del tesoro americano a 1 y 10 años, los coeficientes de variación de los activos en pesos y en dólares de los residentes argentinos suponen una variabilidad 42,4 veces superior en el caso del activo en moneda local y 7,8 veces superior en el caso de mantener divisas a la experimentada por un norteamericano que preservara el poder de compra de su liquidez en un bono norteamericano a 1 año, y 58,1 veces y 10,8 veces superior respectivamente al de un bono norteamericano a 10 años.

Asimismo, la observación del valor promedio de los retornos de los activos del sector privado argentino podría estar distorsionando la visión global. Si en lugar de la media se observan las medianas, ambas resultan negativas, siendo de -5,5% en el caso del activo denominado en dólares y -2,8% en el caso de los activos denominados en moneda local. Esta diferencia entre la media y la mediana de ambos retornos indica que las observaciones presentan un sesgo hacia la derecha. En otras palabras, la rentabilidad doméstica es positiva, en parte por los efectos de los *outliers*, asociados con eventos devaluatorios (como quedará claro más adelante).

Por el contrario, en marcado contraste con los retornos de los activos del sector privado argentino, la media y la mediana de los retornos reales de los bonos del tesoro norteamericano a 1 y 10 años difieren en menos de 0,1%, es decir, presentan distribuciones simétricas.

¿Cuán representativa es esta descripción del total de la muestra respecto a la relativa “normalidad” de los subperíodos definidos anteriormente? En el Gráfico 5 se muestran los diagramas de puntos para cada una de estas etapas.

Una primera mirada a la nube de puntos de los subperíodos revela que el comportamiento del período completo está dominado por la etapa de *alta inflación*, hecho que surge de comparar el Gráfico 4 con el Gráfico 5.B.

**Tabla 1 / Estadísticos descriptivos**

**Retorno real anual de un plazo fijo a 30 días denominado en pesos**

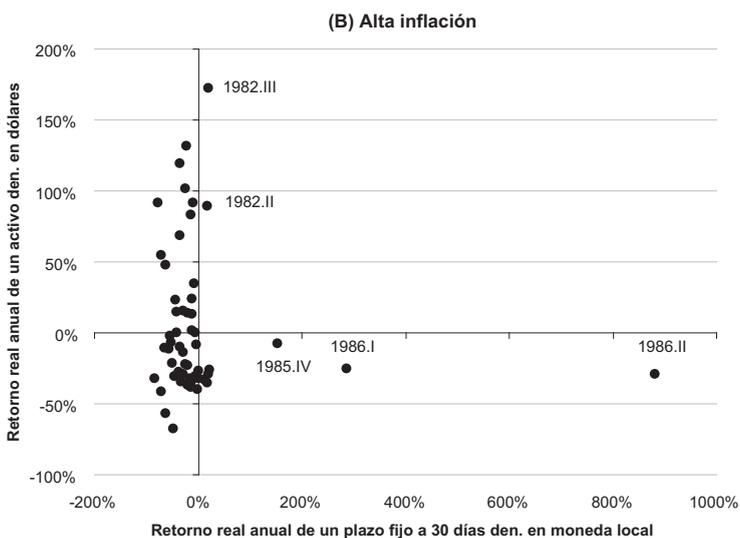
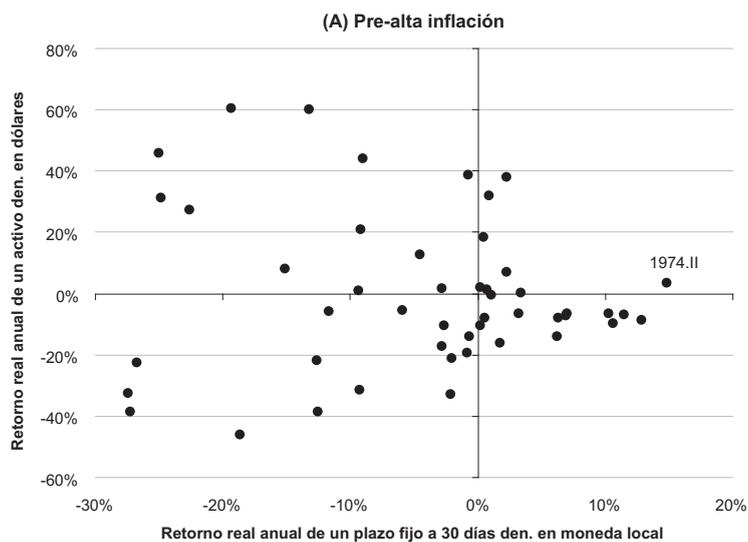
	Completo 1963.II-2009.IV	Período		
		Pre-alta inflación 1963.II-1975.I	Alta inflación 1975.II-1988.IV	Post-convertibilidad 2003.I-2009.IV
Media	0,014	-0,045	-0,003	0,072
Mediana	-0,028	-0,014	-0,200	0,071
Dev. Estándar	0,887	0,113	1,328	0,032
Coef. de variación	63,499	2,511	523,696	0,438

**Retorno real anual de un activo denominado en dólares**

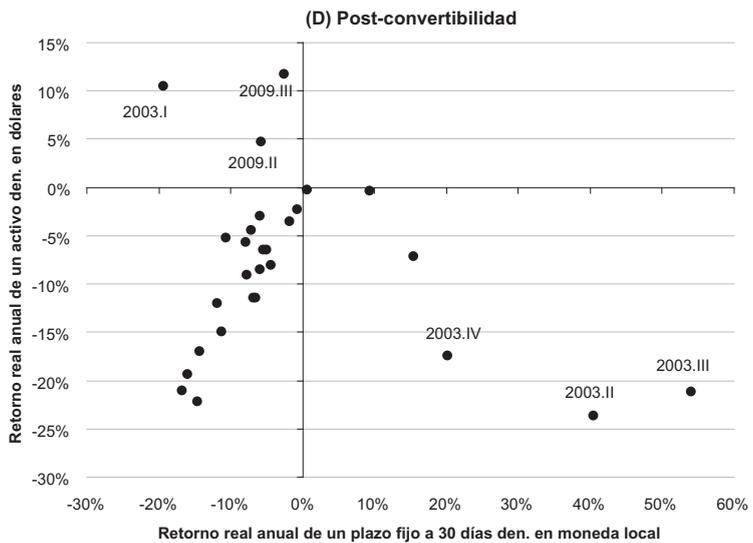
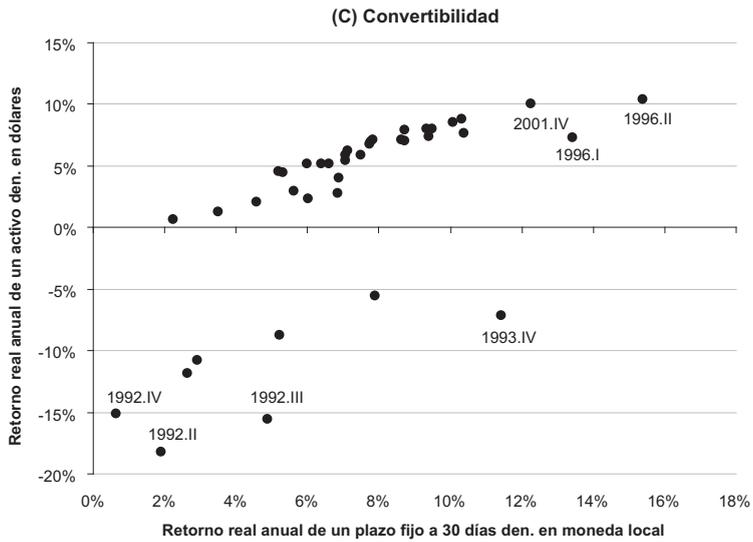
	Completo 1963.II-2009.IV	Período		
		Pre-alta inflación 1963.II-1975.I	Alta inflación 1975.II-1988.IV	Post-convertibilidad 2003.I-2009.IV
Media	0,038	-0,003	0,044	0,023
Mediana	-0,055	-0,065	-0,118	0,052
Dev. Estándar	0,450	0,252	0,523	0,077
Coef. de variación	11,791	86,847	11,809	3,346

Fuente: elaboración propia.

### Gráfico 5 / Retornos reales de activos denominados en moneda local y en dólares



**Gráfico 5 / Retornos reales de activos denominados en moneda local y en dólares (continuación)**



Fuente: elaboración propia.

En segundo lugar, el diagrama de puntos correspondiente al período de *pre-alta inflación* (Gráfico 5.A) muestra que son pocas las observaciones correspondientes a retornos reales positivos para ambos tipos de activos (el primer cuadrante concentra sólo el 17% de las observaciones). Por otra parte, es la dispersión presente en el subperíodo lo que caracteriza el diagrama de puntos. Como se muestra en la segunda columna de la Tabla 1, la media y la mediana del período se ubican, para ambos retornos, en el tercer cuadrante del gráfico, siendo la volatilidad de los retornos en dólares superior a la de los activos denominados en moneda local. La volatilidad observada en los retornos reales de los activos denominados en dólares durante esta etapa puede asociarse principalmente a tres episodios, claramente identificables en el Gráfico 3: (i) el régimen de *crawling peg*, llevado a cabo entre abril de 1964 y mayo de 1966, durante la administración del presidente Illia; (ii) la devaluación de la moneda realizada durante la administración de Onganía en marzo de 1967, y (iii) la posterior re-adopción del régimen de *crawling peg* durante la administración de Lanusse, que había sido abandonado en 1966 (De Pablo, 2005).

El shock devaluatorio de junio de 1975 (conocido como “Rodrigazo” por el entonces ministro de economía Celestino Rodrigo) desencadenó una dinámica de precios y salarios que dio origen al denominado régimen de *alta inflación*. Con excepción de 1980 y 1986, durante los años que siguieron al “Rodrigazo” hasta 1991, la inflación acumulada anual a diciembre de cada año fue superior al 100%.

Los efectos de la aceleración inflacionaria, y de los recurrentes episodios devaluatorios acontecidos a lo largo del período de *alta inflación* se reflejan en las estadísticas descriptivas del período. En efecto, tal como puede observarse en el Gráfico 5.B y en la tercera columna de la Tabla 1, el régimen de *alta inflación* implicó un cambio dramático en términos de las medianas y las medidas de variabilidad con respecto al régimen de *pre-alta inflación*. La mediana de los retornos denominados en moneda local fue de -20,0% y de -11,8% en el caso de los denominados en dólares, siendo ambas medias significativamente superiores (-0,3% y 4,4%, respectivamente). Por su parte, los desvíos estándar de ambos retornos también evidencian un incremento dramático con respecto a la etapa previa.<sup>8</sup> En términos del diagrama de puntos, el efecto de la alta inflación sobre

---

<sup>8</sup> Nótese que hacemos referencia al desvío estándar y no al coeficiente de variación. Esto se debe a que este último no es una buena referencia para el período de *pre-alta inflación*, dado que la media de la muestra se encuentra muy cercana a cero (-0,3%).

los retornos reales del período se manifiesta en que sólo dos observaciones se encuentran en el primer cuadrante del Gráfico 5.B (17% de la muestra), mientras que el tercer cuadrante concentra el 47% de las observaciones.

El régimen de *alta inflación* constituyó una estructura de contratos (explícitos e implícitos) y un modo de formación de expectativas muy adaptadas a la alta inflación (Frenkel, 1989). Un rasgo relevante de la economía muy adaptada a la alta inflación es la elevada persistencia inflacionaria (Frenkel, 1989; y Basco, D'Amato y Garegnani, 2009). Otro rasgo es el incremento en las velocidades de ajuste, consecuencia del acortamiento de la estructura contractual de la economía.

Sin embargo, algunos hechos acontecidos durante el subperíodo de *alta inflación* son relevantes para comprender los incentivos tras el proceso de dolarización de cartera del sector privado. El primer evento fue la experiencia de desregulación del sistema financiero y liberalización del mercado de cambios iniciada en 1977 y complementada por la adopción en diciembre de 1978 de un régimen de anuncio anticipado de la tasa de devaluación conocido como “tablita”, abandonado en marzo de 1981. Dada la elevada inercia inflacionaria, durante este régimen de administración cambiaria se evidenció un proceso de apreciación real que repercutió negativamente en el comercio exterior del país. El balance comercial, que había sido superavitario, arrojó en 1980 un fuerte déficit, al igual que el saldo de cuenta corriente. Inspirada en el enfoque monetario del balance de pagos, se esperaba que, como resultado de la experiencia de apertura y liberalización, la tasa de inflación doméstica convergiera a la internacional. Sin embargo, los resultados fueron muy diferentes a los esperados. Los arreglos institucionales del régimen de alta inflación no fueron desarticulados, y lo que se observó fue un fuerte aumento de los pasivos externos tanto por parte del sector privado como del sector público (Damill *et al.*, 1988). Entre fines de 1977 y fines de 1980, la deuda externa se incrementó un 180,7% (139,2% la deuda pública y 249,6% la privada). El incremento de la deuda financió masivas adquisiciones de activos externos por parte del sector privado, y esta fuga de capitales se prolongaría a lo largo del proceso de ajuste durante los años siguientes.

Los desequilibrios externo y fiscal adquirieron ciertos rasgos novedosos a partir del fracaso del intento de liberalización y apertura. Como consecuencia de los niveles de endeudamiento del país, la cuenta corriente pasó a ser crónicamente deficitaria. A diferencia de los desequilibrios característicos del período previo a la crisis de la deuda, el déficit de cuenta corriente ya no se originaba en un exceso

de absorción doméstica sobre el ingreso nacional, sino al sobreendeudamiento público y privado del período 1978-1981. En contraste con los desequilibrios flujo que las políticas de ajuste tradicional lograban revertir con cierta rapidez, este desbalance *stock*-flujo no podía ser corregido de la misma forma mediante la contracción del gasto.

De esta manera, otro proceso relevante en términos de los incentivos a la dolarización de cartera del sector privado durante el subperíodo de *alta inflación* se caracteriza por los desequilibrios macroeconómicos y los intentos de ajuste del período 1981-1983 (conocido como proceso de “ajuste caótico”; Damill *et al.*, 1994). Durante aquellos años, la política económica buscó reequilibrar el balance de pagos mediante fuertes devaluaciones y tomó acciones orientadas a reducir el sobreendeudamiento privado que había resultado de la fase anterior. A mediados de 1982, se llevó a cabo una nueva reforma financiera, pero de signo contrario a la de 1977. La misma reintrodujo las regulaciones de tasa de interés para facilitar una masiva licuación de las deudas privadas con el sistema financiero.

La crisis financiera internacional de 1982 agravó la situación externa de la economía argentina. La restricción al financiamiento externo profundizó la necesidad del sector público no financiero por disponer de fuentes de financiamiento domésticas. Como consecuencia, durante toda la década el banco central devino en una importante fuente de financiamiento a través de la monetización de los déficits del tesoro nacional. Este elemento hizo mella en la dinámica de precios, acentuando el proceso inflacionario. En junio de 1985 el gobierno ensayó un plan de estabilización denominado Plan Austral. La medida tuvo efectos temporales, que son mostrados en el Gráfico 5.B, en el que se observa que los trimestres que siguieron al plan se corresponden con retornos en moneda local marcadamente positivos, consistente con la desaceleración inflacionaria acontecida.

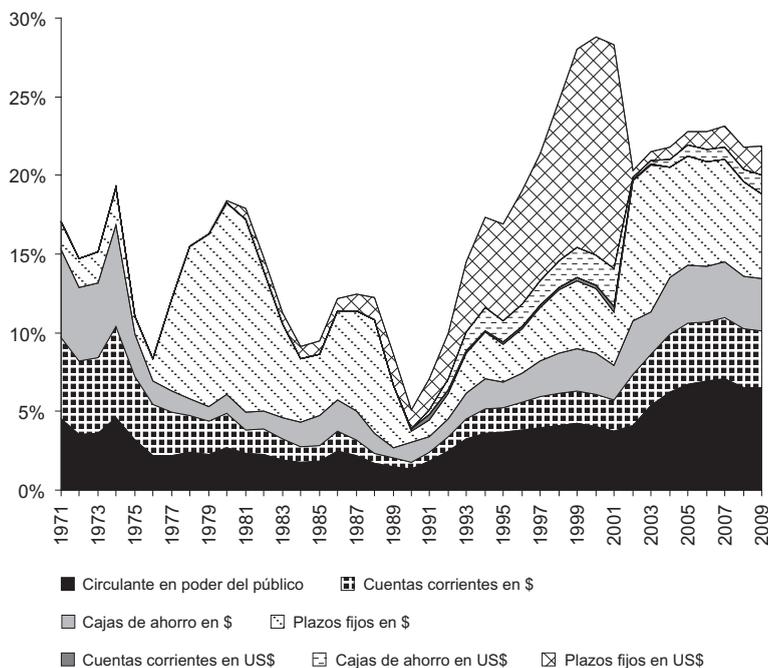
A medida que los efectos estabilizadores del Plan Austral se disiparon, los desequilibrios macroeconómicos y la dinámica inflacionaria se acentuaron a partir de 1987. Luego de un nuevo intento fallido de estabilización en 1988 (Plan Primavera), el régimen de *alta inflación* entró en crisis en 1989 bajo la forma de procesos hiperinflacionarios. En este contexto, las expectativas tendieron a formarse con el tipo de cambio como variable líder de la aceleración inflacionaria. Los precios de bienes y servicios comenzaron a establecerse directamente en dólares, con lo que se generó una “dolarización” de ciertas estructuras de precios. Este proceso se extendió a otros mercados y es la contracara de

la profundización del proceso de “desmonetización” observado durante las experiencias hiperinflacionarias.

En el Gráfico 6 se presenta la evolución del agregado M3 privado bimonetario de la Argentina para el período 1971-2009. Durante el período de alta inflación se observan tres episodios de marcada desmonetización de la economía, asociados con los efectos del Rodrigazo, la crisis de la tablita y posterior proceso de “ajuste caótico”<sup>9</sup> y el proceso de hiperinflación desencadenado hacia finales de la década del noventa.

La ley de Convertibilidad de abril de 1991 estableció un tipo de cambio fijo, prohibió la indexación tanto en los mercados de bienes como en los de factores y en

**Gráfico 6 / Evolución del agregado M3 privado bimonetario (como % del PIB)**



Fuente: elaboración propia.

<sup>9</sup> El proceso de desmonetización se detiene y se recupera parcialmente como consecuencia de la implantación del Plan Austral.

los mercados financieros, otorgó validez legal a los contratos con independencia de la moneda en que estuvieran formulados, a la vez que se desregularon completamente las transferencias de capital con el resto del mundo (Damill *et al.*, 2003). Este conjunto de medidas resultó altamente eficiente para desarticular el régimen de *alta inflación* que había regido entre 1975 y 1989. En términos de la evolución de los retornos reales, el período de *Convertibilidad* se diferencia claramente tanto en su media como en su variabilidad respecto a las etapas previas. El Gráfico 5.C muestra la menor volatilidad y la mayor concentración de retornos positivos en ambas monedas. Como puede observarse en la cuarta columna de la Tabla 1, los retornos en pesos presentan una distribución simétrica, con un retorno medio de 7,2%, mientras que el retorno en dólares, que en promedio fue de 2,3%, presenta una mediana del 5,2%. Esta diferencia entre la media y la mediana refleja la asimetría en la distribución resultante de la inercia inflacionaria de la primera etapa del régimen, que con un tipo de cambio nominal fijo, implicó bajos retornos reales por poseer divisas. Sin embargo, como puede observarse en el Gráfico 3, una vez estabilizada la inflación, la evolución de los retornos reales en moneda local y en dólares fue prácticamente idéntica.

La desarticulación de la estructura contractual asociada a las experiencias hiperinflacionarias, promovió la remonetización de la economía que fue interrumpida brevemente por los efectos de la crisis del Tequila (ver Gráfico 6). Sin embargo, este proceso fue motorizado principalmente por el crecimiento de los depósitos en dólares. De hecho, nótese que si bien el M3 privado bimonetario recuperó los niveles de la segunda mitad de los años setenta recién en 1996, los niveles de M3 privado en pesos de aquellos años sólo se alcanzarían nuevamente a partir del colapso del régimen de *Convertibilidad* con la desdolarización obligada de los contratos financieros. La crisis que marcó el fin del régimen de *Convertibilidad* implicó un fuerte incremento en el retorno real de los activos denominados en dólares y una caída en el valor real de los activos denominados en moneda local. Dado que el *shock* cambiario fue acompañado de una crisis bancaria y fiscal que incluyó el incumplimiento de pago sobre parte de la deuda pública, la sustitución de los activos en pesos por parte del sector privado fue dirigida casi exclusivamente hacia activos externos denominados en dólares. La salida neta de activos de cartera por parte del sector privado alcanzó el 16,8% del PIB en 2002, acumulando 31% entre 1999 y 2002. En otras palabras, la contraparte de la desdolarización normativa del sistema financiero durante la crisis de 2002 fue un marcado incremento en las tenencias de activos externos por parte del sector privado no financiero.

La etapa que siguió a la crisis de 2002, y que hemos denominado de *post Convertibilidad*, se caracteriza por un patrón de su diagrama de puntos similar al del período de 1975.II-1988.IV, aunque en una escala de magnitud sustancialmente inferior (ver gráficos 4 y 5.D). De hecho, en esta etapa no se observan simultáneamente retornos positivos en moneda local y en dólares. Durante la mayor parte del período ambos retornos fueron negativos (68% de la muestra). Por otra parte, los retornos en moneda local más altos están asociados con bajos retornos en dólares. Este hecho se corresponde con el período de apreciación real observado a lo largo de la segunda mitad del año 2003. Por último, las observaciones correspondientes a retornos en dólares positivos se asocian con la devaluación nominal llevada a cabo durante el año 2009.

#### **IV. Interpretando las decisiones de cartera del sector privado**

A lo largo de los párrafos anteriores hemos caracterizado los procesos de la historia monetaria argentina que desde nuestra perspectiva condicionaron significativamente la evolución de los retornos reales de los activos en moneda local y en dólares del sector privado no financiero en los últimos cincuenta años.

En la presente sección, proponemos una interpretación formalizada de la asignación de cartera del sector privado entre ambos conjuntos de activos, en función de los retornos reales descritos por las ecuaciones (1), (2) y (2'), representados en el Gráfico 3. Como fuera mencionado en la introducción de este trabajo, el enfoque que desarrollamos buscará dar respuesta a la siguiente pregunta: si durante los últimos cincuenta años los agentes privados se hubieran comportado de acuerdo con la teoría de selección de cartera en un entorno de media-varianza, y formado expectativas sobre los retornos reales de acuerdo con la metodología MGARCH, ¿en qué grado la volatilidad de las series de retornos reales determinada por cada uno de los procesos monetarios descritos previamente ha afectado la asignación entre activos denominados en moneda local y en dólares? Nuestro objetivo es desarrollar un ejercicio que, a partir de las series de retornos esperados y varianzas y covarianzas condicionales, nos permita conjeturar acerca de cuáles han sido los procesos monetarios de las últimas décadas que más contribuyeron a la dolarización de cartera del sector privado, más allá del análisis de las estadísticas descriptivas y de la historia monetaria del país.

El lector debe tener en cuenta que, cuando hablamos de varianzas y covarianzas esperadas condicionales sobre los retornos reales, estrictamente estamos hablando de las varianzas y covarianzas esperadas sobre los errores de pronóstico que el agente realiza en  $t$  respecto del valor de las variables en  $t+1$ . Es por eso que de aquí en adelante utilizaremos indistintamente los términos varianzas y covarianzas de los retornos reales o varianzas y covarianzas de los errores de pronóstico.

La razón por la que planteamos el ejercicio en un entorno de media-varianza prescindiendo de los momentos de orden superior (por ejemplo, sesgo y curtosis), es nuevamente que nuestro objetivo es obtener demandas óptimas de activos como proporción de la cartera que no dependan del nivel de la misma. Como se detalla en el Anexo A, suponiendo normalidad en los retornos (la distribución queda completamente caracterizada por los dos primeros momentos) y bajo funciones de utilidad específicas, obtenemos demandas que no dependen del tamaño de la cartera.

#### **IV.1. Decisiones de cartera. Un análisis formal**

Supongamos que el comportamiento agregado del sector privado no financiero fuera asimilable al de un agente averso al riesgo que maximiza la utilidad esperada de su riqueza en  $t+1$ . Siendo  $r_{t+1}^e = E_t(r_{t+1})$  el vector de retornos que los agentes esperan en  $t$  rijan entre el período  $t$  y  $t+1$ , y  $A_t$  un vector  $K \times 1$  cuyo elemento  $A_{K,t}$  es el monto del activo  $K$  que el agente mantiene en  $t$ . Por lo tanto, el valor de la riqueza esperada por el agente en  $t+1$  puede expresarse como:

$$W_{t+1}^e = E_t(W_{t+1}) = (\mathbf{1} + r_{t+1}^e)' A_t \quad (3)$$

donde  $E$  se define como el operador expectativa y  $\mathbf{1}$  como un vector unitario de dimensión  $K \times 1$ .

Suponiendo también que los retornos son generados por una distribución de probabilidad normal multivariada, la utilidad esperada de la riqueza en  $t+1$  puede ser aproximada (ver Anexo A para su derivación) como:

$$E_t[U(W_{t+1})] = U(W_{t+1}^e) + \frac{1}{2} U''(W_{t+1}^e) \cdot V_{t+1} \quad (4)$$

con:

$$V_{t+1} = E\left[\left(W_{t+1} - W_{t+1}^e\right)^2\right] = A_t' H_{t+1} A_t \quad (5)$$

donde  $V_{t+1}$  denota la varianza condicional de la riqueza en  $t+1$  y  $H_{t+1}$  la matriz de varianzas y covarianzas condicionales en  $t+1$ .

El problema de optimización que enfrenta el agente se resume entonces en maximizar la expresión (4) sujeto a la restricción  $t'A_t = W_t$ . El lagrangiano resulta:

$$\mathcal{L} = U\left[\left(1+r_{t+1}^e\right)' A_t\right] + \frac{1}{2} U''\left[\left(1+r_{t+1}^e\right)' A_t\right] \cdot A_t' H_{t+1} A_t + \lambda(t'A_t - W_t) \quad (6)$$

con las siguientes condiciones de primer orden:<sup>10</sup>

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial A_t} : U'\left[W_{t+1}^e\right] \cdot \left(1+r_{t+1}^e\right) + \frac{1}{2} U''\left[W_{t+1}^e\right] \cdot 2H_{t+1} A_t + \lambda t = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} : t'A_t - W_t = 0 \quad (8)$$

Resolviendo el sistema definido por la ecuaciones (7)-(8), se obtienen las tenencias óptimas de activos  $A_t^*$  (para un análisis detallado de su derivación, ver Anexo A):

$$A_t^* = (1/D)Q\left(1+r_{t+1}^e\right) + \tilde{L}W_t \quad (9)$$

con:

$$D = -U''\left[W_{t+1}^e\right] / U'\left[W_{t+1}^e\right]$$

$$Q = H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}'$$

Adicionalmente, puede demostrarse que  $t\tilde{L} = 1$ ,  $t'Q = 0t'$ ,  $Qt = 0t$  y  $Q = Q'$  (ver Courakis, 1989).

De la expresión (9) se desprende que el vector de demandas óptimas de activos financieros  $A_t^*$  (en niveles) de dimensión  $(K \times 1)$ , es función de los retornos

---

<sup>10</sup> En el caso de la condición  $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial A} = 0$  se ignora el término correspondiente a la derivada de tercer orden de la función de utilidad.

reales esperados sobre los activos financieros (vector  $r_{t+1}^e$ ), del grado de aversión al riesgo absoluto del agente ( $D$ ), del tamaño de su cartera  $W_t$ , y de la estructura percibida de riesgos asociada a los errores de pronóstico sobre los retornos en  $t+1$  (matriz  $H_{t+1}$  a través de la transformación  $Q$ ). La forma funcional específica que tomen las demandas óptimas de activos dependerá de cuál sea la forma funcional asumida para la función de utilidad.

El ejercicio propuesto supone el caso de un agente privado cuyas preferencias en cuanto a sus decisiones de portafolio vienen dadas por una función de utilidad exponencial negativa en retornos, del tipo:

$$U(W_{t+1}^e) = \chi - \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e/W_t)} \quad (10)$$

La decisión de utilizar esta función de utilidad descansa en el hecho de que, suponiendo que los errores de pronóstico sobre los retornos reales se encuentren normalmente distribuidos (consistente con la metodología MGARCH), las funciones de demanda óptimas de activos financieros (ecuación 9) que se derivan del problema de optimización (ecuación 6) toman la forma:

$$A_t^* = \delta^{-1} W_t \cdot Q \cdot r_{t+1}^e + \tilde{L} \cdot W_t \quad (11)$$

El vector  $A_t^*$  puede expresarse como una proporción del *stock* total de activos financieros en  $t$  ( $W_t$ ), resultando:

$$w_t^* = \frac{A_t^*}{W_t} = \delta^{-1} \cdot Q \cdot r_{t+1}^e + \tilde{L} \quad (12)$$

En el Anexo B se presenta la derivación de las ecuaciones (11) y (12). La forma funcional de las demandas de activos como proporción del portafolio (12) poseen una característica deseable, que nos permitirá lidiar con el problema de ausencia de información sobre la evolución de los *stocks* financieros mencionada en la sección II.<sup>11</sup>

Este supuesto es el de independencia de las proporciones óptimas de cartera  $w_t^*$  respecto del nivel inicial de activos  $W_t$ , el cual implica que cambios en este

---

<sup>11</sup> Una discusión de las características conferidas a las demandas óptimas de activos financieros por diversas funciones de utilidad usualmente empleadas en la literatura de selección de cartera se presenta en Courakis (1989).

último no afectan la composición óptima del portafolio del agente entre los activos denominados en moneda local y en dólares. Esta propiedad nos permitirá prescindir en el análisis de las series de activos totales  $W_t$ , siendo sólo relevante para la decisión del agente la información concentrada en los retornos reales, determinados por las ecuaciones (1), (2) y (2') y representados en el Gráfico 3.

Para cuantificar las proporciones óptimas de activos a partir de la ecuación (12), y una vez supuestos valores para el coeficiente de aversión al riesgo relativo  $\delta$ , debemos especificar no sólo los valores de los retornos reales esperados (vector  $r_{t+1}^e$ ) sino también los de sus varianzas y covarianzas condicionales (matriz  $H_{t+1}$ ), a través de las cuales se determinan la matriz  $Q$  y el vector  $\tilde{L}$ . En este sentido, la metodología MGARCH resulta una herramienta apropiada para nuestro propósito, dado que se ajusta a la estructura de "clusters" de las series de retornos reales representadas en el Gráfico 3. En la subsección IV.2 presentamos una descripción de la metodología econométrica propuesta. Bajo el supuesto que el agente forma sus expectativas a través de este proceso, en la sección V obtendremos la evolución de los retornos esperados condicionales (vector  $r_{t+1}^e$ ), como así también de la estructura de varianzas y covarianzas condicionales de los errores de pronóstico (matriz  $H_{t+1}$ ), ambos insumos esenciales para la cuantificación de los efectos de la incertidumbre sobre las decisiones de cartera que se presenta más adelante.

#### ***IV.2. Un enfoque econométrico para la medición de la incertidumbre***

En esta subsección repasamos muy brevemente algunos de los modelos desarrollados en la literatura econométrica para abordar la naturaleza heterocedástica de los retornos reales promedios de los activos denominados en moneda local como en dólares. Esto nos indica que el supuesto de varianza constante del término de error es inapropiado y debería entonces recurrirse a una metodología que modele de manera explícita la naturaleza de varianza condicional no constante de estos retornos.

Es sabido que los pronósticos condicionales son superiores a los pronósticos no condicionales independientemente del supuesto de varianza constante. Además, esta superioridad del pronóstico condicional se acentúa aún más si la varianza del error de pronóstico resulta ser no constante. Uno de los enfoques que explícitamente introduce a la varianza condicional como variable independiente a ser

modelada es la metodología ARCH.<sup>12</sup> Engle (1982) demostró que es posible modelar simultáneamente la media y la varianza de una serie, y que la varianza del pronóstico condicional obtenida a partir de esta metodología depende de la información pasada. Bollerslev (1986) extendió el trabajo original de Engle, permitiendo que la varianza condicional siga un proceso ARMA. La forma en la que la varianza condicional evolucionó es lo que ha dado origen a los diferentes nombres con los que actualmente se conoce a la metodología inicialmente desarrollada por Engle (ARCH, GARCH, EGARCH, etc.)<sup>13</sup>. Formalmente un proceso GARCH consiste en la estimación simultánea de las siguientes ecuaciones:

$$r_t = c + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 r_{t-2} + \dots + \beta_k r_{t-k} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= v_t \left( \gamma_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}^2 + \phi_1 h_{t-1} + \phi_2 h_{t-2} + \dots + \phi_p h_{t-p} \right)^{0.5} = \\ &= v_t (h_t)^{0.5} \end{aligned} \quad (14)$$

donde  $r_t$  es la serie de interés; la ecuación (13) representa la ecuación de la media y la ecuación (14) representa el proceso ARMA que sigue el error del modelo.<sup>14</sup> Ambas ecuaciones están relacionadas mediante  $h_t$ , la varianza condicional de  $\varepsilon_t$ ; de ahí que el proceso (14) describa la varianza condicional de la media. Dado que  $\varepsilon_t = v_t (h_t)^{0.5}$ ,  $v_t \sim RB$  con  $\sigma_v^2 = 1$ , luego la relación entre  $h_t$  y  $\varepsilon_t^2$  es:

$$\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t$$

y, con  $E v_t^2 = E_{t-1} v_t^2 = 1$  entonces:

$$Var(\varepsilon_t) = E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t$$

Por lo tanto,  $h_t$  es la varianza condicional de  $\varepsilon_t$ .

A fin de asegurar que la estimación de la varianza condicional se trate efectivamente de una varianza, se requiere que los parámetros sean positivos, en

<sup>12</sup> Autoregressive Conditionally Heteroskedastic.

<sup>13</sup> Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic, GARCH y EGARCH por Exponential.

<sup>14</sup> Por simplicidad sólo se especificaron términos autorregresivos en la ecuación de la media pero también pueden especificarse medias móviles y/o variables exógenas/ predeterminadas.

particular  $\gamma_0$ . Nótese además que si todos los parámetros  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  son iguales a cero, la varianza condicional estimada coincide con la varianza no condicional  $\gamma_0$ . Pero, si la varianza condicional varía en el tiempo, entonces algún  $\theta_i$  y/o algún  $\phi_i$  serán distintos de cero. Además el proceso ARMA representado mediante la ecuación (14) será estacionario siempre y cuando las raíces del polinomio característico asociado a dicha ecuación estén fuera del círculo unidad.<sup>15</sup> La estimación de dichos parámetros se realiza mediante el método de estimación máximo verosímil (MLE), donde se sustituye a  $\sigma^2$  por  $h_t$  en la función de verosimilitud normal que se desea maximizar (Engle, 2001). Un supuesto controvertido en la maximización de la función de verosimilitud es el supuesto de normalidad condicional, ya que por lo general la normalidad condicional de los retornos es más la excepción que la regla.<sup>16</sup> Asimismo, la resolución de esta maximización no puede obtenerse de manera analítica sino que requiere de algoritmos de optimización iterativos debido a las no linealidades de la función. Por otro lado, la maximización de una función de verosimilitud Gaussiana, que ha sido incorrectamente especificada, está justificada por la teoría de los estimadores cuasi-máximo verosímiles (QMLE). Las propiedades teóricas de los estimadores QMLE aseguran consistencia y normalidad asintótica (Bollerslev y Wooldridge, 1992). Adicionalmente, en el caso particular de los procesos GARCH como el planteado en la ecuación (14), se ha demostrado que tanto la consistencia como la normalidad asintótica de los parámetros de este tipo de modelos valen independientemente de los valores que estos puedan alcanzar, se trate ya de procesos ergódicos, no estacionarios o explosivos (Jensen y Rahbek, 2004).

Esta metodología resulta interesante ya que nos permite disponer de estimaciones para la varianza condicional de pronóstico en cada momento  $t$  del tiempo para cada uno de los retornos que se pretende estudiar. Aunque atractivo, se trata de un método univariado que ignora los comovimientos que puedan existir entre ambos retornos. Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988) amplían esta metodología al contexto multivariado, permitiendo no sólo disponer de estimaciones de las varianzas condicionales sino también de las covarianzas

---

<sup>15</sup> Para más detalles ver Hamilton, Cap. 21, pág. 666.

<sup>16</sup> La normalidad condicional de los retornos sería una consecuencia de suponer a los  $v_t$  con distribución Gaussiana. Nótese que aún bajo el supuesto de normalidad de la distribución condicional subyacente, la distribución no condicional generalmente no será normal, en particular resultará leptocúrtica, es decir, tendrá más masa en las colas que una distribución normal, lo que asigna mayor probabilidad a la presencia de *outliers* (Lütkepohl, cap. 16, 2005).

condicionales, es decir el supuesto de homocedasticidad se relaja también para las covarianzas.<sup>17</sup>

En este sentido, un contexto multivariado con matriz de varianzas y covarianzas condicional de los retornos no constante, es el marco econométrico apropiado para el análisis de los retornos de un activo doméstico y un activo externo para los últimos 50 años de la economía argentina.

Si bien la generalización conceptual del proceso GARCH univariado al multivariado (MGARCH) resulta intuitiva, la dimensión del espacio de parámetros involucrados en la estimación de un proceso multivariado puede resultar ingobernable (Ding y Engle, 2001).<sup>18</sup> Adicionalmente, la estimación de un modelo dinámico que describa el comportamiento de los momentos de segundo orden de un vector de errores no correlacionados serialmente pero con heterocedasticidad condicional se vuelve fácilmente intratable conforme aumenta la dimensión del vector de medias. Por otra parte, como mencionamos anteriormente, los métodos de estimación de los procesos GARCH requieren de procedimientos numéricos iterativos para alcanzar el óptimo, a lo que se le agrega el problema de que la matriz de varianzas/covarianzas condicional en cada momento  $t$  del tiempo debe resultar definida positiva. Todas estas razones contribuyen a la escasa existencia de trabajos empíricos.<sup>19</sup>

En nuestro caso, el MGARCH del vector de retornos  $z_t = (r_t^{\$}, r_t^{us\$})'$  con matriz de covarianzas condicional  $H_t$  de  $2 \times 2$  con  $t = 1, \dots, T$  y  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{\$}, \varepsilon_t^{us\$})'$  vector de residuos, es tal que:

$$\begin{aligned} z_t &= E(z_t / \psi_{t-1}) + \varepsilon_t \\ \text{Var}(\varepsilon_t / \psi_{t-1}) &= H_t = (h_{ijt}) \\ \varepsilon_t / \psi_{t-1} &\sim N(0, H_t) \end{aligned} \tag{15}$$

donde  $\psi_{t-1}$  es el conjunto de información disponible al momento  $t-1$ .

---

<sup>17</sup> Bollerslev (1990) lo interpreta como una extensión del método Seemingly Unrelated Regression (SUR) en el que se levanta el supuesto de homocedasticidad.

<sup>18</sup> Bauwens *et al.* (2006) realizan una revisión muy detallada de los modelos MGARCH.

<sup>19</sup> Ver capítulo 5 de Helmut Herwartz, en "Applied Time Series Econometrics", 2004.

La especificación de  $H_t$ , es clave en el MGARCH, ya que diferentes especificaciones darán como resultados diferentes GARCH multivariados. Bollerslev *et al.* (1988) proponen una especificación bastante simple de heterocedasticidad de los residuos que consiste en que cada covarianza condicional dependa solamente de sus propios valores pasados y de sus propios *shocks*, lo que reduce significativamente la cantidad de parámetros a estimar. Esta forma de restringir el modelo se conoce como *diagonal Vech*, y la forma explícita de la evolución de la covarianza es:

$$h_{ijt} = \gamma_{ij} + \theta_{ij} \varepsilon_{it-1} \varepsilon_{jt-1} + \phi_{ij} h_{ijt-1}$$

con  $i, j = 1, \dots, K$  y  $t = 1, \dots, T$ .

Bajo la especificación *diagonal Vech* se requiere estimar  $(p + q + 1)K(K + 1)/2$  parámetros, donde  $p$  indica la cantidad de rezagos autorregresivos de  $H_t$ ,  $q$  la cantidad de rezagos de los *shocks* y  $K$  el orden del sistema multivariado. En nuestro caso, MGARCH(1,1) con  $K = 2$ , implica estimar 9 parámetros para determinar la evolución de la matriz de varianzas y covarianzas en el tiempo. Sin embargo, la estimación de este sistema no garantiza que la forma *diagonal Vech* resulte definida positiva. En caso de que no lo fuera, debe recurrirse entonces a restricciones adicionales sobre alguna o eventualmente todas las matrices  $\Theta = (\theta_{ij})$ ,  $\Phi = (\phi_{ij})$  y  $\Gamma = (\gamma_{ij})$  de  $K \times K$  involucradas en el proceso GARCH multivariado.

Además de la representación *diagonal Vech* existen otras dos especificaciones posibles. Bollerslev (1990) propone estimar un MGARCH con matriz de covarianzas condicional variable en el tiempo pero con correlaciones condicionales constantes. Si bien esta especificación es más parsimoniosa que la anterior, se trata de una estructura dinámica bastante específica y la validez del supuesto de correlaciones condicionales constantes debería tener base en la evidencia empírica. La tercera especificación de la matriz de covarianzas condicional está dada por la representación BEKK propuesta por Baba, Engle, Kraft y Kroner (1991). La particularidad de esta representación, a diferencia de la *diagonal Vech*, es que le imprime a la matriz de covarianza una estructura tal que la misma resulta definida positiva.

## V. Análisis empírico

### V.1. Estimación econométrica del MGARCH

A continuación presentamos la estimación de un modelo de regresión multivariado que estima conjuntamente la media condicional y las covarianzas condicionales para las series de retornos reales en moneda local y en dólares especificadas por las ecuaciones (1), (2) y (2'). Nuestro análisis se focaliza en el hecho de que las expectativas de los agentes son condicionales, es decir, se comportan como variables aleatorias más que como constantes. Por esta razón estimamos el sistema especificado en (15) como un GARCH bivariado para el vector de retornos, donde  $r_{1t}$  representa el retorno promedio de los activos denominados en moneda local y  $r_{2t}$  el retorno de los activos denominados en dólares para el período 1963.III-2009.IV. El método de estimación simultáneo empleado es máxima verosimilitud con la especificación *diagonal Vech* para la matriz  $H_t$ .<sup>20</sup>

La expresión (16) presenta la estimación del sistema para la ecuación de medias mientras que el sistema (17), muestra la estimación de la matriz de covarianzas condicional de los retornos con sus correspondientes errores estándar entre paréntesis.<sup>21</sup> Recordemos que esto simboliza el hecho de que los agentes no sólo actualizan las estimaciones de los retornos promedios esperados en cada período sino que también actualizan la matriz de varianzas-covarianzas de los mismos, basados en las novedades del último período. En este sentido, los agentes realizan un aprendizaje: modifican la matriz de covarianzas a partir de la información de los retornos medios (Bollerslev *et al.*, 1988).

---

<sup>20</sup> El algoritmo de optimización utilizado en la maximización de la función de verosimilitud fue el de Marquardt. Además hubo que aplicar restricciones sobre las formas cuadráticas  $\Theta$ ,  $\Phi$  y  $\Gamma$  involucradas en la optimización para asegurar la unicidad de la parametrización y las propiedades deseables por tratarse de matrices de covarianzas condicionales.

<sup>21</sup> Se trata de los estimadores QMLE ya que utilizamos la corrección de la matriz de varianzas propuesta por Bollerslev y Wooldridge (1992). Así y todo las propiedades asintóticas tanto de los MLE como de los QMLE para el caso de los MGARCH no han sido aún claramente establecidas y hace falta más investigación al respecto (Bauwens *et al.*, 2006).

$$\begin{bmatrix} r_{1t} \\ r_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,001 \\ (0,003) \\ -0,001 \\ (0,003) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,898 & 0 & 0 & 0 \\ (0,031) & & & \\ 0 & 0,973 & -0,231 & 0,192 \\ (0,023) & (0,032) & (0,026) & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{2,t-4} \\ r_{2,t-5} \end{bmatrix} + dummies + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0002 \\ (6,92e^{-5}) \\ 0,0002 \\ (6,92e^{-5}) \\ 0,0002 \\ (6,92e^{-5}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,851 & 0 & 0 \\ (0,145) & & \\ 0 & 0,779 & 0 \\ (0,125) & & \\ 0 & 0 & 0,713 \\ (0,154) & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,586 & 0 & 0 \\ (0,041) & & \\ 0 & 0,584 & 0 \\ (0,035) & & \\ 0 & 0 & 0,583 \\ (0,043) & & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (17)$$

En cuanto a la ecuación de la media (ecuación 16), ambos procesos estocásticos son altamente persistentes (0,898 para el retorno denominado en moneda local y 0,973 para el denominado en dólares), con la particularidad que en el caso del retorno del activo denominado en dólares hay un ajuste del mismo de acuerdo a lo ocurrido un año atrás. En ambas ecuaciones de la media fue necesario introducir *dummies* puntuales debido a la diversidad de regímenes durante el período de estimación, como se detalló en la sección III.

Por otro lado, el sistema para los segundos momentos (ecuación 17) revela que el mejor predictor de la varianza condicional hoy es un promedio ponderado de la varianza promedio de largo plazo (vector de constantes), del impacto de las noticias del período anterior ( $\varepsilon_{i,t-1}$ ,  $i = 1,2$ ) y de la volatilidad del período anterior ( $h_{ij,t-1}$ ,  $i, j = 1,2$ ), se trate del retorno denominado en moneda local o en dólares.<sup>22</sup>

<sup>22</sup> Más específicamente, la varianza no condicional o varianza de largo plazo es  $\frac{\gamma_0}{1-\theta_1-\dots-\theta_p-\phi_1-\dots-\phi_p}$  en el caso de los GARCH univariados. En el caso del MGARCH debemos hablar de los autovalores de las matrices  $\Gamma$ ,  $\Theta$  y  $\Phi$  en lugar de los parámetros del GARCH.

Esta forma de actualizar la varianza contemporánea refleja un comportamiento adaptativo o de aprendizaje, cualidad inherente de los GARCH y que se asemeja bastante a la estimación Bayesiana (Engle, 2001). Asimismo, todos los parámetros estimados resultan individualmente distintos de cero y un test conjunto de verosimilitud rechaza la  $H_0$  de ausencia de dinámica en los segundos momentos de los retornos de los activos.<sup>23,24</sup> Estos test validan la estimación del GARCH como sistema ya que los comovimientos que se observan a lo largo de la muestra entre los retornos de ambos activos no se limitan sólo a los valores medios de éstos, sino que también tienen su consecuencia sobre las volatilidades condicionales de los mismos (ver Gráfico 3).

De acuerdo a la primera ecuación del sistema (17), la ponderación del *shock* del período anterior ( $0,851 \varepsilon_{1,t-1}^2$ ) en la determinación de la varianza hoy es superior al impacto de la volatilidad del período pasado ( $0,586h_{1,t-1}$ ) en el caso del retorno en moneda doméstica.<sup>25</sup> En ese sentido, la contribución marginal del *shock* de ayer a la varianza del retorno del activo doméstico hoy es de aproximadamente un 60%, un ponderador particularmente alto que se le asigna a la noticia del último período en la contribución de la varianza condicional actual. Comportamientos similares presentan tanto la varianza condicional del retorno del activo en dólares como la covarianza condicional de ambos retornos. En todos los casos, la contribución de los *shocks* del último período a la explicación de la varianza condicional es superior al 50%. Este resultado parecería consistente con el hecho

---

<sup>23</sup> El valor del estadístico es 4502,15 y se distribuye de acuerdo a una  $\chi(4)$ .

<sup>24</sup> La estimación es sólo una parte en la especificación del modelo econométrico propuesto. El mismo no está completo sin una adecuada evaluación mediante test de diagnóstico. Tal cual lo expresan Ding y Engle (2001), existe una batería de test que evalúan una especificación univariada de un GARCH, pero es muy poco lo disponible para el caso de los MGARCH. Siguiendo a Ding *et al.*, implementamos los test C y LC para tres especificaciones diferentes de residuos estandarizados. Se trata de test multivariados y la limitación más importante que tienen es que el rechazo de  $H_0$  puede deberse a que la ecuación de la covarianza condicional fue incorrectamente especificada (es decir, fallas en la especificación de la estructura dinámica de la matriz  $H_t$ ) o a desvíos del supuesto de normalidad condicional de los errores, o ambos problemas simultáneamente. De las seis pruebas realizadas, en 2 de ellas no rechazamos la  $H_0$  de normalidad condicional de los errores y/o correcta especificación de la ecuación de covarianza.

<sup>25</sup> Engle y Kroner (1995) mostraron que un proceso  $\varepsilon_t$  MGARCH es estacionario si todos los autovalores de las matrices  $\Theta$  y  $\Phi$  cumplen con la condición que  $\sum_{j=1}^q \vartheta_j + \sum_{j=1}^p \varphi_j$  tienen módulo menor que 1. En nuestro caso esta condición no vale, ya que la suma de los autovalores resulta mayor a 1, lo que implica que la varianza no condicional es infinita. Sin embargo, la varianza condicional, que para la mayoría de los propósitos es la relevante, tiene varianza finita (Engle, Lilien y Robins, 1987). Una posible interpretación económica de este resultado matemático es que las reasignaciones de riqueza resultantes de las medidas de resolución de crisis logran reducir la incertidumbre que subyace tras la ruptura de la estructura contractual establecida previa a la crisis, haciendo finitas las varianzas condicionales percibidas por los agentes.

de que en economías expuestas a elevada incertidumbre, todo nuevo incremento en el *stock* de información relevante incide en la toma de decisión de los agentes. Por ejemplo, en el caso argentino, frente a *shocks* devaluatorios de magnitud (típicamente la hiperinflación), las noticias cobraron suficiente entidad como para que las expectativas inflacionarias dejaran de basarse en la inflación pasada y pasaran a establecerse casi exclusivamente sobre conjeturas respecto del futuro. Cuanto más “sorpresiva” la información adicional, mayor la incertidumbre en las expectativas (Frenkel, 1989).

A partir del sistema estimado (16)-(17), pueden obtenerse no sólo los desvíos condicionales de los errores de pronóstico sobre los retornos reales (gráficos 7.A y 7.D), sino también sus covarianzas condicionales (Gráfico 7.B) y la evolución del coeficiente de correlación de los errores de pronóstico de los retornos reales de ambos activos (Gráfico 7.C).

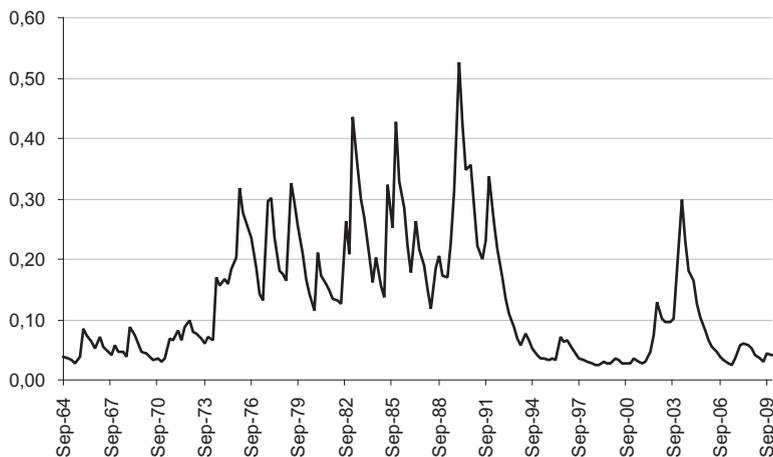
Al observar los valores estimados para los desvíos condicionales de los retornos en moneda local (Gráfico 7.A) podemos identificar claramente diferentes valores medios para los subperíodos analizados. Hasta principios de 1973 la media del desvío condicional se ubica alrededor del 6%; durante el régimen de *alta inflación* e *hiperinflación* la media se ubica en torno al 23%, es decir, la desviación promedio del retorno en moneda local casi se cuadruplica con relación al período previo. Durante los años de la *Convertibilidad*, la desviación condicional promedio desciende abruptamente ubicándose en torno al 4%, y a partir de la crisis del 2001-2002 se vuelve a registrar un aumento en la volatilidad con un valor promedio del desvío condicional de alrededor del 8%. En cuanto a la estimación de los desvíos condicionales de los retornos en dólares (Gráfico 7.D), se observa una evolución diferente a la del desvío del retorno en moneda local, más asociada al comportamiento de “*clusters* de volatilidad”, vinculada a los episodios devaluatorios acontecidos a lo largo del período.

La evolución del coeficiente de correlación (Gráfico 7.C) presenta algunos rasgos destacables. Por un lado, a lo largo del período de *alta inflación* (1975-1988) se observan valores recurrentemente negativos. Tres eventos se destacan particularmente:

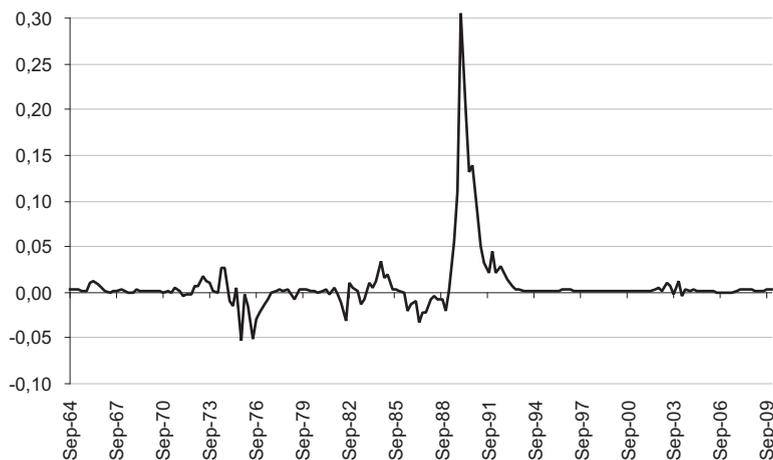
(i) El Rodrigazo. En este caso, el *shock* devaluatorio implicó que el retorno real efectivo de los activos denominados en dólares fuera superior al esperado, a la vez que (dada la rigidez de los retornos nominales de los activos en moneda

**Gráfico 7 / Desvíos, covarianzas y coeficiente de correlación condicionales de los errores de pronóstico sobre los retornos reales de los activos en moneda local y dólares**

**(A) Desvío estándar condicional del error de pronóstico del retorno de los activos en moneda local y en dólares**

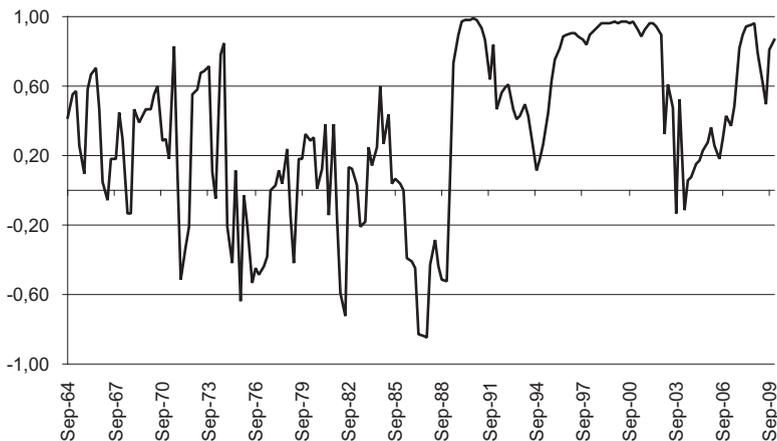


**(B) Covarianza condicional entre los errores de pronóstico de los retornos de los activos en moneda local y en dólares**

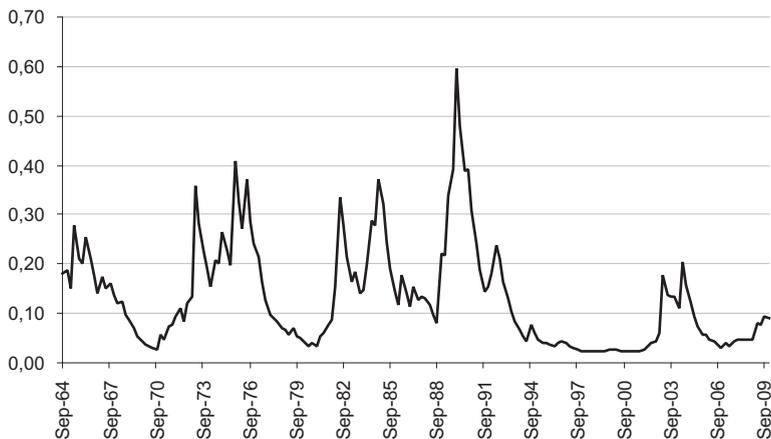


**Gráfico 7 / Desvíos, covarianzas y coeficiente de correlación condicionales de los errores de pronóstico sobre los retornos reales de los activos en moneda local y dólares (continuación)**

**(C) Coeficiente de correlación entre los errores de pronóstico de los retornos de activos denominados en moneda local y en dólares**



**(D) Desvío estándar condicional del error de pronóstico del retorno del activo denominado en dólares**



Fuente: elaboración propia.

local) el traslado a precios de la devaluación resultó en retornos reales realizados de los activos denominados en moneda local menores a los esperados.

(ii) La reforma financiera de mediados de 1982. En ese caso, la regulación sobre las tasas de interés locales en un contexto devaluatorio implicó covarianzas negativas en los errores de pronóstico sobre los retornos reales estimados.

(iii) El período que se inicia a partir de la licuación de los efectos estabilizadores del Plan Austral, a finales del año 1986. Sin embargo, para comprender los factores por los cuales las correlaciones de los errores de pronóstico han sido negativas durante esta etapa, debemos separar el análisis en dos subperíodos. El primero, desde fines de 1986 hasta el segundo trimestre de 1988. En este período, se produjo un proceso de aceleración inflacionaria que implicó retornos reales realizados de los activos denominados en moneda local menores que los esperados, a la vez que la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal se aceleraba, lo que explica las covarianzas negativas en los errores de pronóstico. El segundo subperíodo abarca el tercer y cuarto trimestre de 1988, y refleja los efectos del Plan Primavera, que estuvo vigente entre agosto de 1988 y febrero de 1989. Las razones por las que el coeficiente de correlación fue negativo durante esta etapa deben buscarse en el hecho que el “plan” estableciera como regla de intervención cambiaria que la diferencia entre el dólar comercial (controlado y fijado) y el financiero (libre y flotante) no superaría el 25%. La medida logró por un breve período desacelerar la inflación, lo que en combinación con la regla de intervención cambiaria, implicó errores de pronóstico negativos en el caso de los retornos reales de los activos denominados en dólares y positivos en los denominados en moneda local. Es decir, la covarianza volvió a ser negativa, pero por las razones inversas a las observadas en el primer subperíodo.

Otro aspecto de la evolución del coeficiente de correlación (Gráfico 7.C) que debe ser destacado, es que tanto durante los episodios hiperinflacionarios como durante la vigencia del régimen de Convertibilidad, los valores de correlación positivos fueron máximos, aunque por razones muy diferentes. Durante los eventos hiperinflacionarios, las correlaciones positivas respondieron al hecho de que los errores de pronóstico fueron sistemáticamente negativos, es decir, las realizaciones de los retornos reales fueron sistemáticamente inferiores a las esperadas tanto en los activos denominados en dólares como en moneda local.

Por otro lado, como fuera mencionado en la sección III, el régimen de Convertibilidad rompió con la dinámica hiperinflacionaria. La ley de Convertibilidad, al otorgar validez legal a los contratos independientemente de la moneda en la que fueran realizados, convalidó la adopción del dólar como unidad de cuenta, a la vez que permitió crear activos financieros locales denominados en dólares que cumplieran el rol de reserva de valor. Como resultado, se recuperó la intermediación financiera local, pero esta vez impulsada por activos denominados en la divisa norteamericana. Dado el tipo de cambio nominal, y una vez estabilizada la inflación, los agentes comenzaron percibir a los plazos fijos en pesos y en dólares como activos con un alto grado de sustitución, con lo que los errores de pronóstico sobre los retornos reales de ambos instrumentos evidenciaron una alta correlación (Gráfico 7.C).

## V.2. Estimación del conjunto de oportunidades de inversión

Una herramienta de utilidad para analizar cómo los retornos y las varianzas y covarianzas condicionales de los errores de pronóstico condicionan la asignación de cartera de los agentes, surge de representar en el mismo plano el retorno y el desvío esperados de una cartera compuesta por diferentes proporciones de activos denominados en moneda local y en dólares. La curva así definida se denomina conjunto de oportunidades de inversión. Para el caso de la cartera de dos activos supuesta en este trabajo, el retorno y desvío esperado de la cartera vienen dados por:<sup>26</sup>

$$E[R_{W,t+1}] = \omega_{us\$,t} \cdot E[r_{t+1}^{us\$}] + (1 - \omega_{us\$,t}) \cdot E[r_{t+1}^{\$}] \quad (18)$$

$$\begin{aligned} Var(R_{W,t+1}) = & \omega_{us\$,t}^2 Var(r_{t+1}^{us\$}) + (1 - \omega_{us\$,t})^2 Var(r_{t+1}^{\$}) \\ & + 2\omega_{us\$,t}(1 - \omega_{us\$,t})Cov(r_{t+1}^{us\$}, r_{t+1}^{\$}) \end{aligned} \quad (19)$$

La expresión (19) puede reescribirse como:

$$DE(R_{W,t+1}) = \left[ \begin{aligned} & \omega_{us\$,t}^2 (h_{t+1}^{us\$})^2 + (1 - \omega_{us\$,t})^2 (h_{t+1}^{\$})^2 \\ & + 2\omega_{us\$,t}(1 - \omega_{us\$,t})h_{t+1}^{us\$}h_{t+1}^{\$}\rho_{us\$,\$} \end{aligned} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (20)$$

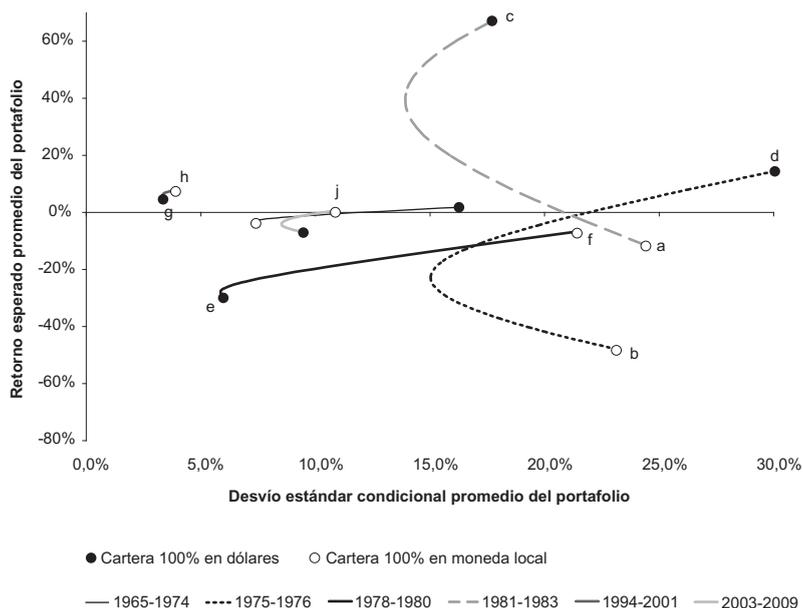
<sup>26</sup> Como trabajamos con una cartera de dos activos, nos referimos indistintamente al conjunto de oportunidades de inversión o frontera de posibilidades de inversión.

donde  $E[R_{W,t+1}]$ ,  $Var(R_{W,t+1})$  y  $DE(R_{W,t+1})$  denotan el retorno, varianza y desvío estándar condicionales de la cartera de activos respectivamente, y  $h_{t+1}^{us\$}$ ,  $h_{t+1}^{\$}$ , y  $\rho_{t+1}^{us\$,\$}$  los desvíos y coeficiente de correlación condicionales estimados de los retornos.

En el Gráfico 8 se representan los conjuntos de oportunidades de inversión en el plano  $\{E(R_{W,t+1}), DE_{t+1}\}$ , para una selección particular de eventos que incluye el Rodrigazo, la experiencia de liberalización de fines de los setenta, el período de “ajuste caótico”, la *Convertibilidad* y el período *post Convertibilidad*.

Cada curva del Gráfico 8 representa las posibles combinaciones de retorno esperado y desvío estándar promedio de una cartera conformada por diferentes proporciones de activos denominados en moneda local y en dólares. Los puntos oscuros representan pares ordenados de retorno esperado y desvío estándar promedio para un portafolio compuesto en su totalidad por activos denominados en dólares, mientras que los puntos claros representan los pares ordenados

**Gráfico 8 / Conjuntos de oportunidades de inversión de un portafolio compuesto por activos en moneda local y en dólares**



Fuente: elaboración propia.

correspondientes a una cartera compuesta completamente por activos denominados en moneda local. La curvatura de la frontera estará determinada por el coeficiente de correlación (ver expresión 20).

Algunos hechos merecen ser destacados. Durante el período en el que tuvo lugar el “Rodrigazo” (1975), como así también la crisis de la “tablita” y la posterior etapa de desajustes macroeconómicos del período 1981-1983, se observaron los menores retornos esperados y máximos desvíos estándar para carteras compuestas en su totalidad por activos denominados en moneda local (puntos a y b del Gráfico 8). Paralelamente, junto con las experiencias hiperinflacionarias y la crisis de la Convertibilidad, ambos períodos muestran los máximos retornos en dólares (puntos c y d del Gráfico 8).<sup>27</sup>

En el caso de vigencia plena del régimen de Convertibilidad y de la “tablita”, como así también en el período de *post Convertibilidad*, el retorno de un portafolio compuesto en su totalidad por activos en pesos fue superior al compuesto sólo por activos en dólares (puntos h, f y j del Gráfico 8, respectivamente).<sup>28</sup> Volviendo al Gráfico 6, puede observarse que estas tres etapas se corresponden con significativos procesos de remonetización de la economía, aunque en el caso del período 2003-2009 esto no se aprecia claramente, dado que el coeficiente de monetización durante 2002 se encuentra sobreestimado por efecto de la pesificación de depósitos y aplicación del “corralito” y “corralón” bancarios.<sup>29</sup>

Adicionalmente, se observa que durante el período de vigencia plena del régimen de Convertibilidad, tanto el retorno como el desvío esperado de un portafolio compuesto en su totalidad por activos denominados en pesos eran muy similares a los de un portafolio compuesto en su totalidad por activos denominados en dólares, lo que refleja el hecho que fueron percibidos como claros sustitutos por los agentes (cercanía de los puntos g y h). De hecho, en términos

---

<sup>27</sup> En el Gráfico 8 no se representan los conjuntos de oportunidades de inversión para la crisis de la Convertibilidad y las experiencias hiperinflacionarias. Esto se debe a que el valor del retorno esperado del activo en dólares para ambas experiencias excede ampliamente el valor máximo del eje de ordenadas representado en el gráfico. En el año 1989 este retorno fue de 77%, mientras que durante la crisis de la Convertibilidad alcanzó el 182%.

<sup>28</sup> Nos referimos a “vigencia plena” del régimen de Convertibilidad como al período que no contempla su propia crisis (normalidad).

<sup>29</sup> Se denominó “corralito” y “corralón” bancario a la inmovilización de los depósitos a la vista y a plazo del sector privado por parte de las autoridades durante la crisis de 2001-2002.

comparativos, la etapa de la *Convertibilidad* muestra el máximo coeficiente de correlación estimado (ver Gráfico 7.C), con un promedio de 0,75.

Si bien el análisis de los conjuntos de oportunidades de inversión nos brinda una completa descripción de los incentivos en términos de retorno y desvío que enfrentaron los agentes en cada período, nada nos dice respecto a cuáles debieron ser las decisiones de cartera óptima por parte del sector en el caso que este hubiera actuado de acuerdo con los comportamientos supuestos en la subsección IV.1.

### **V.3. Estimación de la cartera óptima**

Con el fin de calcular las tenencias óptimas de cartera, debemos incorporar supuestos acerca de las preferencias del sector privado. En términos del Gráfico 8, esto se traduce en adicionar curvas de indiferencia. Dado que en el ejercicio propuesto no consideramos la existencia de un activo libre de riesgo, las demandas óptimas de activos surgirán de la tangencia de las curvas de indiferencia con los conjuntos de oportunidades de inversión del tipo representado en el Gráfico 8. Específicamente, tal como fuera explicado en la subsección IV.1, supondremos que las preferencias del sector privado no financiero están definidas por una función de utilidad exponencial negativa (del tipo representado en la ecuación 10), que nos permite (junto al supuesto de normalidad) obtener demandas de activos como proporción de la cartera independiente del nivel de la misma.<sup>30</sup>

Bajo las preferencias supuestas y utilizando las series de retornos esperados, varianzas y covarianzas condicionales estimadas por medio de la aplicación de la metodología MGARCH, hemos resuelto el problema de optimización representado por la ecuación (6) para el caso en que  $0 \leq A_t \leq W_t$ . Esta restricción indica que en el ejercicio propuesto asumimos la inexistencia de *short sales*.

El Gráfico 9 presenta las demandas óptimas obtenidas (como proporción del portafolio agregado del sector privado,  $\omega_t^*$  de la ecuación 12) del activo denominado en dólares, para cada uno de los trimestres del período considerado, y suponiendo un coeficiente de aversión al riesgo relativo (CARR)

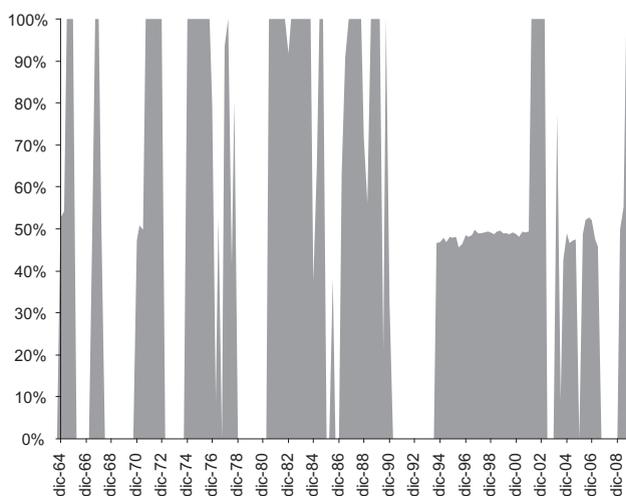
---

<sup>30</sup> Nótese que bajo este supuesto de preferencias, el coeficiente de aversión al riesgo relativo (CARR) es constante (parámetro  $\delta$ ).

igual a 5.<sup>31</sup> El primer elemento que se desprende del Gráfico 9 es que el régimen de Convertibilidad pareció marcar un quiebre en términos de la volatilidad de las demandas teóricas de activos. Entre los años 1964 y 1991, la frecuencia con que la demanda teórica de activos en dólares evidenció cambios dicotómicos (pasando de niveles nulos a prácticamente el cien por ciento del portafolio) es mucho mayor que la observada en el período 1992-2009.<sup>32</sup>

Si bien desde el comienzo del período analizado se observaron episodios que actuaron como incentivos a la dolarización, es a partir de fines de 1974 –previo al Rodrigazo– y hasta el final de los episodios hiperinflacionarios, cuando los incentivos a la dolarización dominaron la decisión teórica de cartera del sector privado (mayor densidad del área gris en el Gráfico 9).<sup>33</sup> El régimen de la “tablita” fue una excepción, promoviendo la pesificación de la cartera (área blanca en el

**Gráfico 9 / Demandas óptimas de activos en dólares (área gris) y en moneda local (área blanca) (como % de la cartera total)**



Fuente: elaboración propia.

<sup>31</sup> Si bien el ejercicio lo realizamos para diferentes valores de CARR, aquí sólo se presentan los resultados correspondientes a CARR=5 (ver Jondeau y Rockinger, 2004).

<sup>32</sup> Si consideramos una banda con límite inferior 45% y superior 55%, en el período 1964-1991 la serie representada en el gráfico 9 pasó (en dos trimestres consecutivos) de valores inferiores a la banda a superiores o de superiores a inferiores en 16 oportunidades (15% de las veces). Mientras que en el período 1992-2009 en tres oportunidades (4% de las veces).

<sup>33</sup> El promedio de la serie representada en el gráfico para el período 1964.III-1974.IV fue del 37% mientras que para el período 1975.I-1988.IV fue del 65%.

gráfico hacia fines de los años setenta), mientras que a partir de su crisis a comienzos de 1981 y hasta el final de las hiperinflaciones, los incentivos a la dolarización se redoblaron, relajándose sólo parcialmente con la vigencia de los efectos del Plan Austral a mediados de los ochenta.

A partir de la implementación del régimen de Convertibilidad en abril de 1991 y hasta fines de 2009 varios son los hechos que merecen ser destacados. Hasta mediados de 1994, se observa una etapa de fuerte incentivo a la pesificación de la cartera del sector privado (área blanca). Este hecho se debe a que tras la fijación del tipo de cambio nominal, la inercia inflacionaria aún se encontraba operativa, generando un diferencial en los retornos reales a favor de los activos denominados en moneda local (ver la brecha en la evolución de los retornos reales en el Gráfico 3). Por otra parte, durante la plena vigencia del régimen de Convertibilidad, los agentes percibieron a los activos en dólares y en pesos como sustitutos prácticamente perfectos, debiendo asignar de acuerdo con nuestro enfoque, alrededor del 50% de la cartera a cada uno de ellos. Este punto es consistente con el conjunto de oportunidades de inversión del período representado en el Gráfico 8. Asimismo, al igual que lo ocurrido en los episodios de crisis previos a la implementación de la Convertibilidad, la crisis de 2002 implicó un incentivo completo a la dolarización. Adicionalmente, y a pesar de la mayor estabilidad cambiaria que caracterizó el período 2003-2009, aún se observa un incentivo a dolarizar aproximadamente el 40% de la cartera. Por último, este período tampoco está exento de experimentar eventos dicotómicos que promuevan la dolarización de los activos, como puede observarse en el gráfico durante el año 2009.

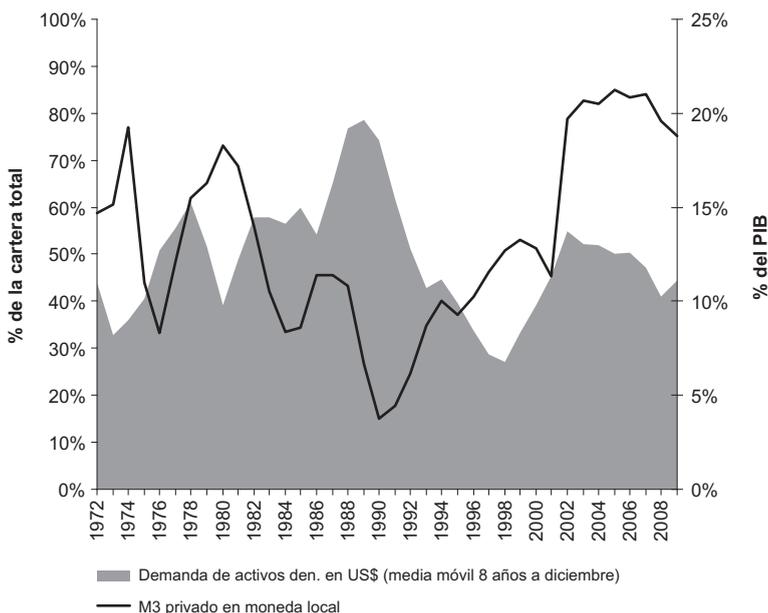
El Gráfico 9, sobre el cual se basa el análisis previo, muestra la información trimestre a trimestre de las demandas óptimas tal cual resultan del ejercicio de optimización propuesto. Ahora bien, la elevada frecuencia de estas series dificulta obtener una visión tendencial de los incentivos a la dolarización a lo largo de las etapas identificadas en la sección III. Es por eso que en el Gráfico 10 se presenta la evolución anual de las demandas óptimas de los activos denominados en dólares como promedios móviles *backward looking* de ocho años. En la misma figura se presenta la evolución del M3 privado en moneda local como porcentaje del PIB en el período 1972-2009.

Durante todo el período que constituyó el régimen de *alta inflación*, iniciado con el “Rodrigazo” de 1975 y hasta su crisis con la detonación de las experiencias

hiperinflacionarias a fines de los años ochenta, el incentivo a dolarizar la cartera del sector privado fue creciente (área gris del Gráfico 10). Paralelamente, durante la misma etapa, el coeficiente de monetización en moneda local evidenció una tendencia decreciente, alcanzando su valle más profundo junto con el mayor estímulo a la dolarización, durante los episodios hiperinflacionarios. Por otra parte, debe destacarse el comportamiento de “espejo” entre ambas series durante el régimen de la “tablita”, como así también durante la experiencia de estabilización que constituyó el Plan Austral.

Adicionalmente, un elemento que se destaca es la ausencia de comportamiento de “espejo” durante la crisis de 2002. Esto se debe a que una de las medidas de reasignación no voluntaria de riqueza llevada a cabo fue la pesificación de los depósitos que el sector privado mantenía en el sistema financiero, implementado junto con una férrea restricción al retiro de fondos desde las entidades. De esta manera, el incremento del coeficiente de monetización en moneda local observado en el

**Gráfico 10 / Demandas óptimas de activos en dólares (área gris) y en moneda local (área blanca), media móvil 8 años y M3 privado en moneda local**



Fuente: elaboración propia.

período 2002-2003 no es el resultado de decisiones voluntarias de cartera, sino que responde a motivos estrictamente contables. Finalmente, el Gráfico 10, a diferencia del Gráfico 9, revela que la tendencia del coeficiente de dolarización promedio teórico para el período 2003-2009 es decreciente, ubicándose en 2009 en torno al 40%. Este resultado contrasta con el coeficiente de dolarización observado, que tal como se mostró en el Gráfico 1, es superior al 70% en 2009. Este hecho sugiere persistencia en los niveles de dolarización. La persistencia en la dolarización financiera es un fenómeno muy estudiado en las economías latinoamericanas (Castillo *et al.*, 2006) y constituye un condicionante de primer orden para los hacedores de política monetaria de la región. Una interpretación de este resultado en términos del enfoque de cartera es que los retornos efectivamente esperados de los activos denominados en dólares por parte de los agentes son mayores que los valores condicionales estimados en nuestro trabajo. Otra opción es que los agentes toman en cuenta para su decisión elementos no captados por el enfoque propuesto, tales como los costos de transacción de armar y desarmar tenencias. Por último, el resultado puede indicar que los momentos de orden superior son relevantes. También podría suceder que los agentes asignen mayor probabilidad que la correspondiente a una distribución normal a eventos devaluatorios de gran magnitud (cola derecha pesada de la distribución de retornos), en consistencia con la literatura de *peso problem*. La aplicación del enfoque de portafolio con momentos de orden superior al problema analizado es una posible extensión de este trabajo, a los efectos de contrastar estas hipótesis.

## VI. Conclusiones

En este trabajo nos propusimos cuantificar los efectos de la incertidumbre a lo largo de los diversos episodios de la historia monetaria contemporánea de la Argentina sobre la dolarización de los activos financieros del sector privado. Con este fin, utilizamos un enfoque de selección óptima de cartera en el entorno media-varianza ampliado por la metodología MGARCH. Las principales conclusiones del trabajo son las siguientes:

- De acuerdo con el modelo MGARCH estimado, el peso de las noticias es altamente relevante para explicar la volatilidad de los retornos denominados en ambas monedas. Este resultado es consistente con el hecho de que en presencia de alta incertidumbre, todo nuevo incremento en el *stock* de información de los agentes será determinante para su toma de decisión.

- En términos de los incentivos de media y varianza el “Rodrigazo” de junio de 1975 resulta ser un quiebre para la dolarización del portafolio del sector privado no financiero. De acuerdo con nuestro ejercicio, entre 1964 y 1974 la proporción teórica de la cartera asignada a activos denominados en dólares se ubicó en torno del 37% para el coeficiente de aversión al riesgo supuesto. Por el contrario, el promedio para el período 1975-1988 fue del 65%. Este suceso, y posteriormente la crisis de la tablita, los eventos hiperinflacionarios y la crisis de 2001-2002, fueron los hechos sobresalientes en términos de incentivos a la dolarización.
  
- El régimen de Convertibilidad marcó un quiebre en términos de la volatilidad de las demandas teóricas de activos disminuyendo la frecuencia de cambios dicotómicos en las mismas. El análisis realizado sugiere que si durante la vigencia plena del régimen de Convertibilidad los agentes se hubieran comportado de acuerdo con el enfoque propuesto deberían haber percibido a los activos denominados en ambas monedas como sustitutos prácticamente perfectos, lo que se hubiera reflejado en un incentivo de media y varianza a dolarizar alrededor del 50% de la cartera.
  
- Para el período 2003-2009, la tendencia del coeficiente de dolarización promedio teórico es decreciente, ubicándose en 2009 en torno al 40%, contrastando con el coeficiente de dolarización observado, superior al 70%. Este hecho sugiere la presencia de persistencia en el grado de dolarización de las carteras. En términos del enfoque propuesto, este resultado podría indicar (i) que los retornos percibidos de los activos denominados en dólares son mayores a los estimados; (ii) que los agentes toman en cuenta para su decisión otros elementos no captados por el enfoque propuesto por nuestro trabajo, tales como, los costos de transacción de armar y desarmar tenencias y los momentos de orden superior como el sesgo y la curtosis. La aplicación del enfoque de portafolio con momentos de orden superior es una posible extensión de este trabajo.

## Referencias

**Baba, Y., R. F. Engle, D. Kraft y K. Kroner (1990).** “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”. UCSD, Department of Economics, documento sin publicar.

**Basco, E., T. Castagnino, S. Katz y S. Vargas (2007).** “Política Monetaria en Contextos de Incertidumbre, Cambio de Régimen y Volatilidad Pronunciada”. Serie de Estudios BCRA, N° 4.

**Basco, E., L. I. D’Amato y L. Garegnani (2009).** “Understanding the money-prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977-2006”. *Journal of International Money and Finance*, 28, pp. 1182-1203.

**Bauwens, L., S. Laurent y J. Rombouts (2006).** “Multivariate GARCH Models: A Survey”. *Journal of Applied Econometrics*, 21, pp. 79-109.

**Bollerslev, T. (1986).** “Generalized Autorregresive Conditional Heteroskedasticity”. *Journal of Econometrics*, abril, Vol. 31, Issue 3, pp. 307-327.

**Bollerslev, T., R. F. Engle y J. M. Wooldridge (1988).** “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances”. *The Journal of Political Economy*, Vol. 96, N° 1 (febrero), pp. 116-131.

**Bollerslev, T. (1990).** “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model”. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, N° 3 (agosto), pp. 498-505.

**Bollerslev, T., R. Chou y K. Kroner (1992).** “ARCH modeling in finance”. *Journal of Econometrics*, 52, pp. 5-59.

**Bollerslev, T. y J. M. Wooldridge (1992).** “Quasi-Maximum Likelihood and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances”. *Econometric Reviews*, 11, pp. 143-172.

**Castillo, P. y D. Winkelried (2006).** “¿Por qué la dolarización es tan persistente?”. Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, 2006.

**Corso, E. A. (2009).** “Las Relaciones Financieras en Argentina. Una Herramienta para el Análisis Monetario”. Trabajo presentado en la XLIV Reunión Anual de la AAEP. Universidad Nacional de Cuyo, Mendoza, noviembre 2009.

**Courakis (1989).** “Does Constant Relative Risk Aversion Imply Asset Demands that are Linear in Expected Returns?” *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 41, N° 3 (julio), pp. 553-566.

**Damill, M., J. M. Fanelli, R. Frenkel y G. Rozenwurcel (1988).** “Las relaciones financieras en la economía Argentina”. Ediciones del IDES N° 15, Buenos Aires.

**Damill, M., J. M. Fanelli y R. Frenkel (1994).** “Shock externo y desequilibrio fiscal. La macroeconomía de América latina de los ochenta. Los casos de Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Chile y México”. CEPAL. LC./R. 1469, 30 de diciembre.

**Damill, M., N. Salvatores y L. Simpson (2003).** “Diagnóstico y perspectiva del sistema financiero argentino. El sistema financiero de la Argentina bajo el régimen de convertibilidad y la transición a un nuevo modelo de intermediación”. CESPA, febrero.

**De Nicolás, G., P. Honohan y A. Ize (2003).** “Dollarization of the banking system: good or bad?”. IMF Working Paper WP/03/146.

**De Pablo (2005).** *La Economía Argentina en la Segunda Mitad del Siglo XX*. Ediciones La Ley.

**Ding, Z. y R. F. Engle (2001).** “Large Scale Conditional Covariance Matrix Modeling, Estimation and Testing”. *Academia Economic Papers*, 29, pp. 157-184.

**Enders, W. (2004).** *Applied Econometric Times Series*. Second Edition. Wiley Series in Probability and Statistics.

**Engle, R. (1982).** “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”. *Econometrica*, Vol. 50, N° 4 (julio), pp. 987-1007.

**Engle, R. (2001).** “GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics”. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, N° 4, otoño, pp. 157-168.

**Engle, R., D. Lilien y R. P. Robins (1987).** “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”. *Econometrica*, Vol 55, N° 2 (marzo), pp. 391-407.

**Fanelli, J. M. (2007).** *Macroeconomic Volatility, Institutions and Financial Architecture. The Developing World Experience*. Editado por José María Fanelli. Palgrave Macmillan. New York, 2008.

**Frenkel, R. (1989).** “Inflación e Hiperinflación. El infierno tan temido”. *Ciencia Hoy*, Vol.1, N° 3, abril-mayo.

**Hamilton, J. D. (1994).** *Times Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

**Heymann, D. (2006).** “Macroeconomía de las Promesas Rotas”. *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, Año 1, Vol. 2, pp. 27-53.

**Heymann, D. y E. Kawamura (2005).** “On Liability Dollarization: a Simple Model”, Documento de trabajo, CEPAL Buenos Aires.

**Ize, A. y E. Levy Yeyati (2003).** “Financial Dollarization”, *Journal of International Economics*, Vol. 59, N° 2, pp. 323-47.

**IADB (2005).** “Unlocking Credit. The Quest for Deep and Stable Bank Lending”, Chapter 4. IPES On-Line.

**Jensen, S. T. y A. Rahbek (2004).** “Asymptotic Normality of the QMLE Estimator of ARCH in the Nonstationary Case”. *Econometrica*, Vol. 72, N° 2, pp. 641-646.

**Jensen S. T. y A. Rahbek (2004).** “Asymptotic Inference for Nonstationary GARCH”. *Econometric Theory*, Vol. 20, N° 6, pp. 1203-1226.

**Jondeau, E. y M. Rockinger (2004).** “Optimal Portfolio Allocation under Higher Moments”. *Notes d’Etudes et de Recherche, Banque de France, NER # 108*.

**Lütkepohl, H. (2005).** *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.

**Mandelbrot, B. (1963).** “The Variation of Certain Speculative Prices”. *Journal of Business*, 36, pp. 394-419.

## Anexo A

### Derivación de la ecuación (4)

Utilizando la aproximación de Taylor, y despreciando los términos de orden superior a dos, la función de utilidad puede ser aproximada en torno del valor esperado del portafolio en el período  $t + 1$ ,  $E(W_{t+1})$  como:<sup>32</sup>

$$U(W_{t+1}) = U[E(W_{t+1})] + U'[E(W_{t+1})](W_{t+1} - E(W_{t+1})) + \frac{U''[E(W_{t+1})]}{2!}(W_{t+1} - E(W_{t+1}))^2 \quad (\text{A.1})$$

Aplicando el operador expectativas:

$$E[U(W_{t+1})] = U[E(W_{t+1})] + U'[E(W_{t+1})] \cdot E[(W_{t+1} - E(W_{t+1}))] + \frac{U''[E(W_{t+1})]}{2!} E[(W_{t+1} - E(W_{t+1}))^2] \quad (\text{A.2})$$

Utilizando la siguiente expresión correspondiente a la función generadora de momentos de la distribución normal:

$$E[x - E(x)]^k = 0 \quad \text{para valores impares de } k,$$

y

$$E[x - E(x)]^k = \frac{k!}{2^{(k/2)}(\frac{k}{2})!} [\sigma_x^2]^{(k/2)} \quad \text{para valores pares de } k,$$

la expresión (A.2) puede reescribirse como:

$$E[U(W_{t+1})] = U[E(W_{t+1})] + \frac{U''[E(W_{t+1})]}{2!} \frac{2!}{2} A_t' H_{t+1} A_t$$

---

<sup>34</sup> Como se muestra a continuación en este apéndice, al suponer normalidad en los retornos, el término de orden tres de la aproximación de Taylor es igual a cero, de manera que estrictamente estamos despreciando sólo los términos pares superiores a dos.

Donde  $A_t$  es el vector de tenencias de activos que componen el portafolio del agente y  $H_{t+1}$  la matriz de varianzas y covarianzas condicional de los errores de pronóstico sobre los retornos en  $t+1$ . Simplificando términos, se obtiene:

$$E[U(W_{t+1})] = U[E(W_{t+1})] + \frac{1}{2} U''[E(W_{t+1})] A_t' H_{t+1} A_t \quad (\text{A.3})$$

que es la expresión (4) del trabajo.

### Derivación de la ecuación (9)

El sistema definido por las ecuaciones (7)-(8) puede escribirse matricialmente como:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} U''[W_{t+1}^e] H_{t+1} & \iota \\ \iota' & 0 \end{bmatrix}}_P \underbrace{\begin{bmatrix} A \\ \lambda \end{bmatrix}}_x = \underbrace{\begin{bmatrix} -U'[W_{t+1}^e](\iota + r_{t+1}^e) \\ W_t \end{bmatrix}}_C \quad (\text{A.4})$$

El primer paso para la solución del sistema (A.4) es hallar la inversa de la matriz  $P$ . Para ello hemos utilizado la siguiente definición de álgebra matricial para la inversa de una matriz particionada:

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} P_{11}^{-1}(I + P_{12}F \cdot P_{21}P_{11}^{-1}) & -P_{11}^{-1}P_{12}F \\ -F \cdot P_{21}P_{11}^{-1} & F \end{bmatrix} \quad (\text{A.5})$$

con:

$$F = (P_{22} - P_{21}P_{11}^{-1}P_{12})^{-1}$$

Aplicando la expresión (A.5) a la matriz  $P$  de (A.4), obtenemos:

$$P_{(k+1) \times (k+1)}^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{U''[W_{t+1}^e]} (H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}') & \tilde{L} \\ \tilde{L}' & -U''[W_{t+1}^e] \xi^{-1} \end{bmatrix}$$

con:

$$\xi = t' H_{t+1}^{-1} t \quad \text{y} \quad \tilde{L} = \xi^{-1} H_{t+1}^{-1} t$$

Resolviendo el sistema  $x = P^{-1} \cdot C$ , se obtiene:

$$A_t^* = -\frac{U' [W_{t+1}^e]}{U'' [W_{t+1}^e]} \left( H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}' \right) (t + r_{t+1}^e) + \tilde{L} W_t \quad (\text{A.6})$$

Que puede reexpresarse como:

$$A_t^* = (1/D) Q (t + r_{t+1}^e) + \tilde{L} W_t$$

Donde:  $D = -U'' [W_{t+1}^e] / U' [W_{t+1}^e]$  y  $Q = H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}'$ .

Siendo (A.6) la expresión correspondiente a la ecuación (9) del trabajo.

## Anexo B

### El caso de la función de utilidad exponencial negativa

Si las preferencias del agente estuvieran dadas por una función exponencial negativa del tipo:

$$U(W_{t+1}^e) = \chi - \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e/W_t)}$$

las derivadas primera y segunda resultan:

$$U'(W_{t+1}^e) = \frac{1}{W_t} \delta \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e/W_t)}$$

y

$$U''(W_{t+1}^e) = -\frac{1}{W_t^2} \delta^2 \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e/W_t)}$$

De manera que el coeficiente de aversión al riesgo absoluto  $D$  viene dado por:

$$D = -\frac{U''(W_{t+1}^e)}{U'(W_{t+1}^e)} = \frac{W_t}{W_t^2} \delta = \delta W_t^{-1} \quad (\text{B.1})$$

y  $\delta$  es el coeficiente de aversión al riesgo relativo, que bajo el supuesto de preferencias propuesto, resulta constante.

Reemplazando la expresión (B.1) en (9), se obtienen las funciones de demandas óptimas para este caso particular, que vienen dadas por la siguiente expresión:

$$A_t^* = \delta^{-1} W_t Q (1 + r_{t+1}^e) + \tilde{L} W_t \quad (\text{B.2})$$

Que puede expresarse como:

$$A_t^* = \delta^{-1} W_t Q \cdot r_{t+1}^e + \tilde{L} W_t \quad (\text{B.3})$$

Dado que  $Qt = 0$ .

Nótese que de acuerdo con la expresión B.3, las demandas óptimas de activos resultan lineales respecto a los retornos esperados, y homogéneas de grado uno respecto al nivel del portafolio  $W_t$ .