ESTUDIOS BCRA
Documentos de trabajo 2015 | 67

Ambigüedad, aversión por la ambigüedad y reservas de valor en Argentina

Eduardo Corso
Banco Central de la República Argentina

Noviembre, 2015

ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Banco Central de la República Argentina
ie | Investigaciones Económicas

Noviembre, 2015
ISSN 1850-3977
Edición Electrónica

Reconquista 266, C1003ABF
C.A. de Buenos Aires, Argentina
Tel: (5411) 4348-3582
Fax: (5411) 4348-3794
Email: investig@bcra.gov.ar
Pág. Web: www.bcra.gov.ar

Ambigüedad y decisiones de cartera

Dr. Eduardo Ariel Corso[a,b,1,2]

[a] Gerencia Principal de Investigaciones Económicas, Banco Central de la República Argentina,
Reconquista 266, C1003ABF, Buenos Aires, Argentina.
[b] Departamento de Economía, Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Resumen

En el presente trabajo se estudian los efectos de la ambigüedad y de la aversión por la ambigüedad sobre la demanda de activos de reserva de valor y sobre los retornos reales de equilibrio de los activos de bajo riesgo relativo en economías que han experimentado una historia de elevada volatilidad macroeconómica y financiera. Aplicando el enfoque de preferencias suaves por la ambigüedad en su versión estática (Klibanoff et al., 2005) a un problema convencional de selección de cartera, se racionalizan dos hechos de la historia monetaria argentina de los últimos veinte años: En primer lugar, la dolarización de la demanda de activos del sector privado no financiero. En segundo lugar, el sesgo a demandar inmuebles como una forma de preservar el valor real de la riqueza. Se encuentra que la ambigüedad puede constituir un factor relevante para explicar la dolarización de cartera. Adicionalmente, la aversión por la ambigüedad reduce la demanda de activos denominados en dólares americanos e incrementa la demanda de inmuebles como reserva de valor. Posteriormente, aplicando el enfoque de preferencias suaves en su versión recursiva (Klibanoff et al., 2009) a un modelo de valuación de activos basado en consumo y calibrándolo para el caso argentino, se encuentra que la ambigüedad y la aversión por la ambigüedad pueden constituir dos factores relevantes en la determinación de los valores de equilibrio de los retornos reales de los activos de bajo riesgo relativo. Desde una perspectiva metodológica, el trabajo busca promover la incorporación de los enfoques de representación de preferencias que contemplan ambigüedad al estudio de comportamientos financieros en economías recurrentemente expuestas a contextos macroeconómicos y financieros volátiles.

Palabras Clave: Ambigüedad, aversión por la ambigüedad, dolarización, demanda de inmuebles, reservas de valor.

Clasificación JEL: G10, G11, D14

[1] E-mail 1: eduardo.corso@bcra.gov.ar
E-mail 2: eduacorso@gmail.com
Número de teléfono: (54-11) 4348-3582

[2] Las afirmaciones vertidas en el presente trabajo son exclusiva responsabilidad del autor, y no necesariamente coinciden con la visión de las autoridades del Banco Central de la República Argentina.

1. Introducción

A lo largo de la última década, las economías latinoamericanas han experimentado, en promedio, un período de estabilidad macroeconómica y financiera que contrasta marcadamente con los cambios recurrentes en el funcionamiento de los regímenes monetarios y cambiarios que caracterizaron el último cuarto del siglo XX. Sin embargo, las consecuencias de aquella etapa turbulenta continúan hoy teniendo ingerencia directa en las funciones de comportamiento de los agentes de algunas de las economías de la región, y podrían manifestarse en otras, ante eventuales cambios en las variables de entorno macroeconómico. Esto se debe a que los comportamientos adaptativos desarrollados por los agentes ante tales experiencias de disrupción monetaria y financiera continúan formando parte de su conjunto de información relevante. Enfrentados a contextos en los que no disponen de información suficiente para asignar valores de probabilidad únicos a las realizaciones de las variables relevantes para su toma de decisión (contextos a los que denominaré ambiguos), los agentes pueden asignar cierta probabilidad subjetiva no nula a que tales condiciones disruptivas puedan eventualmente volver a generarse, comportándose en consecuencia. Desde una perspectiva teórica, la hipótesis principal del presente trabajo es la siguiente:

H1: La ambigüedad y la aversión por la ambigüedad constituyen dos factores relevantes para comprender aspectos específicos de los comportamientos financieros del sector privado no financiero en economías que han experimentado una historia de elevada volatilidad macroeconómica.

A partir del estudio de la experiencia de la economía argentina, se propone el siguiente conjunto de hipótesis complementarias, que serán utilizadas como mecanismos de corroboración de la hipótesis principal:

H2: La ambigüedad constituye un factor explicativo relevante para comprender el sesgo a la dolarización observado en la tenencia de activos del sector privado no financiero argentino.

H3: La aversión por la ambigüedad constituye un factor explicativo relevante para racionalizar la elevada participación de los inmuebles como reserva de valor en el portafolio del sector privado no financiero argentino.

H4: La ambigüedad y la aversión por la ambigüedad pueden constituir factores relevantes para explicar la determinación de los valores de equilibrio de los retornos reales de los activos de bajo riesgo relativo y su diferencial respecto del retorno real de los activos riesgosos.

Más allá de su objetivo teórico y empírico, el presente trabajo persigue un fin metodológico. El mismo consistente en propiciar en los departamentos de investigación económica de los bancos centrales de las economías de la región el uso de enfoques que contemplen ambigüedad. En este sentido, más allá de buscar corroborar las hipótesis complementarias planteadas y de esa manera la hipótesis principal, las aplicaciones propuestas buscan mostrar la versatilidad de las preferencias suaves por la ambigüedad de Klibanoff, Marinacci y Mukerji (2005, 2009). En efecto, estos criterios de representación de preferencias pueden ser incorporados en un amplio espectro de modelos de equilibrio general y parcial habitualmente utilizados por los departamentos de investigaciones de los bancos centrales, como parte del conjunto de modelos de referencia. La versatilidad de este enfoque radica en que su punto de partida es una representación de utilidad esperada subjetiva (UES) en la tradición de Savage (1954). Esto implica que cualquier modelo de decisión representable bajo el paradigma de utilidad esperada subjetiva, puede ser extendido para incorporar este tipo de representación de preferencias en presencia de ambigüedad.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: En la sección 2 se define la noción de ambigüedad y se resumen las aplicaciones recientes de los enfoques que contemplan ambigüedad a tópicos financieros. En la sección 3 se describe el enfoque de preferencias suaves por la ambigüedad en sus versiones estática y recursiva. En la sección 4, aplicando el enfoque de preferencias suaves a un modelo estático convencional de selección óptima de cartera se aborda el estudio de las hipótesis 2 y 3, referentes a la demanda de activos denominados en dólares y de inmuebles como reservas de valor, respectivamente. Por último, en la sección 5, aplicando el enfoque de preferencias suaves en su versión recursiva a un modelo de valuación de activos basado en consumo en la tradición de Lucas (1978) se aborda el estudio de la hipótesis 4, referente a los retornos de equilibrio de los activos de bajo riesgo relativo. Por último, en la sección 6 se presentan las conclusiones.

2. Una breve reseña de la literatura sobre ambigüedad

En 1921, Frank Knight propuso la clásica distinción entre riesgo e incertidumbre. El concepto de riesgo, en la definición de Knight, hace referencia a una situación en la que los agentes pueden asignar valores de probabilidad únicos a eventos aleatorios, sean estos valores objetivamente o subjetivamente determinados. La noción de incertidumbre en el análisis de Knight, es equivalente al posterior concepto de ambigüedad, y refiere a una situación en la que los agentes no disponen de información suficiente como para asignar valores de probabilidad únicos a las realizaciones de las variables estocásticas. La relevancia experimental de la distinción entre riesgo y ambigüedad fue resaltada por primera vez por Ellsberg (1961). Sus hallazgos indujeron el desarrollo de nuevas representaciones de preferencias sobre actos en presencia de ambigüedad: La utilidad esperada maxmin de Gilboa y Schmeidler (1989), las preferencias multiplicadoras de Hansen y Sargent (2001) y Stralecki (2011), las preferencias suaves de Klibanoff et al. (2005, 2009) y las preferencias variacionales de Maccheroni et al. (2006), entre otras. A lo largo de los últimos años, una extensa literatura aplicó estas preferencias a tópicos financieros. Entre los temas abordados se encuentran los siguientes:

Ambigüedad y selección óptima de cartera: En esta línea de investigación, Ait-Sahala y Brandt (2001), Garlappi, Uppal y Wang (2007) y Pflug y Wozabal (2007) presentan aplicaciones del enfoque de preferencias maxmin a la decisión de portafolio. El trabajo de Bassett, Koenker y Kordas (2004) utiliza el modelo de utilidad esperada de Choquet. Taboga (2005) y Gollier (2005, 2011) aplican un enfoque de preferencias suaves a la decisión de cartera entre activos riesgosos y libres de riesgo, y los trabajos de Ju y Miao (2012) y Petaracchia (2011) en los que también se aplican preferencias suaves pero al caso de un modelo de selección de cartera dinámico. Campanale (2011) utiliza el enfoque de Gilboa y Schmeidler con aprendizaje en un modelo de cartera de ciclo vital. Ameur y Prigent (2013) aplican los enfoques de Maccheroni et al. (2006), Gilboa y Schmeidler (1989) y de Hansen y Sargent (2011) al problema de asignación óptima de portafolio. Faria, Correia-da-Silva y Ribeiro (2009) utilizan un enfoque recursivo de priors múltiples para analizar las decisiones óptimas de consumo y cartera en un modelo dinámico en la tradición de Merton (1969), en un contexto de información incompleta.

Ambigüedad como una respuesta al equity premium: El equity premium puzzle se basa en la observación que la prima del retorno de las acciones en las economías desarrolladas ha sido durante el último siglo del orden del 4%-6% anual, mientras que los niveles teóricos obtenidos por los modelos de valuación basados en consumo bajo el paradigma de utilidad esperada subjetiva (UES) no excede el 0,5% anual –ver Mehra y Prescott (1985). Para obtener un valor de la tasa libre de riesgo acorde con el promedio observado históricamente, los modelos consistentes con la UES requieren un grado irrealmente alto de aversión al riesgo. Chen y Epstein (2002) sugirieron que una porción de esta prima se debe a la mayor ambigüedad asociada con el retorno de las acciones, reduciendo el grado de aversión al riesgo requerido para hacer consistente las observaciones. Trabajos adicionales en esta línea son Uppal y Wang (2003), Cagetti, Hansen, Sargent y Williams (2002), Maenhout (2004), Schroder y Skiadas (2005), Gollier (2005), Leippold Trojani y Vanini (2008), Bossearts, Ghirardato, Guarneschelli y Zame (2007), Rieger y Wang (2011), Erbas y Mirakhor (2007) y Collard, Mukerji, Sheppard y Tallon (2008). Estos últimos utilizan el enfoque de preferencias suaves recursivas de Klibanoff et al. (2009) para estimar el impacto de la ambigüedad y de la aversión por la ambigüedad en la prima de riesgo cargada sobre el retorno de las acciones.

Ambigüedad y baja participación en los mercados financieros: La tercera línea refiere al estudio de las razones que llevan a la baja participación de los agentes en los mercados financieros. Existe una extensa literatura que ha estudiado los motivos que subyacen tras este hecho –ver Allen y Gale (1994), Williamson (1994), Haliassos y Bertaut (1995), Vissing-Jorgensen (2002), Yaron y Zang (2000) y Paiella (2007)–. En estos trabajos se ha argumentado que los costos de entrada y/o las necesidades de liquidez son las principales razones que motivan la baja participación en los mercados. La presencia de ambigüedad incorpora un nuevo argumento para inducir la baja participación. Cao et al. (2005) y Easley y O'Hara (2009) utilizan el enfoque de preferencias maxmin para argumentar que los sistemas legales afectan la participación en los mercados financieros a través de sus efectos sobre la ambigüedad. Continuando la línea de estos trabajos, Ui (2011) estudia la relación entre prima por ambigüedad y prima por riesgo en contextos de limitada participación.

Ambigüedad y estructura temporal de las tasas de interés: Gagliardini, Porchia y Trojani (2009) estudian las implicancias de la aversión por la ambigüedad sobre la estructura temporal de la tasa de interés por medio de un modelo estructural simple en el que el agente representativo presenta aversión por la ambigüedad a través de priors múltiples recursivos, en la línea de Epstein y Schneider (2003).

Ambigüedad y diferenciales de tasa de interés: Boyarchenko (2012) encuentra que los incrementos repentinos en la prima de los CDS durante la reciente crisis global pueden ser explicados por los cambios en el grado de ambigüedad que enfrentan los participantes del mercado y por cambios en cómo la ambigüedad total se distribuye entre ambigüedad sobre la calidad de la información y ambigüedad sobre la calidad del modelo. Cosmin Ilut (2012) desarrolla un modelo de determinación del tipo de cambio nominal en el que agentes aversos a la ambigüedad con preferencias del tipo Gilboa y Schmeidler (1989) enfrentan un problema de precisión de señal en la línea de Epstein y Schneider (2007, 2008).

Ambigüedad y comportamiento de manada: Ford, Kelsey y Pang (2005) utilizan el enfoque de utilidad esperada de Choquet para analizar la relación entre ambigüedad y comportamiento de manada en los mercados financieros. Dado que este enfoque no permite separar entre ambigüedad y aversión por la ambigüedad, Dong, Gu y Han (2010) aplican el enfoque de preferencias suaves de Klibanoff et al. (2005).

Ambigüedad e incompletitud de los mercados financieros: Suponiendo agentes que maximizan la utilidad esperada de Choquet en un equilibrio competitivo, Mukerji y Tallon (2001) caracterizan las condiciones bajo las cuales es posible que los agentes no intercambien determinados activos, generando de esta manera incompletitud en los mercados. Rinaldi (2009) generaliza el análisis de Mukerji y Tallon para el caso de preferencias variacionales de Mascheroni et al. (2006).

Ambigüedad, inercia y volatilidad excesiva: Illeditsh (2011) estudia los efectos sobre la inercia en las tenencias y la volatilidad en los precios de los activos financieros cuando los inversores reciben información que no se puede vincular fácilmente con los fundamentales. Suponiendo que los agentes maximizan la utilidad esperada maxmin, muestra que en presencia de shocks informativos, los inversores no pueden reaccionar, aún cuando no haya costos de transacción ni fricciones en los mercados financieros. Adicionalmente, el autor muestra que pequeños shocks sobre los flujos de ingreso, el beta de los activos, o la prima de riesgo de mercado pueden llevar a cambios drásticos en el precio de las acciones, y en consecuencia, generar volatilidad excesiva.

Ambigüedad, liquidez y vuelo a la calidad: Suponiendo agentes que maximizan la utilidad esperada maxmin, Caballero y Krishnamurthy (2008) estudian los efectos de la ambigüedad respecto a shocks de liquidez agregada sobre las decisiones de los inversores y cómo esta ambigüedad puede llevar a la ocurrencia de vuelos a la calidad. Routledge y Zin (2009) consideran el caso de un intermediario financiero con preferencias maxmin que crea un mercado de un activo derivado. Los autores muestran que la ambigüedad puede incrementar drásticamente el diferencial entre el precio de compra y de venta, reduciendo su liquidez.

Epstein y Schneider (2010) y Guidolin y Rinaldi (2013) presentan una descripción detallada de algunos de estos desarrollos.

A pesar de la amplitud temática de las aplicaciones, existe un tópico que permanece inexplorado: los efectos de la ambigüedad y de la aversión por la ambigüedad sobre la demanda de activos de reserva de valor en economías que han experimentado una historia de elevada volatilidad macroeconómica y financiera. El presente documento realiza un aporte pionero a esta línea de investigación.

3. El enfoque de preferencias suaves por la ambigüedad

Sea S el conjunto de estados de la naturaleza y $E \subset S$ el conjunto de eventos, i.e. aquellas realizaciones de los estados de la naturaleza relevantes para la toma de decisión del agente. Sea Z el conjunto de pagos, y $F : E \to Z$ el conjunto de acciones sobre las cuales se definen las preferencias. De acuerdo con la teoría de la utilidad esperada subjetiva en su representación de Savage (1954), la acción f será débilmente preferida a la acción g sí y sólo si:

$$E_{\mu}u(f) \geq E_{\mu}u(g)$$

Donde μ es una medida de probabilidad subjetivamente determinada sobre las realizaciones del conjunto de eventos, E_{μ} es el operador expectativas sobre la distribución μ, y u es una función de utilidad del tipo von Neumann y Morgenstern. A diferencia del paradigma de utilidad esperada subjetiva, en presencia de ambigüedad el agente es incapaz de asignar una medida de probabilidad única sobre el conjunto E. Esto último es representable reemplazando la medida de probabilidad subjetiva única μ por un conjunto de distribuciones subjetivas factibles $M = \{\mu_1, ..., \mu_j\}$. Adicionalmente, el agente posee una distribución de probabilidad subjetiva $\Pi = \{\pi(\mu_i), ..., \pi(\mu_j)\}$ definida sobre los elementos del conjunto M. A lo largo del trabajo se utilizará $\pi(\mu_i) = \pi_i$ indistintamente. Los elementos del conjunto Π constituyen priors que representan las creencias del agente respecto de la factibilidad de que cada μ_i sea la distribución de probabilidad que efectivamente determine las realizaciones del conjunto E. A partir de estos elementos, Klibanoff et al. (2005) presentan un modelo de preferencias sobre actos en presencia de ambigüedad denominado de preferencias suaves, de acuerdo con el cual el acto f es débilmente preferible al acto g, sí y sólo sí:

$$E_{\Pi}\phi\left(E_{\mu_i}u(f)\right) \geq E_{\Pi}\phi\left(E_{\mu_i}u(g)\right)$$

donde E_{Π} es el operador expectativa respecto a la medida de probabilidad Π, y ϕ es una función estrictamente creciente denominada función de ambigüedad. Un elemento central de este enfoque es que permite establecer una distinción precisa entre ambigüedad, representada por el supuesto de distribuciones subjetivas múltiples $\mu \in M$ y la actitud frente a la ambigüedad, una característica de las preferencias del tomador de decisión, resumida en la forma de la función ϕ. Un agente con aversión por la ambigüedad se representa mediante una función ϕ cóncava. Klibanoff et al. (2009) proponen una versión recursiva de las preferencias suaves. Respetando la notación hasta aquí utilizada, las preferencias recursivas suaves por la ambigüedad sobre un plan f en el momento t, puede representarse como:

$$V_t(f) = u(f) + \beta \cdot \phi^{-1}\left[E_{\Pi}\phi\left(E_{\mu_i}V_{t+1}\right)\right]$$

Donde V_t es la función de valor (directa) definida recursivamente.

4. El problema de asignación de cartera bajo preferencias suaves

En la presente sección se aplican los elementos del criterio de decisión descrito anteriormente al problema de selección óptima de cartera, y se lo calibra para estudiar aspectos específicos del caso argentino.

4.1. Un planteo formal del problema

Sea S el conjunto de estados de la naturaleza y $E \subset S$ el conjunto de eventos –i.e. las realizaciones del vector de retornos reales brutos r de los activos financieros en $t+1$ (r_{t+1})–, relevantes para la toma de decisión del agente. Sea Z el conjunto de resultados/pagos definidos como las posibles realizaciones del retorno del portafolio r_p, en $t+1$. Sea F el conjunto de acciones cuyos elementos –i.e. vectores v_t de asignación de activos como proporción del portafolio–, constituyen las variables de elección. El agente posee una riqueza inicial w que es arbitrariamente indexada a 1. El portafolio óptimo se determina entre n instrumentos financieros considerados reservas de valor relevantes. El retorno real bruto del portafolio en $t+1$ se define entonces como $r_{p,t+1} = v_t \cdot r_{t+1}'$.

Siguiendo a Klibanoff et. al. (2005), se asumirá que el agente exhibe preferencias suaves por la ambigüedad. Siendo u y ϕ las funciones de utilidad y ambigüedad, respectivamente, el vector de demandas óptimas de activos como proporción de la cartera v_t^* puede escribirse como:

$$v_t^* \in \arg\max_{v} \sum_{i=1}^{j} \pi(\mu_i) \cdot \phi\left(\sum_{r \in E} u(w_t \cdot v_t \cdot r_{t+1}') \cdot \mu_i(r_{t+1})\right) \qquad (1)$$

o

$$\nu_t^* \in \arg\max_{\nu} \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \phi\left(E_{\mu_i} u\right)$$

A lo largo del trabajo se denotará $E_{\mu_i} u(\nu) = E_{\mu_i} u$ indistintamente.

Nótese que los argumentos de la función ϕ son valores de utilidad esperada, condicionados a una distribución factible μ_i.

4.2. Aplicación al caso argentino

A lo largo de los últimos setenta años, la evolución monetaria y macroeconómica de la Argentina se caracterizó por la recurrente generación de procesos inflacionarios y eventos devaluatorios de magnitud. En esta sección se busca mostrar que algunos de los mecanismos defensivos desarrollados por los agentes en tales contextos pueden ser racionalizados asumiendo la existencia de ambigüedad y de preferencias que muestren aversión por la ambigüedad. Con este fin, el problema de optimización (1) será calibrado de manera de explorar dos respuestas de las demandas de activos del sector privado no financiero argentino observadas durante los últimos veinte años. La primera respuesta es la dolarización que caracterizó el proceso de reintermediación financiera durante el período de vigencia del régimen de convertibilidad que siguió a las experiencias hiperinflacionarios de 1989 y 1990. La segunda respuesta es la elevada demanda de activos inmuebles como reserva de valor por parte de las familias durante el período 2003-2012.

En términos de la sección 3, estos hechos pueden ser racionalizados asumiendo sólo dos distribuciones de probabilidad factibles constitutivas del conjunto M. La primera, representa el comportamiento de los retornos reales en el entorno del momento en que el agente toma la decisión de asignación de activos. La segunda, representa el comportamiento de los retornos reales durante una experiencia de crisis cambiaria representativa –i.e. un shock recurrente en la económica argentina de los últimos setenta años–. Suponiendo sólo dos elementos del conjunto M, la expresión (1) resulta:

$$\nu_t^* \in \arg\max_{\nu} \; \pi(\mu_1)\cdot\phi\left(E_{\mu_1} u(\nu)\right) + \pi(\mu_2)\cdot\phi\left(E_{\mu_2} u(\nu)\right) \qquad (2)$$

Sujeto a: $\sum_{i=1}^{2} \nu_i = 1$ con $0 \le \nu_i \le 1$.

La condición de primer orden (c.p.o.) puede expresarse como:

$$\pi(\mu_1)\cdot\phi'(E_{\mu_1}u)\cdot E_{\mu_1}u'_\nu+\pi(\mu_2)\cdot\phi'(E_{\mu_2}u)\cdot E_{\mu_2}u'_\nu=0 \qquad (3)$$

Multiplicando y dividiendo el miembro izquierdo de (3) por $\varphi=\sum_{i=1}^{2}\pi(\mu_i)\cdot\phi'(E_{\mu_i}u)$, se obtiene:

$$\varphi\cdot\left[\pi(\mu_1)\cdot\xi_1\cdot E_{\mu_1}u'_\nu+\pi(\mu_2)\cdot\xi_2\cdot E_{\mu_2}u'_\nu\right]=0$$

o

$$\varphi\cdot\left[\pi^*(\mu_1)\cdot E_{\mu_1}u'_\nu+\pi^*(\mu_2)\cdot E_{\mu_2}u'_\nu\right]=0\,,$$

Donde la variable de distorsión $\xi_i=\dfrac{\phi'(E_{\mu_i}u)}{\varphi}=d\Pi^*/d\Pi$ es la derivada de Radon-Nikodym de la medida de probabilidad Π^* con respecto a Π. Con $\varphi\neq 0$, la c.p.o. resulta:

$$\frac{\pi^*(\mu_1)}{\pi^*(\mu_2)}=\frac{\xi_1\cdot\pi(\mu_1)}{\xi_2\cdot\pi(\mu_2)}=-\frac{E_{\mu_2}u'_\nu}{E_{\mu_1}u'_\nu} \qquad (4)$$

De acuerdo con la expresión (4), el agente elegirá las tenencias óptimas de cartera de manera que el cociente entre las utilidades marginales esperadas iguale el ratio de los priors subjetivos, ajustados por su percepción subjetiva en términos de la ambigüedad –i.e. el ratio ξ_1/ξ_2 –.

Los teoremas que se presentan a continuación permiten obtener una interpretación más precisa de la condición (4):

Teorema 1: *Las variables de distorsión* ξ_i *incrementan los priors subjetivos de aquellas distribuciones de probabilidad factibles cuyas utilidades esperadas son menores que el promedio ponderado de las utilidades esperadas.*

La demostración del Teorema 1 se presenta en apéndice A.

Teorema 2: *Las variables de distorsión* ξ_i *de aquellas distribuciones de probabilidad factibles cuyas utilidades esperadas son menores que el promedio ponderado de las utilidades esperadas, aumenta con el grado de aversión por la ambigüedad.*

La demostración del Teorema 2 se presenta en el apéndice B.

La Proposición 1 se deriva del Teorema 2 y la condición de primer orden (4), y refiere a las condiciones que debe cumplir el vector de tenencias óptimas de activos ante cambios en la aversión por la ambigüedad:

Proposición 1*: Supongamos que* $E_{\mu_1} u(v^*) < \sum_{i=1}^{2} E_{\mu_i} u(v^*)$. *Un aumento en la aversión por la ambigüedad cambia el vector óptimo de tenencias de* v^* *a* v^{**}, *implicando que* $\xi_1^*(v^{**}) / \xi_2^*(v^{**})$ $> \xi_1(v^*)/\xi_2(v^*)$. *Entonces* $\left\langle - E_{\mu_2} u'_v \big/ E_{\mu_1} u'_v \right\rangle_{\phi^*} > - E_{\mu_2} u'_v \big/ E_{\mu_1} u'_v$ *tal que*
$\left[\xi_1^*(v^{**}) \cdot \pi(\mu_1)\right] / \left[\xi_2^*(v^{**}) \cdot \pi(\mu_2)\right] = \left\langle - E_{\mu_2} u'_v \big/ E_{\mu_1} u'_v \right\rangle_{\phi^*}$.

Donde $\langle \ \rangle_{\phi^*}$ significa "dada una función de ambigüedad más cóncava, ϕ^*".

4.3. *Una interpretación gráfica del enfoque de preferencias suaves*

En la Figura 1 se presenta una interpretación gráfica del enfoque de preferencias suaves, en el entorno de Savage. El cuadrante I muestra que la acción del agente –en el caso del problema de portafolio la elección de un vector de tenencias $\nu = f \in F$ – puede interpretarse como una función que tiene como dominio el conjunto E, y como imagen el conjunto Z de retornos del portafolio $r_{p,t+1}$, donde $r_{p,t+1} = \nu_t \cdot r_{t+1}'$.

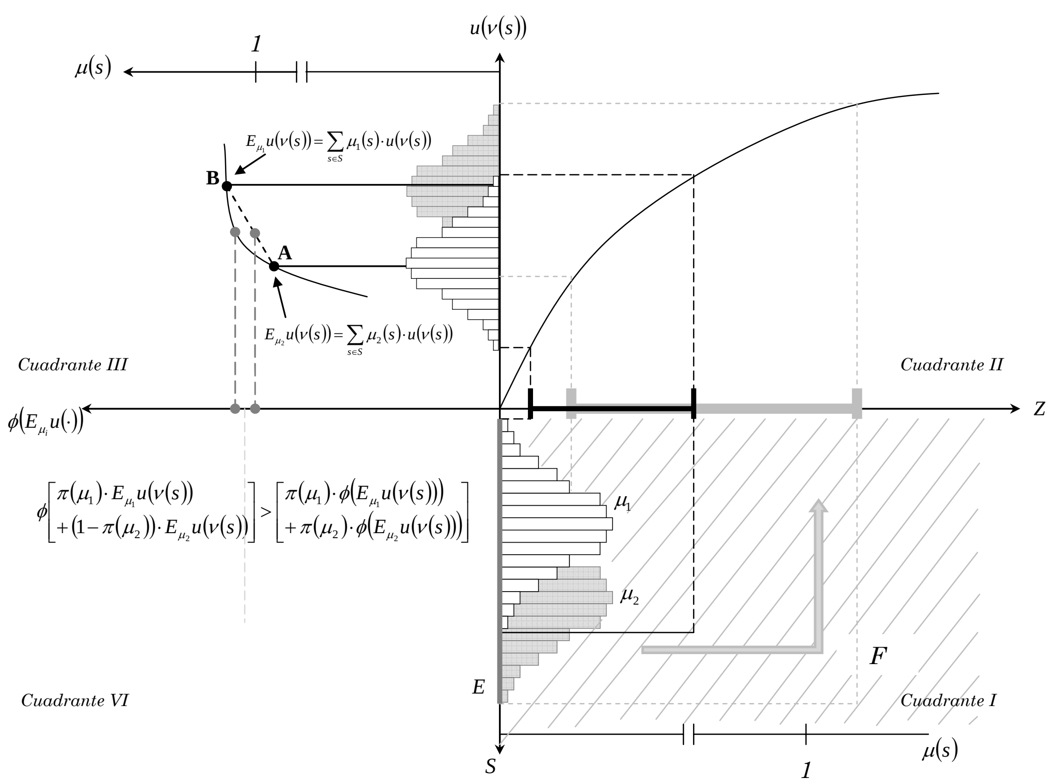
Cada elemento del conjunto de estados S (eje vertical del primer cuadrante) puede interpretarse como una realización posible del vector de retornos r_{t+1} de los activos considerados. Como puede observase, en la figura 1 se supone que la ambigüedad, viene dada por el conjunto $M = \{\mu_1, \mu_2\}$, lo que implica que el agente considera la existencia de dos distribuciones factibles sobre las realizaciones del vector de retornos. A través de su decisión $f = \nu$, la estructura estocástica de los elementos del conjunto M se transfiere al conjunto de pagos Z, cuyos elementos son las realizaciones del retorno del portafolio $r_{p,t+1} = \nu_t \cdot r_{t+1}$. En otras palabras, los pagos dependerán de las realizaciones de los estados y de la acción llevada a cabo por el agente. En el eje Z, por medio de una línea gruesa de color gris y otra de color negro, se representa la imagen sobre los retornos del portafolio de cada una de las posibles distribuciones μ_1 y μ_2 junto con una acción específica ν_t del agente.

En el cuadrante II se representa la función de utilidad u, cuyo dominio es el conjunto de pagos Z. En este caso, se asume una función de utilidad cóncava respecto de Z, lo que implica suponer que el agente presenta aversión por el riesgo. Como puede observarse, la estructura estocástica sobre los pagos se transfiere a la utilidad de los posibles resultados –$u(\nu(s))$–. Cada una de las distribuciones μ_1 y μ_2, condicionadas a la acción ν llevada a cabo por el agente, determinan dos posibles valores de utilidad esperada subjetiva $E_{\mu_1}u(\nu(s))$ y $E_{\mu_2}u(\nu(s))$.

En el cuadrante III se grafica la función ϕ, que se asume cóncava respecto a $E_{\mu_i}u(\nu(s))$. Esta función transforma los valores de utilidad esperada resultantes bajo cada distribución de probabilidad factible del conjunto M en valoraciones subjetivas $\phi(E_{\mu_i}u(\nu(s)))$. En este caso, se asume una función ϕ consistente con un agente que muestra aversión por la ambigüedad. El eje horizontal del cuadrante III muestre el valor de las ponderaciones subjetivas $\phi(E_{\mu_i}u(\nu(s)))$. El cuadrante IV presenta la desigualdad de Jensen pero en términos de la función ϕ.

Figura 1

Representación del enfoque de preferencias suaves



4.4. Calibrando el modelo

En las calibraciones 1 y 2, se satisfacen los supuestos de la Proposición 1. En ambos casos asumimos que el agente determina la asignación óptima de su cartera entre cuatro instrumentos relevantes para el sector privado no financiero argentino: Un depósito a plazo fijo en el sistema financiero local denominado en moneda doméstica, un activo externo denominado en dólares norteamericanos (en la Calibración 1 se utiliza un depósito a plazo fijo en el sistema financiero local, denominado en dólares americanos), un activo inmueble y acciones.

4.4.1. Datos utilizados

Para cada uno de los activos financieros se construyó una serie temporal de su retorno real anual, con frecuencia mensual, de acuerdo con las siguientes expresiones:

Plazo fijo (denominado en moneda local):

$$r_t^{PF} = \frac{\prod_{s=t-12-1}^{t-1}(1+i_s^{PF})}{\prod_{s=t-12}^{t}(1+\pi_s)} - 1$$

Activos externos (denominados en dólares americanos):

$$r_t^{AE} = \frac{\prod_{s=t-12-1}^{t-1}(1+i_s^{AE})\prod_{s=t-12}^{t}(1+e_s)}{\prod_{s=t-12}^{t}(1+\pi_s)} - 1$$

Activos inmuebles:

$$r_t^{AI} = \frac{\prod_{s=t-12-1}^{t-1}(1+i_s^{R})\prod_{s=t-12}^{t}(1+i_s^{GCI})\prod_{s=t-12}^{t}(1+e_s)}{\left(\left(\prod_{s=t-12}^{t}(1+\pi_s)\prod_{s=t-12}^{t}(1+d_s)\right)(1+c_t)\right)} - 1$$

Acciones:

$$r_t^{A}=\frac{\prod_{j=t-12-1}^{t-1}(1+i_j^{DIV})\prod_{j=t-12-1}^{t-1}(1+i_j^{GCA})}{\left(\left(\prod_{j=t-12}^{t}(1+\pi_j)\prod_{j=t-12}^{t}(1+CR_j)\right)(1+c_t)\right)}-1$$

Donde:

i_t^{PF} : Tasa nominal mensual de un depósito a plazo fijo (30-59 días), denominado en moneda local.

π_t : Tasa de inflación mensual (índice de precios al consumidor).

i_t^{AE} : Tasa nominal mensual de un bono a un año del Tesoro de EE.UU.

e_t: Tasa mensual de depreciación de la moneda local.

i_t^{R} : Retorno mensual del alquiler del inmueble.

i_t^{GCI} : Ganancias o pérdidas de capital (variación porcentual en los precios de los inmuebles).

i_t^{GCA} : Ganancias o pérdidas de capital (variación porcentual en los precios de las acciones).

d_t : Tasa de depreciación.

c_t : Costo de corretaje.

i_t^{DIV} : Pago de dividendos (retorno nominal mensual).

CR_t: Costo de rebalanceo para replicar el índice bursátil tomado como referencia como precio de las acciones (Índice Bolsa de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires).

Adicionalmente, se asume que el agente forma expectativas utilizando las distribuciones empíricas correspondientes a las series de retornos reales explicitadas anteriormente. La Tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de los retornos reales para los períodos considerados en el cálculo de las distribuciones empíricas μ_1 y μ_2.

Tabla 1

Estadísticas descriptivas de los retornos reales anuales
(Calculadas a partir de series temporales mensuales)

	Depósitos a plazo fijo (moneda local) (a)	Activos externos (dólares) (b), (c)	Inmuebles	Acciones
Enero de 1981 - Diciembre de 1983 (crisis cambiaria representativa)				
Median	-12.23%	89.54%	0.14%	-10.03%
Mediana	-1.87%	109.83%	-7.89%	-16.93%
Desvío estándar	19.07%	79.83%	31.72%	46.86%
Enero de 1993 - Diciembre de 1998 (caja de conversión)				
Median	6.16%	2.78%	-2.06%	-3.59%
Mediana	6.13%	4.84%	-2.13%	2.37%
Desvío estándar	2.18%	4.44%	3.23%	28.47%
Enero de 2003 - Diciembre de 2012 (período actual)				
Median	-5.48%	-3.45%	2.01%	2.33%
Mediana	-6.67%	-5.40%	-1.19%	6.14%
Desvío estándar	7.86%	16.00%	18.18%	32.92%

Fuente: Banco Central de la República Argentina y Reserva Federal de EE.UU.
Notas: (a) Depósito a plazo fijo en moneda local. 30/59 días.
(b) Bono del tesoro americano a 1 año.
(c) Desde enero 1993 a diciembre de 1998, consideramos un depósito local a plazo fijo en dólares americanos. 30/59 días.

4.4.2. Calibración 1

En la primera calibración se considera el caso de un agente cuyo conjunto M está compuesto por dos distribuciones de probabilidad subjetivas sobre el vector de retornos reales r_{t+1}. La primera, μ_1 corresponde a la distribución empírica de un período de funcionamiento del régimen de convertibilidad considerado de "normalidad", entendiéndose por ello a una etapa en la que los agentes podían considerar que el régimen era macroeconómicamente sostenible al momento de la toma de decisión. El período seleccionado está comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1998. El segundo elemento del conjunto M, la medida de probabilidad μ_2, se corresponde con la distribución empírica del período definido entre enero de 1981 y diciembre de 1983. Esta etapa abarca el proceso de crisis que siguió a la experiencia de apertura y liberalización financiera de fines de los años setenta, caracterizado por recurrentes eventos devaluatorios de importante magnitud. El criterio de selección de estas distribuciones como elementos constitutivos del conjunto M ha sido, por un lado, suponer que los agentes asignan una probabilidad subjetiva π_1 a que las realizaciones de los estados de la naturaleza –retornos reales– sean consistentes con el funcionamiento del régimen de convertibilidad, y una probabilidad π_2 a que el mundo se comporte de la forma observada durante uno de los procesos de crisis cambiaria más significativos de la historia monetaria argentina. Con respecto a las preferencias, se asume una función de utilidad con coeficiente de aversión al riesgo relativo constante (ARRC) $u(w_{t+1}) = (1/(1-\delta)) \cdot (w_{t+1})^{1-\delta}$ y una función de ambigüedad con coeficiente de aversión absoluta por la ambigüedad constante (AAAC), del tipo $\phi(E_{\mu_i} u) = -(1/\alpha) \cdot \exp(-\alpha \cdot E_{\mu_i} u)$. No se considerará la existencia de short-sales ni de costos de transacción.

El ejercicio se calibra para valores del prior subjetivo π_2 de crisis cambiaria entre cero y uno, un coeficiente ARRC δ =3 y valores para el coeficiente AAAC α = 1, 5 y 10. Las figuras 2 y 3 muestran la asignación óptima de activos correspondiente a los plazos fijos denominados en moneda local y en dólares, respectivamente. Las demandas óptimas de inmuebles y acciones resultaron iguales a cero para todos los valores π_2 considerados.

Figura 2

Demanda optima de depósitos a plazo fijo (denominado en moneda local)

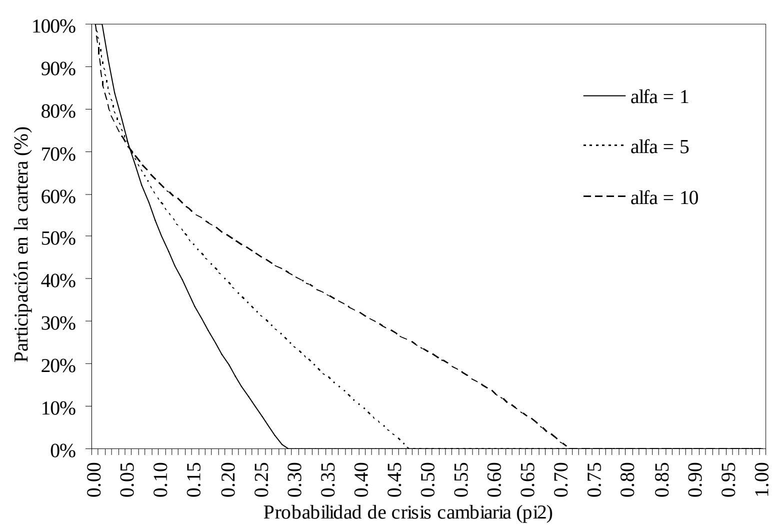
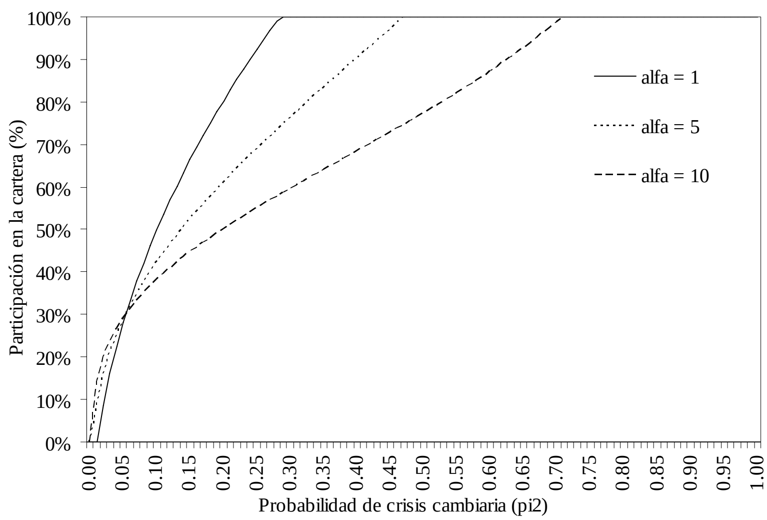


Figura 3

Demanda optima de depósitos a plazo fijo (denominado en dólares americanos)



4.4.3. Calibración 2

En este caso, μ_1 corresponde a la distribución empírica de los retornos reales calculada desde enero de 2003 hasta diciembre de 2012. Al igual que en la calibración 1, μ_2 es la distribución empírica del período comprendido entre enero de 1981 y diciembre de 1983. Las funciones de utilidad y de ambigüedad presentan las mismas formas funcionales que en la calibración 1, y los valores de los coeficientes ARRC y AAAC son también los mismos. Las figuras 4, 5 y 6 muestran la demanda óptima de activos externos, inmuebles y acciones para valores π_2 entre cero y uno. La demanda óptima de depósitos a plazo denominados en moneda local resulta igual a cero para todos los valores de los priors considerados.

Figura 4

Demanda optima de activos externos (dólares EE.UU.)

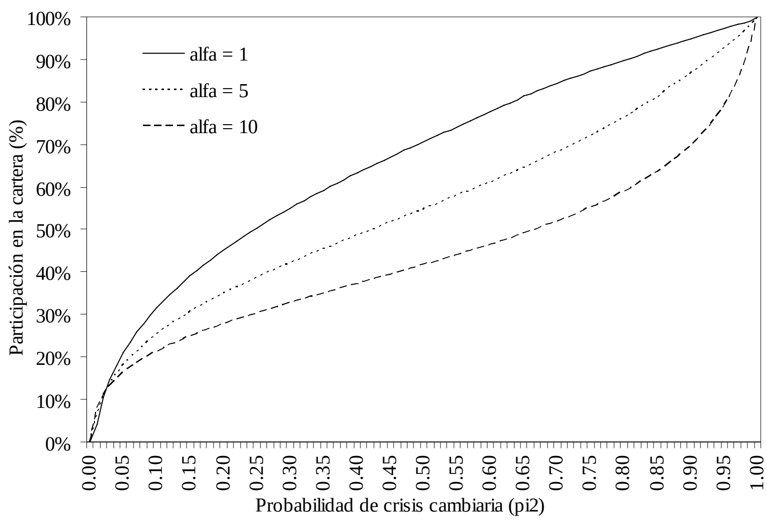


Figura 5

Demanda optima de activos inmuebles

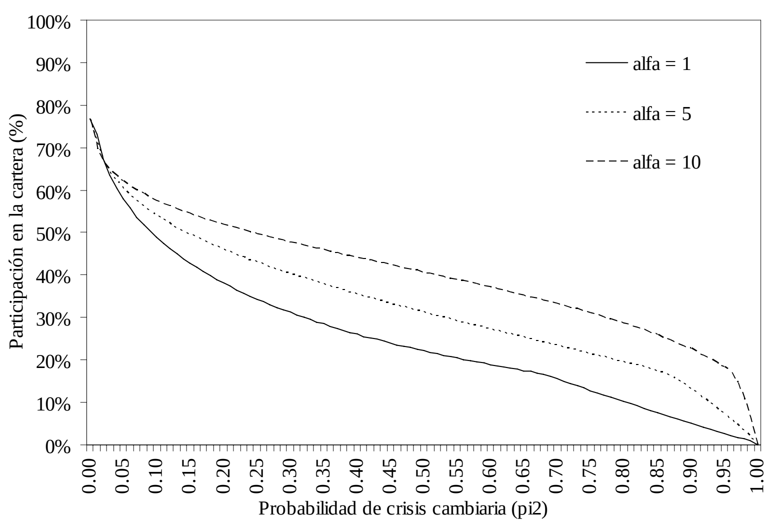
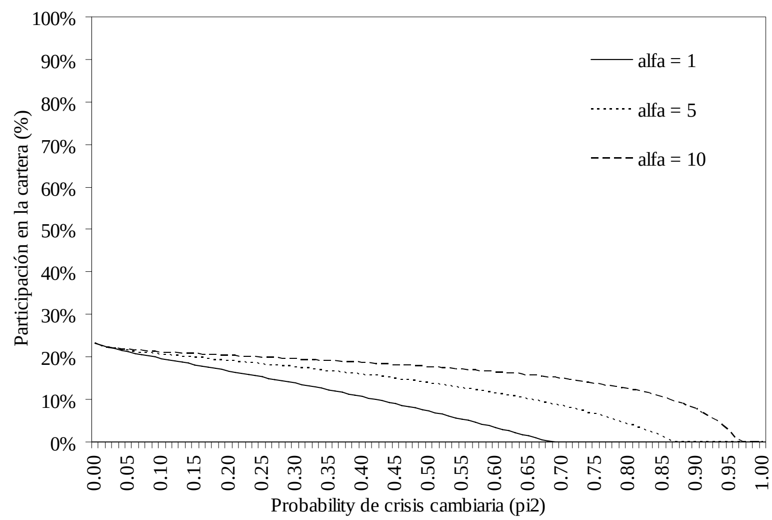


Figura 6

Demanda optima de acciones



4.5. Resultados

Los resultados nos permiten conjeturar sobre la relevancia de la ambigüedad como factor explicativo de la dolarización de portafolio en la Argentina. En la calibración 1, en ausencia de ambigüedad ($\pi_2 = 0$), las tenencias óptimas de activos consisten en su totalidad de depósitos a plazo fijo denominados en moneda local. Sin embargo, en presencia de ambigüedad, estos resultados se modifican dramáticamente. Con una probabilidad subjetiva π_2 =10% de que los retornos se comporten de acuerdo con la distribución empírica observada entre 1981 y 1983, la participación de los depósitos denominados en dólares norteamericanos se ubica entre el 38% y el 50% dependiendo del coeficiente de AAAC considerado. Estas proporciones aumentan marcadamente, alcanzando valores comprendidos entre el 45% y el 66% para valores de π_2 =15%. Adicionalmente, la calibración 2 muestra que la aversión por la ambigüedad reduce la demanda de activos denominados en dólares e incrementa la demanda de activos inmuebles. Estos resultados son consistentes con la Proposición 1. En efecto, en las Calibraciones 1 y 2 $E_{\mu_2}u > E_{\mu_1}u$ para $\pi_2 > 0.05$ y $\pi_2 > 0.02$, respectivamente (ver Figuras 7 y 8). De esta manera, un incremento en la aversión por la ambigüedad implica que $\left\langle -E_{\mu_2}u'_v \big/ E_{\mu_1}u'_v \right\rangle_{\phi*}$ $> -E_{\mu_2}u'_v \big/ E_{\mu_1}u'_v$ consistentemente con el incremento en el ratio de distorsión

$\xi_1^*\left(v^{**}\right)/\xi_2^*\left(v^{**}\right) > \xi_1\left(v^*\right)/\xi_2\left(v^*\right)$. Condicionado a las distribuciones empíricas asumidas μ_1 y μ_2, el nuevo valor del ratio de las utilidades marginales esperadas será alcanzado por un vector de tenencias óptima de activos v^{**} con una menor participación de los instrumentos denominados en dólares americanos.

Figura 7

Calibración 1: Valores de utilidad esperada

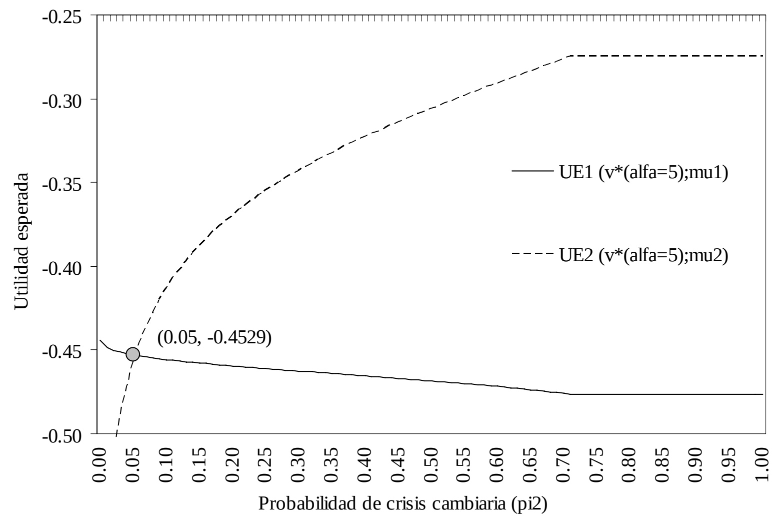
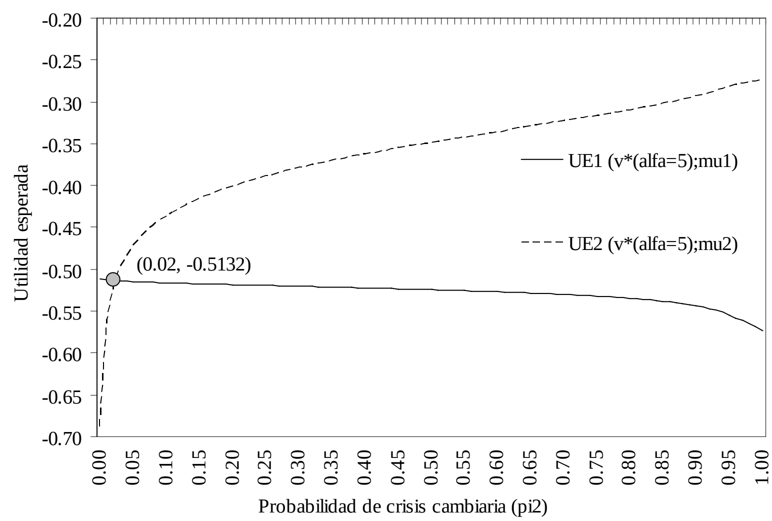


Figura 8

Calibración 2: Valores de utilidad esperada



5. Ambigüedad y retornos de equilibrio de activos de bajo riesgo relativo

En la presente sección se modifica el enfoque teórico sobre el cual se aplican las preferencias suaves por la ambigüedad. El punto de partida es una representación convencional[3] de los enfoques de valuación de activos basados en consumo, al que se le reemplazan las preferencias consistentes con la teoría de la utilidad esperada subjetiva por preferencias suaves por la ambigüedad en su versión recursiva –Klibanoff, Marinacci y Mukerji (2009)–. Específicamente, se supondrá un modelo de dos períodos en el que el agente maximiza la utilidad intertemporal de su consumo. En cada uno de ellos, el agente recibe un flujo de ingreso e, y tiene la posibilidad de adquirir en t una suma ξ a un precio p_t de un activo financiero que brinda un pago incierto x_{t+1} en el período siguiente, definido como su precio más un dividendo, $x_{t+1} = p_{t+1} + d_{t+1}$. Tanto el pago x_{t+1} como el flujo e_{t+1} son inciertos, de manera que también lo será el flujo de consumo en el período $t+1$. Adicionalmente, el agente enfrenta ambigüedad respecto a la distribución de probabilidad que determinará las realizaciones del consumo y del pago del instrumento financiero. Sin embargo, posee un conjunto $M = \{\mu_1,...\mu_j\}$ de distribuciones bivariadas factibles sobre c_{t+1} y x_{t+1}, y una distribución subjetiva $\Pi = \{\pi_1,...,\pi_j\}$ que asigna un valor de probabilidad π_i a que sea $\mu_i \in M$ la distribución que efectivamente determine las realizaciones de c y x en el período $t+1$. Las preferencias del agente se encuentran caracterizadas conjuntamente por una función de utilidad $u(\cdot)$ y una función $\phi(\cdot)$ que incorpora los efectos de la ambigüedad en su comportamiento. Nuevamente, en la presente sección se asumirá que ambas funciones son cóncavas, de manera que el agente presenta aversión al riesgo y a la ambigüedad. De esta manera, aplicando las preferencias suaves recursivas por la ambigüedad descritas en la sección 3, el problema de optimización que enfrenta el agente, resulta:

$$\max_{\xi} \; u(c_t) + \beta \cdot \phi^{-1}\left[E_{\Pi}\left[\phi\left(E_{\mu_i}\left[u(c_{t+1})\right]\right)\right]\right] \qquad (5)$$

Sujeto a que:

$$c_t = e_t - \xi_t \cdot p_t \qquad (6)$$

[3] Ver por ejemplo el capítulo I de Cochrane (2005).

$$c_{t+1} = e_{t+1} + \xi_t \cdot x_{t+1} \qquad (7)$$

Siendo E_Π y E_{μ_i} los operadores expectativas definidos sobre las medidas de probabilidad Π y μ_i respectivamente. Explicitando el operador E_Π, la expresión (5) puede escribirse como:

$$\max_{\xi} \; u(c_t) + \beta \cdot \phi^{-1}\left[\sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \left[\phi\left(E_{\mu_i}\left[u(c_{t+1})\right]\right)\right]\right] \qquad (8)$$

Nótese que el segundo término de (8) constituye el valor de equivalencia a la certeza –representado por $\phi^{-1}(\cdot)$–, de los valores de utilidad esperada calculados para cada medida de probabilidad factible $\mu_i \in M$, valuados por el agente por medio de la función ϕ, y ponderados por las probabilidades de la medida subjetiva Π. A partir del problema anteriormente representado, se busca entonces valuar en t el flujo incierto x_{t+1}. La condición de primer orden respecto a ξ resulta:

$$-p_t \cdot u'(c_t) + \beta \cdot \phi^{-1'}(\cdot) \cdot \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i} u\right) \cdot E_{\mu_i}\left[u'(c_{t+1}) \cdot x_{t+1}\right] = 0$$

De manera que:

$$p_t = E_\Pi\left[E_{\mu_i}\left[\phi^{-1'}(\cdot) \cdot \phi'\left(E_{\mu_i} u\right) \cdot \beta \cdot \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \cdot x_{t+1}\right]\right] \qquad (9)$$

Nótese que $\phi^{-1'}(\cdot)$ es una constante, y que $\phi'\left(E_{\mu_i} u\right)$ es constante para el operador E sobre la medida de probabilidad μ_i. La expresión (9) constituye la ecuación de valuación basada en consumo en presencia de preferencias recursivas suaves por la ambigüedad.

5.1. Derivación de la expresión correspondiente a la tasa libre de riesgo

Un retorno puede se pensado como un pago R con un precio unitario –ver Cochrane (2005)–. En ausencia de ambigüedad, la ecuación de valuación clásica para un retorno resulta $1 = 1/E[m \cdot R]$, siendo m el factor de descuento estocástico. De esta manera, la expresión para la tasa de interés libre de riesgo puede escribirse como $R_f = 1/E[m]$. En presencia de preferencias recursivas suaves por la ambigüedad como las supuestas en esta sección, la expresión de valuación (9) correspondiente a la tasa libre de riesgo deviene en:

$$1 = R_f \cdot {\phi^{-1}}'(\cdot) \cdot \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i} u\right) \cdot E_{\mu_i}\left[\beta \cdot \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]$$

De manera que:

$$R_f = \frac{1}{{\phi^{-1}}'(\cdot) \cdot \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i} u\right) \cdot E_{\mu_i}\left[\beta \cdot \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]}$$

O equivalentemente:

$$R_f = \frac{1}{{\phi^{-1}}'(\cdot) \cdot E_\Pi\left[\phi'\left(E_{\mu_i} u\right) \cdot E_{\mu_i}\left[\beta \cdot \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]\right]}$$

Multiplicando y dividiendo el denominador de la expresión anterior por $\varphi = \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i} u\right)$, resulta:

$$R_f = \frac{1}{E_\Pi\left[\frac{\phi'\left(E_{\mu_i} u\right)}{\varphi} \cdot {\phi^{-1}}'(\cdot) \cdot \varphi \cdot E_{\mu_i}\left[\beta \cdot \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]\right]}$$

Nótese que para ambos operadores E, φ y ${\phi^{-1}}'(\cdot)$ son constantes cuyos argumentos son valores de utilidad esperada. Definiendo $\xi_i = \phi'\left(E_{\mu_i} u\right) / \varphi$, la expresión anterior resulta:

$$R_f = \frac{1}{E_\Pi\left[\xi_i \cdot {\phi^{-1}}'(\cdot) \cdot \varphi \cdot E_{\mu_i}\left[\beta \cdot \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]\right]} \qquad (10)$$

Donde $\frac{\phi'\left(E_{\mu_i} u\right)}{\varphi} = \xi_i = \frac{\phi'\left(E_{\mu_i} u\right)}{\sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i} u\right)} = d\hat{\Pi} / d\Pi$ es la derivada de Radon-Nikodym de la medida de probabilidad $\hat{\Pi}$ respecto de Π, de manera que la expresión (10) resulta:

$$R_f = \frac{1}{E_{\hat{\Pi}}\left[\phi^{-1'}(\cdot)\cdot\varphi\cdot E_{\mu_i}\left[\beta\cdot\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]\right]} \qquad (11)$$

Definiendo el factor de descuento estocástico como:

$$\overline{m}_{t+1} = \phi^{-1'}(\cdot)\cdot\varphi\cdot E_{\mu_i}\left[\beta\cdot\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]$$

Se obtiene:

$$R_f = \frac{1}{E_{\hat{\Pi}}\left[\overline{m}_{t+1}\right]} \qquad (12)$$

O equivalentemente:

$$R_f = \frac{1}{E_{\Pi}\left[\xi_i\cdot\overline{m}_{t+1}\right]} \qquad (13)$$

Nótese que el factor de descuento estocástico puede expresarse alternativamente como:

$$\overline{m}_{t+1} = E_{\mu_i}\left[\phi^{-1'}(\cdot)\cdot\varphi\cdot\beta\cdot\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\right]$$

De manera que la expresión (8) resulta equivalente a:

$$R_f = \frac{1}{E_{\hat{\Pi}^*}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right]} \qquad (14)$$

Siendo

$$\overline{m}^*_{t+1} = \phi^{-1'}(\cdot)\cdot\varphi\cdot\beta\cdot\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}$$

donde $\hat{\Pi}^*$ es una medida de probabilidad de segundo orden, compuesta por $\hat{\Pi}$ y las distribuciones pertenecientes al conjunto M. Esta representación es posible gracias al uso de la de derivada de Radon-Nikodym, que nos permitió eliminar el componente $\phi'\left(E_{\mu_i}u\right)$ de la esperanza, y finalmente obtener una expresión equivalente a $R_f = 1/E[m]$ pero para el caso de preferencias que contemplen ambigüedad.

La expresiones (13) y (14) comparten características comunes con la expresión convencional de determinación del retorno de un activo libre de riesgo:

1) La tasa real es más alta cuanto mayor la tasa de impaciencia–es decir, cuando β es bajo–.

2) La tasa real es más alta cuanto mayor sea la tasa de crecimiento del consumo. En otros términos, si la tasa de interés es elevada, el inversor se verá incentivado a reducir su consumo hoy preservando poder de compra, y consumir más en el futuro. De esta manera, una mayor tasa baja el nivel de consumo hoy, y eleva la tasa de variación del consumo de hoy a mañana.

3) A mayor grado de aversión al riesgo, mayor la sensibilidad de la tasa de interés real a la tasa de crecimiento del consumo. Una mayor curvatura de la función de utilidad implica que el agente se preocupa más por mantener un patrón de consumo suave a lo largo del tiempo, encontrándose menos deseoso de reasignar consumo intertemporalmente en respuesta a incentivos de tasa de interés.

Más allá de estos elementos comunes, el corolario y la proposición que se plantean a partir del teorema que se presenta a continuación nos permitirán interpretar las diferencias entre las expresiones (13)-(14) de determinación del retorno de un activo libre de riesgo bajo preferencias recursivas suaves y la ecuación de valuación convencional bajo el paradigma de la utilidad esperada subjetiva $R_f = 1/E[m]$.

Teorema 3:

Sea $R_f = \dfrac{1}{E_\Pi\left[\xi_i \cdot E_{\mu_i}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right]\right]}$ *definido en (13).*

Sea el conjunto de distribuciones factibles $M = \{\mu_1,...,\mu_j\}$ *con*

$E_{\mu_1}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right] \leq ... \leq E_{\mu_j}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right]$.

Sea $\phi(\cdot)$ *una función estrictamente cóncava y creciente.*

Sea $\Pi = \{\pi_1, ..., \pi_j\}$ *la distribución de probabilidad subjetiva sobre los elementos del conjunto* M .

Se sigue que:

(a) *Si* $E_{\mu_i}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right] \leq \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot E_{\mu_i}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right]$, *entonces* $\xi_i \leq 1$.

(b) *Si* $E_{\mu_i}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right] \geq \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot E_{\mu_i}\left[\overline{m}^*_{t+1}\right]$, *entonces* $\xi_i \geq 1$.

Ver demostración en el apéndice C.

De acuerdo con el teorema anterior, la aversión por la ambigüedad distorsiona las probabilidades a priori π_i asignadas por el agente a cada elemento del conjunto de distribuciones subjetivas M . Dicha distorsión viene dada por la función ξ_i –la derivada de Radon-Nikodym–.

El Corolario 1 y la Proposición 2 que se presentan a continuación, se desprenden del Teorema 3 y nos permitirán interpretar las diferencias entre la expresión (13) y la ecuación convencional $R_f = 1/E[m]$.

Corolario 1: *Dado que la aversión por la ambigüedad distorsiona las probabilidades a priori* π_i *incrementando la masa de probabilidad sobre aquellas distribuciones* $\mu_i \in M$ *con baja utilidad esperada –o de forma equivalente con alta utilidad marginal esperada–, entonces la aversión por la ambigüedad reduce la tasa libre de riesgo –incrementa el valor esperado del descuento estocástico* $\overline{m}^*_{t+1}$.

Proposición 2: *Si se asume una función de ambigüedad* ϕ *exponencial, del tipo* $\phi(x) = -\dfrac{\exp(-\alpha \cdot u)}{\alpha}$ *donde* α *representa la aversión por la ambigüedad, entonces* ${\phi^{-1}}'(\cdot) \cdot \varphi$ *en* $\overline{m}^*_{t+1}$ *resulta igual a uno, de manera que la única diferencia entre la expresión (13) y la ecuación convencional* $R_f = 1/E[m]$ *radica en la medida de probabilidad* $\hat{\Pi}^*$.

Ver demostración en el apéndice D.

5.2. Derivación de la expresión correspondiente a la prima de riesgo

Partiendo de la ecuación de valuación (9) y multiplicando y dividiendo el segundo miembro por φ, resulta:

$$p_t = E_\Pi\left[\frac{\phi'\left(E_{\mu_i}u\right)}{\varphi}\cdot {\phi^{-1}}'(\cdot)\cdot\varphi\cdot E_{\mu_i}\left[\beta\cdot\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}\cdot\left(p_{t+1}+d_{t+1}\right)\right]\right]$$

Asumiendo una función de utilidad con coeficiente de aversión al riesgo relativo constante del tipo $u(c_{t+1}) = \frac{1}{1-\delta}\cdot(c_{t+1})^{1-\delta}$, la expresión anterior deviene en:

$$p_t = E_\Pi\left[\frac{\phi'\left(E_{\mu_i}\right)}{\varphi}\cdot {\phi^{-1}}'(\cdot)\cdot\varphi\cdot E_{\mu_i}\left[\beta\cdot z_{t+1}^{-\delta}\cdot\left(p_{t+1}+d_{t+1}\right)\right]\right] \qquad (15)$$

Con $z_{t+1} = c_{t+1}/c_t$.

Dado que p_t es homogéneo de grado uno en d, es posible expresar $p_t = w\cdot d_t$. Sustituyendo en (15), se obtiene:

$$w\cdot d_t = E_\Pi\left[\frac{\phi'\left(E_{\mu_i}\right)}{\varphi}\cdot {\phi^{-1}}'(\cdot)\cdot\varphi\cdot E_{\mu_i}\left[\beta\cdot z_{t+1}^{-\delta}\cdot(1+w)\cdot d_{t+1}\right]\right]$$

De manera que:

$$w = E_\Pi\left[\frac{\phi'\left(E_{\mu_i}\right)}{\varphi}\cdot {\phi^{-1}}'(\cdot)\cdot\varphi\cdot E_{\mu_i}\left[\beta\cdot z_{t+1}^{-\delta}\cdot(1+w)\cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right] \qquad (16)$$

Con $\hat{x}_{t+1} = d_{t+1}/d_t$. Considerando la noción de la derivada de Radon-Nicodym discutida previamente, y asumiendo una función de ambigüedad del tipo $\phi(\cdot) = -\frac{\exp\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right)}{\alpha}$ la expresión (16) resulta:

$$w = E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[\beta\cdot z_{t+1}^{-\delta}\cdot(1+w)\cdot\hat{x}_{t+1}\right]\right] \qquad (17)$$

Por otro lado, definamos R_{t+1} –el retorno bruto sobre las acciones– como:

$$R_{t+1} = \frac{p_{t+1} + d_{t+1}}{p_t}$$

Sustituyendo p, resulta:

$$R_{t+1} = \frac{w \cdot d_{t+1} + d_{t+1}}{w \cdot d_t} = \frac{(1+w)}{w} \cdot \hat{x}_{t+1}$$

Aplicando la doble expectativa a la expresión anterior, se obtiene:

$$E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}(R_{t+1})\right] = \frac{1+w}{w} \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}(\hat{x}_{t+1})\right] \tag{18}$$

Dado que $\frac{1+w}{w} = \frac{1}{\beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta}\hat{x}_{t+1}\right]\right]}$ (ver ecuación E.3 del apéndice E), la expresión (18) puede escribirse como:

$$E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}(R_{t+1})\right] = E_{\hat{\Pi}^*}\left[R_{t+1}\right] = \frac{E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}(\hat{x}_{t+1})\right]}{\beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta}\hat{x}_{t+1}\right]\right]} \tag{19}$$

Asumiendo que los retornos de las acciones y la tasa de crecimiento del consumo per-cápita siguen una distribución lognormal, la expresión 19 resulta (ver apéndice F):

$$E_{\hat{\Pi}^*}(R_{t+1}) = \frac{\sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \xi_i \cdot e^{\mu_{\hat{x},i} + \frac{1}{2}\cdot\sigma_{\hat{x},i}^2}}{\beta \cdot \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \xi_i \cdot e^{\mu_{\hat{x},i} - \alpha\cdot\mu_{z,i} + \frac{1}{2}\cdot\left(\sigma_{\hat{x},i}^2 + \alpha^2\cdot\sigma_{z,i}^2 - 2\cdot\alpha\cdot\sigma_{\hat{x},z,i}\right)}} \tag{20}$$

Mientras que la expresión correspondiente a la tasa libre de riesgo puede escribirse como:

$$R_f = \frac{1}{\beta \cdot \sum_{i=1}^{j} \pi_i \cdot \xi_i \cdot e^{-\alpha\cdot\mu_{z,i} + \frac{1}{2}\cdot\alpha^2\cdot\sigma_{z,i}^2}} \tag{21}$$

5.3. Aplicación al caso argentino

5.3.1 Evolución del consumo per cápita, el retorno real de las acciones y el retorno real de un activo de bajo riesgo relativo

Para calibrar las ecuaciones (20) y (21), se procedió en primer lugar a elaborar una serie de la tasa de crecimiento del consumo total privado per cápita de la Argentina y del retorno bruto real de las acciones para el período 1903-1912. La Tabla 2 presenta estadísticas descriptivas por etapas, mientras que en el apéndice G se describen las fuentes utilizadas para la elaboración de ambas series.

Tabla 2

Consumo per-cápita y retorno real de las acciones

Período		Tasa de crecimiento del consumo per cápita		Retorno real de las acciones		
		Promedio	Desv. Est.	Promedio	Desv. Est.	Coef. Corr.
1903-2012	total	1.43%	5.82%	6.51%	33.90%	0.189
1903-1945	pre-inflacionario	1.03%	5.71%	7.82%	14.27%	-0.014
1935-1945	reconstrucción financiera	0.63%	4.51%	9.56%	12.80%	-0.056
1946-1974	inflacionario	2.12%	4.43%	-4.46%	30.15%	0.367
1975-1990	régimen de alta inflación e hiperinflación	-1.72%	5.68%	14.15%	67.16%	0.140
1981-1982	crisis de la Tablita	-5.39%	0.63%	-19.99%	39.61%	1.000
1991-2001	convertibilidad	5.61%	6.54%	13.34%	33.76%	0.889
2003-2012	post-convertibilidad	6.42%	2.97%	11.54%	27.47%	0.680

El objetivo central del ejercicio es analizar los posibles efectos de la ambigüedad sobre la determinación de los retornos reales de equilibrio de los activos de bajo riesgo relativo. Con este fin, se seguirá la línea metodológica de Mehra y Prescott (1985) consistente en comparar los valores de los retornos resultantes de la calibración del modelo –en este caso las ecuaciones (20) y (21)– con los observados en la economía bajo análisis. Si bien fue posible elaborar una serie del crecimiento del consumo privado per cápita y de los retornos reales de las acciones, un impedimento que hubo que enfrentar fue la imposibilidad de elaborar una serie de retornos de un activo considerado de "bajo riesgo relativo". Esto se debe a que, dada la historia de elevada volatilidad nominal, resulta imposible obtener para todos los períodos un retorno de un activo que pueda ser considerado de bajo riesgo con un plazo de madurez similar. Por ejemplo, en el período 1903-1945 la cédula hipotecaria argentina (CHA) como así también (durante los años treinta) los títulos del crédito argentino interno (CAI) eran considerados activos de bajo riesgo por el público y además presentaban un plazo de madurez semejante (entre 37 y 42 años). Sin embargo, a partir de 1946, con el cambio en el sesgo de la política monetaria, ambos instrumentos dejaron de ser demandados como reserva de valor. A partir del año 1958 se emprendieron políticas que buscaron revitalizar el mercado de títulos públicos, a través de la emisión del primer bono indexado. El bono de la empresa nacional Yacimientos Petrolíferos Fiscales (YPF), con vencimiento a veinte años (aproximadamente la mitad que las CHA y que los bonos del CAI). Este bono se encontraba indexado al salario de un trabajador de YPF y presentaba un plus en retorno atado a la producción de barriles de crudo. A partir de la crisis de la experiencia aperturista de fines de la década del setenta, a la que se denomina crisis de "la tablita" por el régimen de crawling peg con variaciones pre-anunciadas del tipo de cambio vigente en aquel período, ya no es posible identificar un activo financiero denominado en moneda local que haya sido considerado de bajo riesgo relativo, dada la elevada volatilidad nominal y la fragilidad que mostraba el sistema financiero. Para entonces, el sector privado ya mostraba una alta participación en sus reservas de valor de activos denominados en dólares. Sin embargo, estos instrumentos actuaban más bien como un seguro contra la licuación del salario real resultante de los shocks devaluatorios. Se trataba de un seguro con retornos muy volátiles, de manera que resultaría forzado considerarlos de bajo riesgo relativo. Haber optado por el uso de un activo externo como proxy de un activo de bajo riesgo relativo hubiera sido desacertado. En efecto, nótese que la función de utilidad supuesta no permite separar el grado de aversión al riesgo de la elasticidad de sustitución intertemporal. Esto implica que la decisión de asignación intertemporal de un agente averso al riesgo se verá afectada por la varianza de los retornos reales de los activos de los que disponga como reserva de valor.

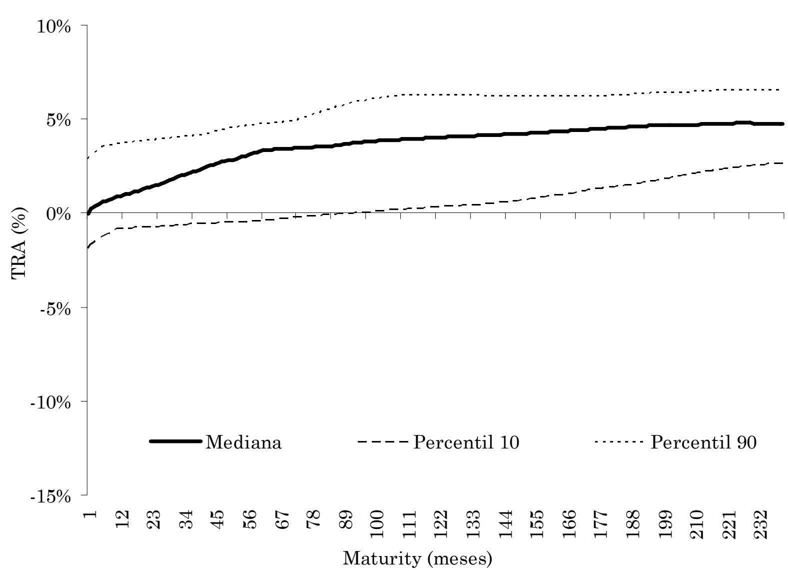
Para lidiar con este impedimento, se optó por construir una curva de rendimientos de los títulos públicos en moneda local para un período representativo de la etapa pre-inflacionaria y para el período actual. Los períodos seleccionados fueron 1937-1941 y 2005-2013. La elección del primer período descansa en el significativo desarrollo del mercado de deuda pública alcanzado en aquellos años, con retornos de referencia para diversos plazos, y previo a la etapa de represión financiera iniciada a mediados de la década del cuarenta. La elección del período 2005-2013 responde a que se trata de la etapa posterior al canje de deuda que siguió a la cesación de pagos acontecida durante la crisis de la convertibilidad. En este punto, debe tener en cuenta el lector que no escapa al autor de este trabajo el hecho que son múltiples los factores que podrían explicar las diferencias entre los retornos reales de los activos de bajo riesgo relativo observados entre los períodos 1937-1941 y 2005-2013. En este trabajo, el énfasis está puesto en la ambigüedad y la aversión por la ambigüedad como factores explicativos, pero ello no implica desconocer la existencia de factores de mayor relevancia, como por ejemplo el sesgo dado a la política monetaria.

Para la elaboración de la curva de rendimientos correspondiente al período 1937-1941, se consideraron para el tramo corto de la curva, las letras de tesorería a 1, 2, 3, 6 y 12 meses. Para el tramo medio se utilizaron las tasas internas de retorno del C.A.I 4,0% 1939 primera emisión, y para plazos largos el C.A.I 4,5% 1939 primera emisión y el C.A.I 4,5% 1935. Para la elaboración de la curva de rendimientos del período 2005-2013, se consideraron para el tramo corto, los retornos de las letras del banco central (LEBAC) a 1, 3, 6 y 12 meses, mientras que para el tramo medio y largo se utilizaron las tasas internas de retornos del Bocon 2022 y del Discount 2033.

Las Figuras 9 y 10 presentan las curvas para ambos períodos considerados. En el apéndice H se detalla la metodología empleada para su elaboración. La línea gruesa de ambas figuras se corresponde con los valores de las medianas de los retornos reales del período para distintos plazos. Las líneas punteadas gruesas y finas representan el percentil 10 y 90, respectivamente. Como puede observarse, los valores de las medianas correspondientes al período 1937-1941 –Figura 9– resultan superiores a las del período 2005-2013 –Figura 10– para todos los plazos considerados. Con el objeto de testear la significancia estadística de esta diferencia, se procedió a realizar un test de rango de diferencia de medianas –test de Wilcoxon– para muestra chica. La hipótesis nula de igualdad de mediana fue rechazada al 1,0% para todos los tramos de la curva. Los resultados para algunos plazos seleccionados se resumen en la Tabla 3.

Figura 9

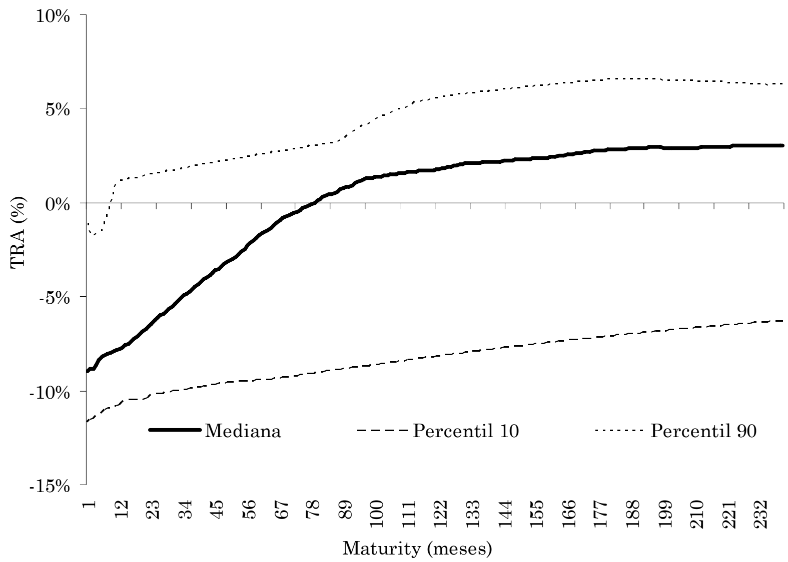
Curva de rendimientos –deuda pública en moneda local–, 1937-1941



Fuente: Elaboración propia. Una descripción de la metodología empleada se presenta en el apéndice H.

Figura 10

Curva de rendimientos –deuda pública en moneda local–, 2005-2013



Fuente: Elaboración propia. Una descripción de la metodología empleada se presenta en el apéndice H.

Tabla 3

Test de diferencia de medianas (Test de Wilcoxon). H0 de igualdad de las distribuciones

Plazo a vencimiento (en meses)	Retorno real del activo de bajo riesgo relativo (mediana)		p-value	Estado
	1937-1941	2005-2013		
1	-0.02%	-8.96%	0.0000%	Rechaza H0
3	0.37%	-8.82%	0.0000%	Rechaza H0
6	0.60%	-8.19%	0.0000%	Rechaza H0
12	0.91%	-7.74%	0.0000%	Rechaza H0
120	4.01%	1.74%	0.0008%	Rechaza H0
180	4.52%	2.81%	0.0011%	Rechaza H0
240	4.77%	3.05%	0.0004%	Rechaza H0

Fuente: Elaboración propia.

Como puede observarse, de considerar a los instrumentos de deuda pública de “bajo riesgo relativo” en ambas etapas seleccionadas, el menor nivel observado de los retornos reales en el período 2005-2013 respecto al período 1937-1941 resulta estadísticamente significativo.

La hipótesis 4 plantea que la ambigüedad y la aversión por la ambigüedad pueden ser dos factores relevantes en la determinación de los retornos reales de equilibrio de los activos de bajo riesgo relativo y en su diferencial respecto a los retornos de los activos riesgosos. Como fuera mencionado anteriormente, numerosos factores adicionales podrían explicar esta menor tasa, como por ejemplo el sesgo de la política monetaria. En este trabajo el foco está puesto exclusivamente en los efectos de la ambigüedad y la actitud de los agentes frente a la misma, como factores explicativos.

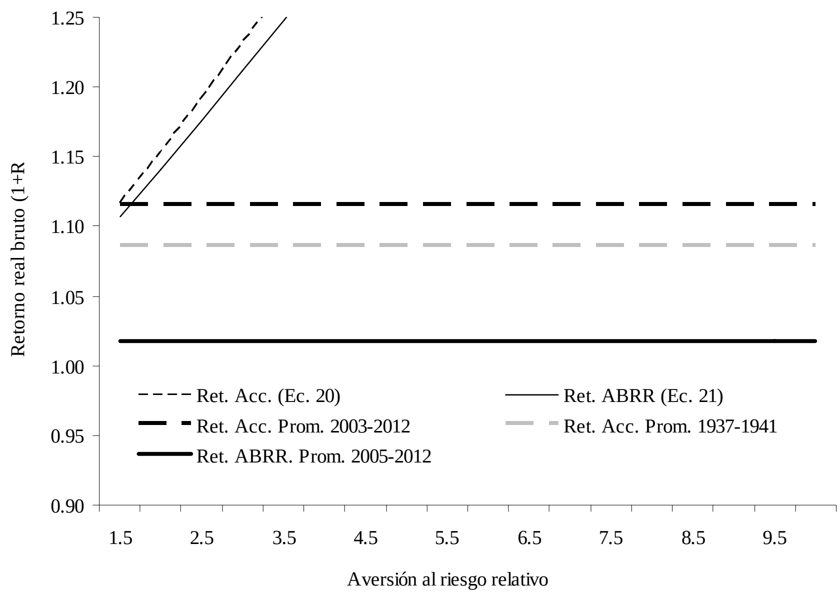
Las aplicaciones que se desarrollan a continuación asumen que debido a la volatilidad macroeconómica y nominal experimentada a partir de mediados del siglo pasado, el agente representativo del sector privado no financiero argentino enfrenta ambigüedad y presenta aversión por la misma. Su conjunto M de distribuciones de probabilidad subjetivas consideradas factibles de generar en un período determinado las realizaciones del consumo y los retornos de las acciones, está compuesto entonces por más de un elemento μ_i. Específicamente, en la calibración se supone que el conjunto M está compuesto por dos medidas subjetivas de probabilidad. En primer lugar μ_1, correspondiente a la distribución empírica del período 2003-2012. En segundo lugar μ_2, correspondiente a la distribución empírica de los dos años que siguieron a la crisis de “la tablita” –período 1981-1982–.

La elección de la distribución μ_1 correspondiente al período 2003-2012 busca representar el hecho que el agente considera factible que las características estocásticas de las realizaciones de los estados de la naturaleza acontecidas en el período 2003-2012 se mantengan durante el período relevante para su decisión de cartera. Por su parte, la elección de μ_2 correspondiente al entorno de la crisis de “la tablita” busca representar los efectos sobre las decisiones del agente de asignar una probabilidad no despreciable a la ocurrencia de un evento crítico, con consecuencias fuertemente negativas sobre la tasa de crecimiento del consumo per cápita –ver Tabla 3–. De esta manera, la distribución subjetiva Π sobre los elementos del conjunto M asigna una probabilidad $\pi(\mu_1)$ a que los estados de la naturaleza se rijan de acuerdo con la distribución μ_1 y $\pi(\mu_2)$ a que el mundo se comporte de acuerdo a lo observado en la crisis de 1981-1983.

La calibración propuesta consta de tres ejercicios. El primero de ellos, que será tomado como referencia para los dos siguientes, consiste en asumir un valor $\pi(\mu_1)=1$. En otras palabras, se trata del caso de ausencia total de ambigüedad, en que el agente le asigna una probabilidad igual a uno a que las realizaciones de los estados de la naturaleza sigan una distribución consistente con la observada en el período 2003-2012. Nótese que al tratarse de un caso de ausencia de ambigüedad, es irrelevante suponer algún grado de aversión por la misma. La Figura 11 muestra los resultados obtenidos para valores del coeficiente de aversión al riesgo relativo de 1,5 a 10, y una tasa de impaciencia β =1,0%.

Figura 11

Ejercicio 1: Ausencia de ambigüedad



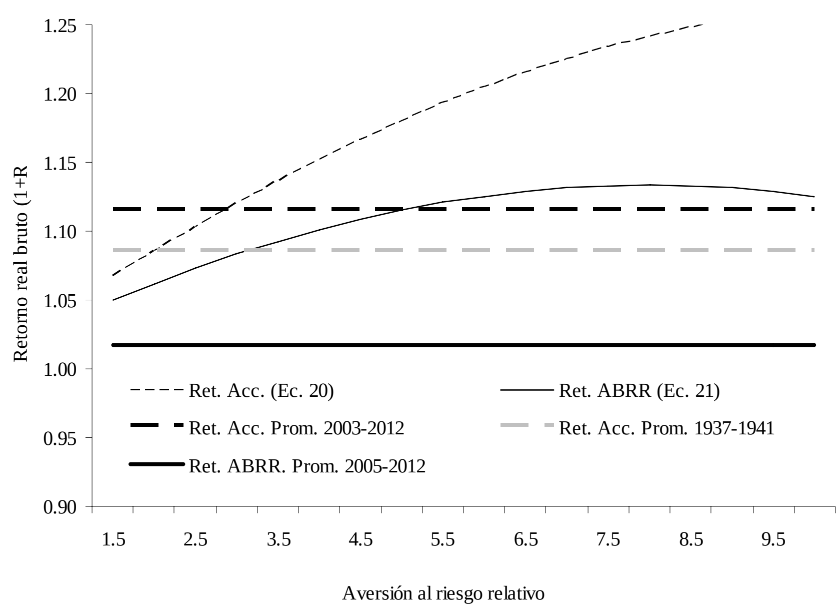
Las líneas delgadas punteada y lisa muestran los resultados de la calibración obtenidos para las ecuaciones 20 (retorno real de las acciones) y 21 (retorno del activo de bajo riesgo relativo), respectivamente. Las líneas gruesas punteadas negra y gris muestran el retorno real bruto promedio de las acciones para el período 2003-2012 y 1937-1941, respectivamente. Se optó por graficar ambos valores dado que, tomando como referencia un test de rango de diferencia de medianas para ambos períodos, no fue posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de distribución para niveles aceptables de confianza. De esta manera, la banda conformada por ambas líneas será tomada como referencia del valor del retorno real bruto de las acciones para el período actual. Por su parte, la línea gruesa continua muestra el retorno real de la curva de rendimiento del período 2005-2013 correspondiente a un plazo de madurez de 120 meses.

Como puede observarse, para niveles teóricamente aceptables[4] de aversión al riesgo, el retorno real del activo de bajo riesgo relativo resulta muy superior al observado en el período. Adicionalmente, la prima de riesgo resulta significativamente inferior. Este resultado es consistente con el extensamente estudiado *equity premium puzzle*.

El segundo ejercicio consiste en considerar los efectos de la presencia de ambigüedad, suponiendo que el agente asigna una probabilidad baja, pero no despreciable a que los estados de la naturaleza sigan una distribución de probabilidad semejante a la observada en el período 1981-1983. De esta manera, se suponen valores de probabilidad $\pi_1(\mu_1) = 0{,}75$ y $\pi_2(\mu_2) = 0{,}25$. En otras palabras, el agente asigna una probabilidad del 75% a que los estados de la naturaleza se rijan por la distribución observada en el período 2003-2012 y del 25% a que lo hagan con la observada en el entorno de la crisis como el de la tablita. La Figura 12 muestran los resultados obtenidos para un valor bajo de aversión absoluta por la ambigüedad $\alpha = 1{,}5$, de manera de aislar el efecto de la presencia de ambigüedad.

Figura 12

Ejercicio 2: Presencia de ambigüedad



Como puede observarse en la Figura 12, la presencia de ambigüedad reduce significativamente el retorno real de equilibrio del activo de bajo riesgo relativo, a la vez que incrementa la prima

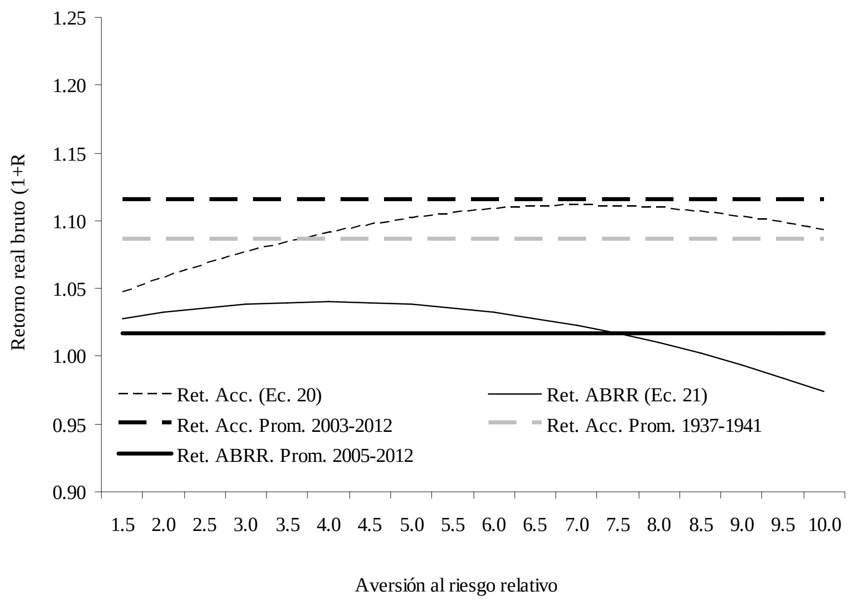
[4] No así empíricamente aceptables –i.e. entre 1 y 4–.

de riesgo. Sin embargo, el resultado de la calibración de la ecuación 21 continúa siendo –para niveles aceptables desde una perspectiva teórica de aversión al riesgo relativo– superior al retorno real observado del activo de bajo riesgo en el período 2005-2013.

El tercer ejercicio consiste en elevar el grado supuesto de aversión por la ambigüedad, pasando de $\alpha = 1{,}5$ a $\alpha = 6$, manteniendo los mismos valores de probabilidad subjetiva $\pi_1(\mu_1) = 0{,}75$ y $\pi_2(\mu_2) = 0{,}25$. El ejercicio permite aislar los efectos de la aversión por la ambigüedad sobre el retorno de equilibrio del activo de bajo riesgo relativo y sobre la prima de riesgo. La Figura 13 presenta los resultados de esta calibración.

Figura 13

Ejercicio 3: Ambigüedad y aversión a la ambigüedad



Como puede observarse, el incremento supuesto en el coeficiente de aversión por la ambigüedad redujo el retorno de equilibrio del activo de bajo riesgo relativo ubicándolo en los niveles observados durante el período 2005-2012 para valores teóricamente aceptables de aversión al riesgo. Adicionalmente, la mayor aversión por la ambigüedad incrementó el diferencial entre el retorno de equilibrio de ambos activos, llevando la prima a valores consistentes con los observados.

6. Conclusiones

El principal aporte de este trabajo es metodológico, y consiste en propiciar la incorporación de los enfoques que contemplen ambigüedad a las modelizaciones de las decisiones de cartera y de la determinación del precio de equilibrio de los activos financieros en economías expuestas a una historia de elevada volatilidad macroeconómica y financiera. De hecho, este trabajo constituye el primer antecedente de la aplicación de este tipo de enfoques a diversos aspectos de las decisiones de cartera del sector privado no financiero argentino. La decisión de aplicar el enfoque de ambigüedad de Klibanoff, Marinacci y Mukerji (2005, 2009) tanto a modelos de selección óptima de cartera –sección 4– como de valuación de activos –sección 5–, busca también mostrar su versatilidad, dado que puede estructurarse a partir de todo problema representable por la teoría de la utilidad esperada subjetiva. Abordar el estudio de las decisiones de cartera en economías expuestas a historias macroeconómicamente inestables mediante la incorporación de preferencias que contemplen ambigüedad, puede resultar de particular interés para los departamentos de investigaciones económicas de los bancos centrales de la región, dado que al ser aplicable a diversos enfoques teóricos, permitiría ampliar la comprensión de procesos tales como los sesgos sistemáticos a las demandas de activos específicos, o los repentinos cambios en la sustitución bruta de instrumentos por parte del público.

Desde una perspectiva teórica, la hipótesis principal abordada fue la siguiente:

H1: La ambigüedad y la aversión por la ambigüedad constituyen dos factores relevantes para comprender aspectos específicos de los comportamientos financieros del sector privado no financiero en economías que han experimentado una historia de elevada volatilidad macroeconómica.

La estrategia de corroboración de H1 empleada consistió analizar una serie de hipótesis alternativas:

H2: La ambigüedad constituye un factor explicativo relevante para comprender el sesgo a la dolarización observado en la tenencia de activos del sector privado no financiero argentino.

H3: La aversión por la ambigüedad constituye un factor explicativo relevante para racionalizar la elevada participación de los inmuebles como reserva de valor en el portafolio del sector privado no financiero argentino.

H4: La ambigüedad y la aversión por la ambigüedad pueden constituir factores relevantes para explicar la determinación de los valores de equilibrio de los retornos reales de los activos de bajo riesgo relativo y su diferencial respecto del retorno real de los activos riesgosos.

La corroboración de las hipótesis H2-H4 e indirectamente la corroboración de H1 constituyen el principal resultado de este trabajo, cuyas conclusiones se enumeran a continuación:

Conclusión N°1: La aplicación del enfoque de preferencias suaves de Klibanoff, Marinacci y Mukerji (2005) a los enfoques convencionales de selección óptima de cartera permiten explicar la dolarización de la cartera de activos del sector privado no financiero argentino. Una conclusión adicional, es que la aversión por la ambigüedad permite explicar parte del sesgo a la demanda de inmuebles como reserva de valor, en ausencia de costos de transacción, y condicionando el conjunto de información a períodos y eventos específicos.

Una característica de los retornos reales de los activos inmuebles que se desprende del análisis desarrollado a lo largo del trabajo es que sus distribuciones empíricas correspondientes a distintas etapas monetarias presentan características relativamente invariantes –i.e. retornos reales promedio similares, y positivos entre otras características–. Esta particularidad convierte al activo inmueble en una buena opción de reserva de valor, en el sentido que independientemente de la etapa considerada, las características estocásticas de los retornos permanecen relativamente invariantes. Este propiedad resulta particularmente atractiva para un agente averso a la ambigüedad.

Conclusión N°2: La aplicación del enfoque de preferencias suaves recursivas de Klibanoff, Marinacci y Mukerji (2009) a un modelo de valuación de activos en la tradición de Lucas (1978) permite explicar el valor de equilibrio de los retornos reales de los activos de bajo riesgo relativo observado en el período 2005-2013, como así también su diferencia respecto al retornos real de las acciones. Si bien pueden ser múltiples los factores explicativos –y de mayor orden de relevancia aún, como por ejemplo el sesgo de la política monetaria–, los resultados brindan evidencia de que la presencia de ambigüedad, como así también la actitud de los agentes frente a la misma pueden también constituir factores relevantes.

Apéndice A

Demostración del Teorema 1

Sea v^* el vector de demandas óptimas de activos consistente con una estructura de preferencias (u,ϕ), un conjunto de priors $\Pi = \{\pi(\mu_1), \pi(\mu_2)\}$, y un conjunto de distribuciones de probabilidad factibles $M = \{\mu_1, \mu_2\}$, tal que:

$$E_{\mu_1} u(v^*) \leq E_{\mu_2} u(v^*)$$

De manera que:

$$E_{\mu_1} u \leq \sum_{i=1}^{2} \pi(\mu_i) \cdot E_{\mu_i} u \text{ y } E_{\mu_2} u \geq \sum_{i=1}^{2} \pi(\mu_i) \cdot E_{\mu_i} u .$$

Dado que ϕ es una función creciente, estrictamente cóncava,

$$\phi(E_{\mu_1} u) \leq \phi(E_{\mu_2} u) \text{ y } \phi'(E_{\mu_1} u) \geq \phi'(E_{\mu_2} u)$$

Entonces, se tiene:

$$\phi'(E_{\mu_1} u) \geq \pi_1 \cdot \phi'(E_{\mu_1} u) + \pi_2 \cdot \phi'(E_{\mu_2} u) \quad \text{(A.1)}$$

De manera que:

$$\xi_1 = \frac{\phi'(E_{\mu_1} u)}{\sum_{i=1}^{2} \pi_i \cdot \phi'(E_{\mu_i} u)} \geq 1 \quad \text{(A.2)}$$

Además,

$$\phi'(E_{\mu_2} u) \leq \pi_1 \cdot \phi'(E_{\mu_1} u) + \pi_2 \cdot \phi'(E_{\mu_2} u) \quad \text{(A.3)}$$

De manera que:

$$\xi_2 = \frac{\phi'(E_{\mu_2} u)}{\sum_{i=1}^{2} \pi_i \cdot \phi'(E_{\mu_i} u)} \leq 1 \quad \text{(A.4)}$$

Apéndice B

Demostración del Teorema 2

Sean u, ϕ y ϕ^* funciones crecientes, estríctamente cóncavas, con ϕ^* más cóncava que ϕ. De la expresión (A.1) en la demostración del Lema 1, se obtiene:

$$\frac{\phi^{*'}\left(E_{\mu_1}u\right)}{\sum_{i=1}^{2}\pi_i \cdot \phi^{*'}\left(E_{\mu_i}u\right)} \geq \frac{\phi'\left(E_{\mu_1}u\right)}{\sum_{i=1}^{2}\pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i}u\right)} \qquad \text{(B.1)}$$

De manera que $\xi_1^* \geq \xi_1$.

Lo inverso puede mostrarse a partir de (A.3), de manera que $\xi_2^* \leq \xi_2$.

Apéndice C

Demostración del Teorema 3

Dado que $\phi(\cdot)$ es una función estrictamente creciente y cóncava, si $E_{\mu_i}\left[\overline{m}_{t+1}^*\right] \leq \sum_{i=1}^{j}\pi_i \cdot E_{\mu_i}\left[\overline{m}_{t+1}^*\right]$

entonces $\phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right) \leq \sum_{i=1}^{j}\pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right)$, de manera que $\xi_i = \frac{\phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right)}{\sum_{i=1}^{j}\pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right)} \leq 1$.

Alternativamente, si $E_{\mu_i}\left[\overline{m}_{t+1}^*\right] \geq \sum_{i=1}^{j}\pi_i \cdot E_{\mu_i}\left[\overline{m}_{t+1}^*\right]$ entonces

$\phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right) \geq \sum_{i=1}^{j}\pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right)$, de manera que $\xi_i = \frac{\phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right)}{\sum_{i=1}^{j}\pi_i \cdot \phi'\left(E_{\mu_i}(\cdot)\right)} \geq 1$.

Apéndice D

Demostración de la Proposición 2

Si $\phi\left(E_{\mu_i}u\right) = -\frac{\exp\left(-\alpha \cdot E_{\mu_i}u\right)}{\alpha}$,

entonces $\phi'\left(E_{\mu_i}u\right) = \exp\left(-\alpha \cdot E_{\mu_i}u\right)$,

$$\phi^{-1}\left(E_{\mu_i}u\right) = -\frac{1}{\alpha}\cdot\ln\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right),$$

$$\phi^{-1'}\left(E_{\mu_i}u\right) = -\frac{1}{\alpha\cdot E_{\mu_i}u},$$

y $\varphi = \sum_{i=1}^{j}\pi_i\cdot\exp\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right)$.

Por su parte,

$$\phi^{-1'}(\cdot) = -\frac{1}{\alpha\cdot\left[\sum_{i=1}^{j}\pi_i\cdot\left(-\frac{\exp\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right)}{\alpha}\right)\right]}$$

de manera que

$$\phi^{-1'}(\cdot) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{j}\pi_i\cdot\exp\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right)}$$

En consecuencia,

$$\phi^{-1'}(\cdot)\cdot\varphi = \frac{1}{\sum_{i=1}^{j}\pi_i\cdot\exp\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right)}\cdot\sum_{i=1}^{j}\pi_i\cdot\exp\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right) = 1$$

Quedando demostrado.

Apéndice E

Partiendo de la expresión (12) y reemplazando $\xi = \phi'(i)/\varphi$, resulta:

$$w = E_{\Pi}\left[\xi_i\cdot\phi^{-1'}(\cdot)\cdot\varphi\cdot E_{\mu_i}\left[\beta\cdot z_{t+1}^{-\delta}\cdot(1+w)\cdot\hat{x}_{t+1}\right]\right]$$

Suponiendo $\phi(\cdot) = -\frac{\exp\left(-\alpha\cdot E_{\mu_i}u\right)}{\alpha}$, resulta:

$$w = E_{\hat{\Pi}}\left[\beta \cdot E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot (1+w) \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]$$

$$w = E_{\hat{\Pi}}\left[\beta \cdot E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1} + w \cdot z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]$$

$$w = \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right] + \beta \cdot w \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]$$

$$w \cdot \left[1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]\right] = \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]$$

$$w = \frac{\beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]}{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]} \qquad \text{(E.1)}$$

$$1 + w = \frac{\beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]}{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]} + \frac{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]}{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]}$$

$$1 + w = \frac{\beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right] + \left[1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]\right]}{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]}$$

$$1 + w = \frac{1}{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]} \qquad \text{(E.2)}$$

De las expresiones (A) y (B), resulta:

$$\frac{1+w}{w} = \frac{1}{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]} \cdot \frac{1 - \beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]}{\beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]}$$

$$\frac{1+w}{w} = \frac{1}{\beta \cdot E_{\hat{\Pi}}\left[E_{\mu_i}\left[z_{t+1}^{-\delta} \cdot \hat{x}_{t+1}\right]\right]} \qquad \text{(E.3)}$$

Apéndice F

Algunos hechos que se desprenden de la distribución lognormal

1. Si $\ln z \approx N\left(\mu_z, \sigma_z^2\right)$, entonces $a \cdot \ln z \approx N\left(a \cdot \mu_z, a^2 \cdot \sigma_z^2\right)$.

2. $E\left(z^a\right) = E\left[\exp(a \cdot \ln z)\right] = \exp\left(a \cdot \mu_z + \frac{1}{2} \cdot a^2 \cdot \sigma_z^2\right)$

3. $a \cdot \ln z + b \cdot \ln x \approx N\left(a \cdot \mu_z + b \cdot \mu_x, a^2 \cdot \sigma_z^2 + b^2 \cdot \sigma_x^2 + 2 \cdot a \cdot b \cdot \rho_{x,z} \cdot \sigma_x \cdot \sigma_z\right)$

Donde $\rho_{x,z} = corr(\ln x, \ln z)$.

4. $E\left(z^a x^b\right) = \exp\left[a \cdot \mu_z + b \cdot \mu_x + \frac{1}{2} \cdot \left(a^2 \cdot \sigma_z^2 + b^2 \cdot \sigma_x^2 + 2 \cdot a \cdot b \cdot \sigma_{x,z}\right)\right]$

5. Si $x = z$, entonces:

$$E\left(z^a \cdot x^b\right) = E\left(x^{a+b}\right) = \exp\left[(a+b) \cdot \mu_x + \frac{1}{2} \cdot (a+b)^2 \cdot \sigma_x^2\right]$$

6. $Var(x) = E\left(x^2\right) - [E(x)]^2$

$$= \exp\left(2 \cdot \mu_x + 2 \cdot \sigma_x^2\right) - \exp\left(2 \cdot \mu_x + \sigma_x^2\right)$$

$$= \exp\left(2 \cdot \mu_x + 2 \cdot \sigma_x^2\right) \cdot \exp\left(\sigma_x^2 - 1\right)$$

$$= [E(x)]^2 \cdot \left(\exp\left(\sigma_x^2 - 1\right)\right)$$

7. $\exp\left(\sigma_x^2\right) = 1 + \frac{\operatorname{var}(x)}{[E(x)]^2}$, de manera que $\sigma_x^2 = \ln\left(1 + \frac{\operatorname{var}(x)}{[E(x)]^2}\right)$.

8. $\ln E(x) = \mu_x + \frac{1}{2} \cdot \sigma_x^2$, de manera que $\mu_x = \ln E(x) - \frac{1}{2} \cdot \sigma_x^2$

Apéndice G

Fuentes correspondientes a la elaboración del retorno real de las acciones

Fuentes correspondientes a las series de precios de las acciones

- **Período 1903-1935:** Nakamura y Zarazaga (2001), promedios anuales.

- **Período 1935-1944:** Memorias de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (Varios números). Se consideró el precio promedio anual de 16 empresas: Banco Francés del Río de la Plata, Banco El Hogar Propio, Banco Hipotecario y Edificación, Nuevo Banco Italiano, Banco Popular Argentino, Banco Provincia de Buenos Aires, América, La

Estrella, La Ibero Platense, Arenera del Vizcaíno, Argentina de Comodoro Rivadavia. Explotación de Petróleo, Argentina de Edificación, Fábrica Argentina de Alpargatas, General de Fósforos, Sud Americana, Italo Argentina de Electricidad, Piccardo y Cia. Ltda. M. de Tabacos, Sedalana Fábrica de Tejidos y Art. De Punto.

- **Período 1944-1959:** Índice de precios de acciones cotizantes. Memorias de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires y Boletín del Centenario de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

- **Período 1959-1965:** Índice de precios promedio. Boletín Estadístico del Banco Central de la República Argentina.

- **Año 1965:** Memoria Anual de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. Año 1967.

- **Período 1966-1970:** Índice de precios promedio provisto en la publicación "El Mercado de Valores en la Década del Sesenta. Síntesis Estadística".Comisión Nacional de Valores, 1971.

- **Período 1970-2012:** Índice General de Bolsa de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires.

Fuentes correspondientes a las series de dividendos:

- **Período 1903-1935:** Nakamura y Zarazaga (2001).

- **Período 1935-1949:** Memorias de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (varios números). Se consideró el pago de dividendos anuales sobre la capitalización de 16 empresas (las mismas que para la elaboración del índice de precios).

- **Período 1950-1954:** Memorias de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (varios números). Se consideró el pago de dividendos anuales sobre la capitalización de 16 empresas: Banco Francés del Río de la Plata, Banco El Hogar Propio, Banco Hipotecario y Edificación, Nuevo Banco Italiano, Banco Popular Argentino, Banco Provincia de Buenos Aires, América, La Estrella, La Ibero Platense, Arenera del Vizcaíno, Acindar, Ind. Arg. De Aceros, Argentina de Edificación, Fábrica Argentina de Alpargatas, General de Fósforos Sud Americana, Italo Argentina de Electricidad, Piccardo y Cia. Ltda. M. de Tabacos, Sedalana, Fábrica de Tejidos y Art. De Punto.

- **Período 1955-1961:** Memorias de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (varios números). Para el año 1955 se consideró el promedio entre los años 1954 y 1956. En los años restantes corresponde al pago anual de dividendos sobre capitalización de ocho empresas: Acindar, Alpargatas, Astarsa, Ceculosa Argentina, General Fabril Financiera, Industrias Kaiser Argentina, Papelera Argentina y Rycsa.

- **Período 1962-1965:** Memorias de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires (varios números). Corresponde al pago anual de dividendos sobre capitalización de siete empresas: Acindar, Alpargatas, Astarsa, Ceculosa Argentina, Dalmine, G. Fabril Financ. e Industrias Kaiser Argentina.

- **Período 1968-1976**

  1968: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1969 / Página 129.

  1969: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1969 / Página 128.

  1970: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1970 / Información Estadística / Página 20.

  1971: Corresponde al promedio de los años 1970 y 1972.

  1972: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1973 / Información Estadística / Página 26.

  1973: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1973 / Información Estadística / Página 27.

  1974: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1974 / Información Estadística / Página 24.

  1975: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1975 / Información Estadística / Página 24.

  1976: Memoria de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires de 1975 / Información Estadística / Página 28.

- **Período 1977-1979:** Se corresponde al promedio de los años 1975-1976.

- **Período 1980-1992:** Corresponde al pago de dividendos sobre capitalización. Anuario Estadístico de la Bolsa de Comercio de Buenos Aires, 1992.

- **Período 1992-2012:** Corresponde al pago de dividendos sobre capitalización. Nuevo Bolsar.

Indice de precios

1903-1945: Ferreres (2004).

1945-2006: INDEC.

2007-2012: Provincias y Congreso de la Nación.

Consumo privado

1903-1992: Ferreres (2004).

1993-2012: INDEC.

Población

1903-1949: Ferreres (2004).

1950-2012: INDEC.

Apéndice H

Metodología para la elaboración de las curvas de rendimientos

A partir de las series de cotizaciones de frecuencia mensual de los títulos públicos seleccionados para ambos períodos, se elabora una curva de rendimientos incompleta. Por ejemplo, si en enero de 1937 se tiene la TIR de un bono con una madurez de 25 años, al mes siguiente la TIR de ese mismo instrumento se corresponde a la de un título con madurez de 34 años y 11 meses. La curva elaborada presenta observaciones continuas para los tramos cortos, medios y largos, pero existen plazos para los cuales no se dispone de información. De esta manera, a partir de la curva incompleta, se utiliza una rutina de interpolación para completar los tramos para los cuales no se disponía de datos. De esta manera, se obtiene múltiples curvas de rendimientos completas, sobre las que se calculan los percentiles y la mediana (figuras 9 y 10).

Referencias

Aït-Sahalia, Y. and Brandt. M. W. (2001). "Variable Selection for Portfolio Choice". The Journal of Finance, Vol. 56, No. 4, Papers and Proceedings of the Sixty-First Annual Meeting of the American Finance Association, New Orleans, Louisiana, January 5-7, 2001 (Aug., 2001), pp. 1297-1351.

Allen, F. and Gale, D. (1994). "Limited Market Participation and Volatility of Asset Prices". The American Economic Review, Vol. 84, No. 4 (Sep., 1994), pp. 933-955.

Ameur, H. B. and Prigent, J. L. (2013). "Optimal portfolio positioning under ambiguity". Economic Modelling. Forthcoming.

Bassett, G. W., Koenker, R., and Kordas, G. (2004). "Pessimistic Portfolio Allocation and Choquet Expected Utility". Journal of Financial Econometrics, 2004) 2 (4): 477-492.

Bossaerts, P., Ghirardato, P., Guarnaschelli, S., and Zame, W. (2007). "Prices and Allocations in Asset Markets with Heterogeneous Attitudes Towards Ambiguity". Mimeo.

Boyarchenko, N. (2012). "Ambiguity shifts and the 2007–2008 financial crisis". Journal of Monetary Economics 59 (2012) 493–507.

Cagetti, M., Hansen, L. P., Sargent, T., and Williams, N. (2002) "Robustness and Pricing with Uncertain Growth". Rev. Financ. Stud. (2002) 15 (2): 363-404.

Campanale, C. (2011). "Learning, ambiguity and life-cycle portfolio allocation". Review of Economic Dynamics 14 (2011) 339–367.

Chen, Z. and Epstein, L. (2002). "Ambiguity, Risk, and Asset Returns in Continuous Time". Econometrica, Vol. 70, No. 4 (July, 2002), 1403–1443.

Caballero, R. J., and Krishnamurty, A. (2008). "Collective Risk Management in a Flight to Quality Episode". The Journal of Finance, Vol. LXIII, No 5, October, 2008.

Cao, H. H., Wang, T., and Zhang, H. H. (2005). "Model Uncertainty, Limited Market Participation and Asset Prices". Review of Financial Studies (Winter 2005) 18 (4): 1219-1251.

Cochrane, J. H. (2005). "Asset Pricing". Revisted Edition. Princeton University Press.

Collard, F., Mukerji, S., Sheppard, K. and Tallon, J. M. (2011). "Ambiguity and the Historical Equity Premium". Mimeo.

Correia-da-Silva, J., Faria, G., and Ribeiro, C. (2009). "Dynamic Consumption and Portfolio Choice with Ambiguity about Stochastic Volatility". Mimeo.

Dong, Z. Gu, Q. and Han, X. (2010). "Ambiguity Aversion and Rational Herd Behaviour". Applied Financial Economics, 2010, 20, 331–343.

Easley, D. and O'Hara, M. (2009). "Ambiguity and Nonparticipation: The Role of Regulation". The Review of Financial Studies, Vol. 22, No. 5 (May, 2009), pp. 1817-1843.

Ellsberg, D. (1961). “Risk, ambiguity, and the Savage axioms”. Quarterly Journal of Economics 75, 643–669.

Epstein, L. G., and Schneider, M. (2003). “Recursive Multiple-Priors”. Journal of Economic Theory, Volume 113, Issue 1, November 2003, Pages 1–31.

Epstein, L. G., and Schneider, M. (2007). “Learning under ambiguity”. Review of Economic Studies 74, 1275–1303.

Epstein, L. G., and Schneider, M. (2008). “Ambiguity, Information Quality, and Asset Pricing”. The Journal of Finance, Vol. LXIII, No 1, February 2008.

Epstein, L. G. and Schneider, M. (2010). “Ambiguity and Asset Markets”. NBER Working Paper Series, Working Paper No. 16181.

Erbas, S. N. and Mirakhor, A. (2007). “The Equity Premium Puzzle, Ambiguity Aversion, and Institutional Quality”. IMF Working Paper. WP/07/230.

Ferreres O. (2004), Dos siglos de economía Argentina 1810-2004. Editorial El Ateneo.

Ford, J. L., Kelsey, D. and Pang, W. (2005). "Ambiguity in Financial Markets: Herding and Contrarian Behaviour," Discussion Papers 05-11, Department of Economics, University of Birmingham.

Gagliardini, P., Porchia, P., and Trojani, F. (2009). “Ambiguity Aversion and the Term Structure of Interest Rates” Review of Financial Studies (2009) 22 (10): 4157-4188.

Garlappi, L., Uppal, R. and Wang T. (2007). “Portfolio Selection with Parameter and Model Uncertainty: A Multi-Prior Approach”. The Review of Financial Studies, Vol. 20, No. 1 (Jan., 2007), pp. 41-81.

Gilboa, I., Schmeidler, D., (1989). Maxmin expected utility with a non-unique prior. Journal of Mathematical Economics 18, 141–153.

Gollier, C. (2005). “Does ambiguity aversion reinforce risk aversion? Applications to portfolio choices and asset prices”. University of Toulouse. Mimeo. 2005.

Gollier, C. (2011). “Portfolio choices and asset prices: The comparative statics of ambiguity aversion”. University of Toulouse. Mimeo. 2011.

Guidolin, M., Rinaldi, F., (2013). Ambiguity in asset pricing and portfolio choice: a review of the literature. Theory and Decision, Springer, vol. 74(2), pages 183-217, February.

Haliassos M. and Bertaut, C. C. (1995). “Why do so Few Hold Stocks?”. The Economic Journal, Vol. 105, No. 432 (Sep., 1995), pp. 1110-1129.

Hansen, L., Sargent, Th., 2001. Robust control and model uncertainty. American Economic Review 91, 60–66.

Illeditsch, P. K. (2011). “Ambiguous Information, Portfolio Inertia, and Excess Volatility”. The Journal of Finance, Vol. LXVI, No. 6. December, 2011.

Ilut, C. (2012). “Ambiguity Aversion: Implications for the Uncovered Interest Rate Parity Puzzle”. American Economic Journal: Macroeconomics 2012, 4(3): 33–65.

Ju, N. and Miao (2012). “Ambiguity, Learning, and Asset Returns”. Econometrica. Volume 80, Issue 2, pages 559–591, March 2012.

Klibanoff, P., Marinacci, M., Mukerji, S., (2005). A smooth model of decision making under ambiguity. Econometrica 73, 1849–1892.

Klibanoff P., Marinacci M. and Mukerji S. (2009). “Recursive smooth ambiguity preferences”. Journal of Economic Theory 144 (2009) 930–976.

Knight, Frank (1921), “Risk, Uncertainty and Profit”. Boston: Houghton Mifflin Company, 1921.

Leippold, M., Trojani, F. and Vanini, P. (2008). “Learning and Asset Prices under Ambiguous Information”. The Review of Financial Studies, Vol. 21, No. 6 (Nov., 2008), pp. 2565-2597.

Maccheroni, F., Marinacci, M., Rustichini, A., (2006). Ambiguity aversion, robustness, and variational representation of preferences. Econometrica 74, 1447–1498.

Maenhout, P. J. (2004). “Robust Portfolio Rules and Asset Pricing”. Rev. Financ. Stud., 2004, 17 (4): 951-983.

Mehra, Rajnish and Edward C. Prescott (1985). “The equity premium: A puzzle”. Journal of Monetary Economics. Volume 15, Issue 2, March 1985, Pages 145–161.

Merton, R. C. (1969). “Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: The Continuous-Time Case”. The Review of Economics and Statistics 51(3),247-57.

Mukerji, S. and Tallon, J-M. (2001). “Ambiguity Aversion and Incompleteness of Financial Markets”. Review of Economics Studies (2001) 68, 883-904.

Nakamura, L. and Zarazaga, C. (2001). "Banking and finance in Argentina in the period 1900-35," Center for Latin America Working Papers 0501, Federal Reserve Bank of Dallas.

Paiella, M. (2007). “The Forgone Gains of Incomplete Portfolios”. Review of Financial Studies (2007) 20 (5): 1623-1646.

Pataracchia, B. (2011). “Ambiguity and Volatility: Asset Pricing Implications”. Tilburg University. Discussion Paper. No. 2011-042.

Pflug, G. and Wozabal, D. (2007). “Ambiguity in portfolio selection”. Quantitative Finance, Vol. 7, No. 4, August 2007, 435–442.

Rieger, M. C. and Wang, M. (2011). “Can ambiguity aversion solve the equity premium puzzle? Survey evidence from international data”. Finance Research Letters 9 (2012) 63–72.

Rinaldi, F. (2009). “Endogenous Incompleteness of Financial Markets: The Role of Ambiguity and Ambiguity Aversion”. Journal of Mathematical Economics 45 (2009) 872–893.

Schroder, M. and Skiadas, K. (2005). "Lifetime consumption-portfolio choice under trading constraints, recursive preferences, and nontradeable income". Stochastic Processes and their Applications 115 (2005) 1–30.

Strzalecki, Tomasz, 2011. Axiomatic foundations of multiplier preferences. Econometrica 79, 47–73.

Taboga, M. (2005). "Portfolio Selection With Two-Stage Preferences". Finance Research Letters. Volume 2, Issue 3, September 2005, Pages 152–164.

Ui, T. (2011). "The Ambiguity Premium vs. the Risk Premium under Limited Market Participation". Review of Finance (2011) 15 (2): 245-275.

Uppal, R. and Wang, T. (2003). "Model Misspecification and Underdiversification". The Journal of Finance, VOL. LVIII, NO. 6. December, 2003.

Vissing-Jorgensen, A. (2002). "Limited Asset Market Participation and the Elasticity of Intertemporal Substitution". NBER. Working Paper No. 8896.

Williamson, S. D. (1994). "Liquidity and Market Participation". Journal of Economic Dynamics and Control, 18 (1994) 629-670 North-Holland.

Yaron, A., and Zhang, H. H. (2000). "Fixed Costs and Asset Market Participation". Revista de Análisis Económico, Vol. 15. N°1, pp. 89-109. (Junio 2000).