TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1462

DEPÓSITOS EM MOEDA ESTRANGEIRA COMO *HEDGE* PARA INVESTIDORES BRASILEIROS DE LONGO PRAZO: UMA APLICAÇÃO DA TEORIA DA ESCOLHA ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO

Carlos Eduardo Meyer dos Santos
Marcos Antonio C. da Silveira

Brasília, janeiro de 2010

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1462

DEPÓSITOS EM MOEDA ESTRANGEIRA COMO *HEDGE* PARA INVESTIDORES BRASILEIROS DE LONGO PRAZO: UMA APLICAÇÃO DA TEORIA DA ESCOLHA ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO[*]

Carlos Eduardo Meyer dos Santos[**]
Marcos Antonio C. da Silveira[***]

Brasília, janeiro de 2010

[*] Os autores agradecem a Marco César e Luís H. B. Braido, da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas (EPGE/FGV – RJ), pelos comentários e sugestões.
** Da EPGE/FGV– RJ.
*** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Samuel Pinheiro Guimarães Neto

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcio Pochmann

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Fernando Ferreira

Diretor de Estudos, Cooperação Técnica e Políticas Internacionais
Mário Lisboa Theodoro

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (em implantação)
José Celso Pereira Cardoso Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
João Sicsú

Diretora de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Liana Maria da Frota Carleial

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, Inovação, Produção e Infraestrutura
Márcio Wohlers de Almeida

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Jorge Abrahão de Castro

Chefe de Gabinete
Persio Marco Antonio Davison

Assessor-chefe de Comunicação
Daniel Castro

URL: http://www.ipea.gov.br
Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria

ISSN 1415-4765

JEL G11; G15

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 TEORIA DA ALOCAÇÃO ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO 10

3 APLICAÇÃO EMPÍRICA: MOEDA ESTRANGEIRA COMO HEDGE INTERTEMPORAL 19

4 CONCLUSÕES 31

APÊNDICE 33

REFERÊNCIAS 35

SINOPSE

O viés doméstico é observado na composição dos portfólios de diferentes classes de ativos financeiros. A literatura oferece argumentos conflitantes quanto à racionalidade deste comportamento no caso de portfólios investidos em títulos de curto prazo, usualmente denominados depósitos em moeda. No contexto de uma economia sujeita à forte volatilidade cambial, o pensamento convencional sugere que investidores conservadores devem concentrar estes depósitos em títulos domésticos. No entanto, estes instrumentos podem ser bastante arriscados para um investidor de longo prazo devido à incerteza quanto à taxa de juros de curto prazo vigente nos períodos futuros. Não menos importante, sob a hipótese da paridade descoberta de juros, pode ser ótimo para este investidor manter depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal contra uma deterioração das oportunidades domésticas de investimento. Na raiz deste argumento está o fato de que o menor retorno esperado dos títulos domésticos, à medida que estimula a saída de capitais, é acompanhado pela depreciação real da moeda doméstica. Logo, depósitos em moeda estrangeira reduzem a volatilidade da riqueza futura, uma vez que o tamanho da riqueza corrente tende a aumentar quando seu retorno esperado diminui. Este trabalho avalia a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal para investidores brasileiros de longo prazo. A principal conclusão é que investidores razoavelmente conservadores devem manter parte significativa destes depósitos em dólares, libras e ienes.

ABSTRACT[i]

The home bias is observed in the composition of portfolios of different classes of financial assets. The literature offers conflicting arguments about the rationality of this behavior in the case of the portfolios invested in short-term securities, commonly known as currency deposits. In the context of an economy subject to strong volatility, the conventional wisdom suggests that conservative investors should concentrate these deposits on domestic bonds. However, these instruments can be very risky for a long-term investor due to uncertainty about the future short-term interest rate. Not least important, under the assumption of uncovered interest parity, it may be optimal for this investor to maintain foreign currency deposits as a hedge against a deterioration of the domestic investment opportunities. On the root of this argument is the fact that the lower expected return on domestic bonds, as it stimulates the outflow of capital, it is accompanied by real depreciation of the domestic currency. Therefore, the foreign currency deposits reduce the volatility of future wealth as the size of current wealth tends to increase when its expected return decreases. This work evaluates the effectiveness of the foreign currency deposits as an intertemporal hedge for Brazilian long-term investors. The main conclusion is that fairly conservative investors should allocate significant part of these deposits in dollars, pounds and ienes.

[i]. The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's editorial department.
As versões em língua inglesa das sinopses (*abstracts*) desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.

1 INTRODUÇÃO

Um fato intrigante, e bem documentado em finanças internacionais, diz respeito ao viés doméstico na composição do portfólio de ativos financeiros. Investidores costumam alocar sua riqueza em ativos de seu próprio país, empregando apenas uma pequena parcela ou praticamente nada em ativos estrangeiros. O viés doméstico é observado nos portfólios de diferentes classes de ativos financeiros, entre as quais variam substancialmente os argumentos que justificam ou contradizem sua racionalidade. Em particular, Campbell, Viceira e White (2002) fazem uma distinção entre o viés doméstico observado no investimento em ações e o viés doméstico observado nos depósitos em moeda, assim denominados porque consistem de posições compradas em títulos de curto prazo negociados no mercado monetário. Depósitos em moeda doméstica referem-se a posições em títulos domésticos, enquanto depósitos em moeda estrangeira referem-se a posições em títulos estrangeiros. Um portfólio de ações diversificado internacionalmente pode incluir apenas depósitos em moeda doméstica ou mesmo ficar vendido em moeda estrangeira para efeito de *hedge*. Por outro lado, um portfólio concentrado em ações domésticas pode manter simultaneamente depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira.

A literatura teórica não oferece uma explicação razoável para o viés doméstico nos portfólios de ações. Mesmo após décadas de globalização financeira, os índices dos mercados de ações das economias nacionais não são perfeitamente correlacionados. Logo, um portfólio de ações diversificado internacionalmente permite uma redução de risco sem perda de retorno esperado. No caso do viés doméstico nos depósitos em moeda, a teoria oferece respostas ambíguas. Por um lado, este viés não é consistente com a hipótese da paridade do poder de compra, segundo a qual a taxa de câmbio real é constante e a taxa de câmbio nominal move-se proporcionalmente aos preços domésticos. Isto porque, choques inflacionários no país doméstico são acompanhados por depreciações nominais da moeda doméstica, preservando assim o valor real dos depósitos em moeda estrangeira e corroendo o valor real dos depósitos em moeda doméstica. Este fato explica, por exemplo, a demanda por dólar como reserva de valor nas economias emergentes com um histórico de inflação elevada e volátil. Por outro, o viés doméstico em moeda é teoricamente justificável se a evidência empírica contraria a hipótese da paridade do poder de compra. Isto porque, a ocorrência de choques na taxa de câmbio real faz com que o retorno dos depósitos em moeda estrangeira seja mais volátil no curto prazo que o retorno dos depósitos em moeda doméstica. Nas economias desenvolvidas, por exemplo, a taxa de câmbio real tem se mostrado bastante volátil e, pelo menos no curto prazo, tem se movimentado quase paralelamente com a taxa de câmbio nominal. Neste caso, investidores conservadores devem reduzir sua exposição ao risco cambial, concentrando seus portfólios em títulos domésticos.

No entanto, mesmo em um cenário de taxa de câmbio real flutuante, existem duas boas razões para acreditar que o viés doméstico nos depósitos em moeda não é uma estratégia ótima. A primeira razão parte da constatação empírica de que uma posição comprada em moeda estrangeira pode ser uma proteção eficiente contra flutuações no valor real de títulos estrangeiros de longo prazo mantidos por investidores domésticos. Isto ocorre se a taxa de câmbio nominal – o preço doméstico

da moeda estrangeira – covaria negativamente com a cotação daqueles títulos no mercado internacional. Por exemplo, uma queda nas bolsas estrangeiras é com frequência seguida de uma fuga de capitais das economias emergentes, provocando assim um aumento no preço doméstico do dólar. Neste caso, uma posição comprada em dólar tem valor como *hedge* para um investidor doméstico que carrega um portfólio de ações estrangeiras.

A segunda razão diz respeito à função da moeda estrangeira para investidores de longo prazo como *hedge* contra flutuações nas oportunidades domésticas de investimento. Para entender este argumento, é preciso esclarecer primeiramente a distinção entre risco de curto prazo e de longo prazo dos depósitos em moeda doméstica. A ideia-chave do argumento é que, em uma economia com inflação baixa, os títulos de curto prazo domésticos, mesmo livres de risco para investidores de curto prazo, podem ser bastante arriscados para investidores de longo prazo. Isto ocorre porque a taxa de juros de curto prazo varia estocasticamente ao longo do tempo, de forma que investidores de longo prazo reconhecem que estes títulos serão rolados no futuro a uma taxa de juros incerta no presente. Logo, dado o risco de longo prazo dos depósitos em moeda doméstica, pode ser ótimo para um investidor conservador de longo prazo alocar sua riqueza em ativos que, embora mais arriscados no curto prazo que os depósitos em moeda doméstica, são relativamente menos arriscados no longo prazo. Três classes alternativas de ativos satisfazem esta propriedade.

Uma primeira alternativa são títulos domésticos de longo prazo com pagamentos nominais pré-fixados. Os preços destes ativos aumentam quando a expectativa de uma queda persistente na taxa de juros de curto prazo desloca para baixo a curva de juros. Entretanto, o investidor ainda suporta o risco inflacionário destes ativos. Uma segunda alternativa é uma perpetuidade indexada à inflação. Como argumentado em Campbell e Viceira (2002), este ativo protege plenamente o investidor contra flutuações na taxa de juros real de curto prazo doméstica. Logo, investidores de longo prazo infinitamente avessos ao risco devem ficar 100% comprados neste papel. Trata-se, portanto, do ativo verdadeiramente livre de risco para o investidor de longo prazo, embora seja bastante arriscado para um investidor de curto prazo. O problema com este ativo é que pode não estar disponível no mercado.

Uma terceira alternativa são os depósitos em moeda estrangeira. Segundo a teoria da paridade descoberta dos juros, as taxas esperadas de retorno real dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira precisam diferir, em equilíbrio, apenas pela existência de um prêmio de risco, o qual compensa o investidor doméstico pela exposição ao risco cambial e, no caso de países emergentes, pela exposição ao risco soberano. Como um investidor avalia o retorno de qualquer ativo em termos do poder de compra no mercado doméstico de seu país, a taxa de retorno real dos depósitos em moeda estrangeira é dada pela soma da taxa de juros real dos títulos estrangeiros com a taxa de depreciação real da moeda doméstica. Já a taxa de retorno real dos depósitos em moeda doméstica é dada pela taxa de juros real dos títulos domésticos. Portanto, o argumento da paridade descoberta dos juros implica que, supondo constantes a taxa de juros externa e o prêmio de risco, uma deterioração das oportunidades domésticas de investimento, na forma de uma queda na taxa esperada de juros real doméstica, é acompanhada por um aumento no preço doméstico da moeda estrangeira. A implicação deste fato para a alocação ótima de

portfólio é imediata: depósitos em moeda estrangeira reduzem a volatilidade da riqueza futura do investidor doméstico, uma vez que o valor corrente destes depósitos é negativamente correlacionado com o retorno esperado dos ativos domésticos. Mais intuitivamente, isto significa que, em média, um volume maior de recursos encontra-se disponível para investimento nos períodos em que o retorno esperado das oportunidades de investimento é menor, preservando assim o valor real da riqueza futura do investidor doméstico. A conclusão é que, os depósitos em moeda estrangeira têm valor como *hedge* intertemporal para investidores domésticos de longo prazo, uma vez que protegem sua riqueza futura contra oscilações nas oportunidades domésticas de investimento. É claro que, no curto prazo, movimentos na taxa de câmbio real podem originar-se de outras fontes além de mudanças no retorno esperado dos ativos domésticos, tais como choques na taxa de juros externa e no prêmio de risco. Este fato induz um risco de curto prazo nos depósitos em moeda estrangeira. No entanto, o quanto este risco compromete sua função como *hedge* intertemporal depende da persistência daqueles choques no longo prazo.

Este trabalho avalia empiricamente a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal no passado recente da economia brasileira. Mais especificamente, o trabalho deriva a alocação ótima de um portfólio composto por depósitos em moeda doméstica (real) e depósitos em moeda estrangeira para o investidor brasileiro de longo prazo. Três moedas estrangeiras são examinadas: dólar, libra e iene. A principal conclusão é que depósitos em moeda estrangeira não são meramente uma estratégia especulativa. Para investidores de longo prazo razoavelmente conservadores é estrategicamente ótimo manter depósitos significativos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal. Não obstante seu caráter preliminar, este resultado sugere que o viés doméstico no portfólio de títulos de curto prazo não é necessariamente uma estratégia ótima para o investidor brasileiro.

É natural perguntar se o comportamento dos investidores brasileiros é consistente com as recomendações da teoria. Para tanto, é preciso verificar como os diferentes tipos de agentes econômicos brasileiros administram seu fluxo de caixa no mercado monetário. A evidência empírica sugere um forte viés doméstico no portfólio de títulos de curto prazo do investidor brasileiro. Por exemplo, de acordo com as demonstrações financeiras dos três maiores bancos brasileiros para 2006, proprietários de quase 50% do caixa de todo o mercado bancário brasileiro, os depósitos de curto prazo são aplicados em sua totalidade na taxa *overnight*, ou seja, em operações compromissadas e Letras Financeiras do Tesouro (LFTs). É inegável, portanto, que tais investidores institucionais concentram seus depósitos de curto prazo em moeda doméstica. Este comportamento parecia fazer sentido no período anterior à adoção do Plano Real. Este período de grande instabilidade econômica foi caracterizado por inflação elevada, vulnerabilidade externa, insolvência fiscal e mudanças bruscas na política monetária e na política cambial. Tais anomalias resultaram em uma frequência razoável de choques no prêmio de risco dos depósitos em moeda estrangeira e este fato, como observado acima, enfraqueceu a eficiência destes ativos como *hedge* intertemporal. Entretanto, este quadro se inverte a partir do Plano Real com o progressivo ordenamento da economia com base no tripé câmbio flexível, metas de inflação e controle fiscal, culminando com a classificação dos títulos do país como *investment grade* em 2008. Não é por acaso que a recomendação do

trabalho pelo uso da moeda estrangeira como *hedge* intertemporal sustenta-se nos dados da economia brasileira a partir de 1997, quando então a economia já avançava firme nesta nova fase.

Para derivar a alocação ótima de portfólio, o trabalho lança mão da implementação empírica do modelo intertemporal de Merton-Samuelson desenvolvida em Campbell, Chan e Viceira (2002). Neste artigo, analisa-se o problema geral de escolha de portfólio de um investidor de longo prazo, com utilidade ao logo da vida do tipo Epstein-Zin, que aloca sua riqueza financeira em um portfólio qualquer de ativos financeiros. O prêmio de risco destes ativos depende linearmente de um conjunto de variáveis de estado, cuja dinâmica é descrita por um processo estocástico autorregressivo. A partir destas hipóteses, o artigo deriva soluções analíticas aproximadas para as regras ótimas de consumo e portfólio como função das variáveis de estado. O principal resultado é que a demanda total por qualquer ativo pode ser decomposta como a soma da demanda míope, equivalente à demanda do investidor de curto prazo, com a demanda por *hedge* intertemporal, típica de um investidor de longo prazo. A importância relativa do segundo componente aumenta com o grau de aversão ao risco do investidor.

Campbell, Viceira e White (2002) em outro artigo que utilizam o arcabouço analítico de Campbell, Chan e Viceira (2002) para estudar a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal. Usando dados trimestrais das economias norte-americana, alemã, japonesa e britânica, entre 1973 e 2001, o artigo deriva a alocação ótima de um portfólio composto por depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira. Em todo o exercício, os Estados Unidos aparecem como país doméstico ou como país estrangeiro. O artigo examina como a demanda por títulos estrangeiros de curto prazo evolui com o aumento do grau de aversão ao risco do investidor doméstico. É encontrada uma demanda significativamente elevada destes ativos como forma de *hedge* intertemporal.

Este trabalho possui três seções, além desta introdução. A seção 2 apresenta a solução analítica aproximada do modelo de Merton-Samuelson desenvolvida em Campbell, Chan e Viceira (2002). A seção 3 utiliza esta metodologia para analisar a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal no passado recente da economia brasileira. A seção 4 resume as principais conclusões do trabalho.

2 TEORIA DA ALOCAÇÃO ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO

Esta seção faz um breve resumo da literatura teórica sobre alocação estratégica de portfólio e descreve o modelo usado na parte empírica do trabalho.

2.1 LITERATURA

Markowitz (1952) abordou pioneiramente o problema de alocação de portfólio. Em um modelo simples, no qual um investidor sem renda do trabalho consome toda sua riqueza financeira ao fim de um período, o trabalho investiga o que determina a alocação de portfólio entre ativos transacionáveis. O modelo restringe bastante as preferências do investidor, de forma que portfólios alternativos são comparados somente com base na esperança e na volatilidade de seus retornos. Como resultado, apenas os dois primeiros

momentos da distribuição conjunta dos retornos dos ativos disponíveis importam para a decisão do investidor. A ideia central da teoria de portfólio proposta por Markowitz é que investidores racionais lançam mão da diversificação para produzir uma alocação de portfólio na fronteira eficiente entre o risco e o retorno da riqueza financeira. A ideia da existência de um ativo livre de risco foi mais tarde introduzida em Tobin (1958), o qual mostrou no teorema da separação que todos os investidores manteriam o mesmo portfólio de ativos arriscados, convenientemente denominado portfólio de mercado. A proporção ótima investida neste portfólio dependeria apenas do grau de aversão ao risco de cada investidor.

As predições destes modelos iniciais foram sistematicamente rejeitadas por estudos empíricos sobre o comportamento individual dos investidores. Em particular, a evidência empírica contraria fortemente o teorema da separação. Investidores carregam portfólios com diferentes composições de ativos arriscados e esta heterogeneidade pode ser explicada por diferenças de idade, ocupação, riqueza e outras variáveis demográficas e socioeconômicas. Além disso, parte substancial da riqueza dos investidores é mantida em ativos não transacionáveis. Este contraste entre as predições da teoria e a evidência empírica estimulou o desenvolvimento de modelos com hipóteses menos restritivas e mais próximas do contexto no qual os investidores realmente tomam suas decisões de portfólio. Em especial, uma séria limitação dos modelos de Markowitz (1952) e Tobin (1958), pelo menos no que tange ao problema de alocação de portfólio, é que os investidores enxergam apenas um período à frente, ao passo que, na realidade, a maioria dos investidores financia um fluxo de gastos ao longo do tempo. Exemplos de investidores com este horizonte de longo prazo são pessoas físicas, fundos de pensão, entidades de previdência privada e fundações. Foi esta concepção que influenciou Samuelson (1969) e Merton (1969, 1971) a estender o problema da alocação de portfólio para múltiplos períodos. Desde então, começou-se a entender que a solução do problema de escolha de portfólio pode diferir bastante entre investidores de longo prazo e de curto prazo. Em particular, se os retornos das oportunidades de investimento flutuam ao longo do tempo, investidores de longo prazo buscarão proteger-se contra estes choques, demandando ativos financeiros eficazes como *hedge* intertemporal.

Apesar de preencher a lacuna deixada pelo trabalho de Markowitz, o modelo intertemporal de Merton-Samuelson só possui solução analítica fechada para alguns poucos casos especiais, de forma que sua aplicação prática foi a princípio bastante limitada. Recentemente, esta situação começou a mudar com o aumento da capacidade de processamento dos computadores e o avanço no desenvolvimento de métodos numéricos, os quais permitiram o tratamento mais satisfatório de alguns casos mais gerais. Além disso, soluções fechadas foram descobertas para outros casos particulares. Uma alternativa bastante conveniente, proposta em Campbell, Chan e Viceira (2002), é a derivação de soluções analíticas aproximadas para o caso geral do modelo de Merton-Samuelson. Estas soluções são particularmente úteis para exercícios de estática comparativa, permitindo entender o efeito de mudanças nos parâmetros do modelo sobre a alocação ótima de portfólio. Este trabalho faz uso deste último procedimento na sua parte empírica.

2.2 MODELO

Esta seção descreve o modelo de alocação estratégica de portfólio para investidores de longo prazo proposto por Campbell, Chan e Viceira (2002). Este modelo supõe um investidor com tempo de vida infinito, avesso ao risco e sem renda do trabalho, que possui preferências recursivas do tipo Epstein-Zin. A dinâmica das oportunidades de investimento é descrita por um processo vetorial autorregressivo (VAR) para as variáveis de estado da economia, as quais incluem o retorno do ativo *benchmark*, os excessos de retorno dos ativos disponíveis e qualquer outra variável com poder de explicação sobre os retornos dos ativos. A partir destas hipóteses, o modelo determina a regra ótima de alocação de portfólio em função das variáveis de estado.

2.2.1 Restrição orçamentária

A título de simplificação, não existe renda do trabalho. Em cada período, o agente consome parte de sua riqueza financeira e investe o restante em um portfólio composto pelos ativos financeiros disponíveis. No próximo período, sua riqueza será o retorno bruto deste portfólio. Logo, a restrição orçamentária em cada período assume a forma

$$W_{t+1} = (W_t - C_t)(1 + R_{t+1})$$

em que C_t e W_t são o consumo e a riqueza financeira em t, enquanto $R_{p,t+1}$ é o retorno real do portfólio entre t e $t+1$. Existem N ativos financeiros, de forma que $R_{p,t+1}$ é dado por

$$R_{p,t+1} = R_{1,t+1} + \sum_{i=2}^{N} \alpha_{i,t} (R_{i,t+1} - R_{1,t+1})$$

em que $\alpha_{i,t}$ é a proporção da riqueza financeira investida no ativo i em t e $R_{i,t+1}$ é o retorno real do ativo i entre t e $t+1$. A variável $R_{1,t+1}$ é o retorno do ativo *benchmark*, o qual é um instrumento de curto prazo com retorno nominal livre de risco, embora seu retorno real possa estar exposto ao risco da inflação. A diferença $R_{i,t+1}$-$R_{1,t+1}$ é o excesso de retorno do ativo i em relação ao ativo *benchmark.*

2.2.2 Dinâmica das variáveis de estado

As variáveis de estado da economia são agrupadas no vetor z_{t+1}, definido como

$$z_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{1,t+1} \\ x_{t+1} \\ s_{t+1} \end{bmatrix} \quad (1)$$

tal que $r_{1,t+1} \equiv log\{1+R_{1,t+1}\}$ é o *log* do retorno bruto do ativo *benchmark*, x_{t+1} é o vetor de excessos de retorno dos outros ativos em relação ao ativo *benchmark*, definido como

$$x_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{2,t+1} - r_{1,t+1} \\ r_{3,t+1} - r_{1,t+1} \\ \vdots \\ r_{N,t+1} - r_{1,t+1} \end{bmatrix} \quad (2)$$

em que $r_{i,t+1} \equiv log\{1+R_{i,t+1}\}$ é o *log* do retorno bruto do ativo $i=2,3,...,N$, enquanto s_{t+1} é o vetor que agrupa todas as outras variável de estado com poder de explicação sobre os retornos dos ativos.

A dinâmica do vetor de variáveis de estado z_{t+1} é descrita por um vetor autorregressivo de primeira ordem VAR(1), dado por

$$z_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1} \tag{3}$$

em que Φ_0 é o vetor de interceptos, Φ_1 é a matriz de coeficientes e v_{t+1} é o vetor de choques (inovações) nas variáveis de estado. Esta hipótese não é restritiva, uma vez que um processo de ordem superior pode ser reescrito como um VAR de primeira ordem. O vetor de choques v_{t+1} é homocedástico e normalmente distribuído, ou seja,

$$v_{t+1} \mid z_t \approx N[0, \Sigma_v] \tag{4}$$

Logo, os choques nas variáveis de estado podem ser contemporaneamente correlacionados, embora sejam serialmente independentes e identicamente distribuídos. Nenhuma restrição é imposta sobre a matriz de variância-covariância Σ_v. Segue diretamente das hipóteses (3) e (4) que

$$E_t[z_{t+1}] = \Phi_0 + \Phi_1 z_t \tag{5}$$

$$Var_t[z_{t+1}] = Var_t[v_{t+1}] = \Sigma_v \tag{6}$$

O resultado (5) mostra que a estrutura do VAR impõe uma dependência linear do vetor de prêmios de risco dos ativos $E_t[x_{t+1}]$ em função do vetor de variáveis de estado.[1] O resultado (6) implica que, pelo menos teoricamente, a hipótese de homocedasticidade é restritiva, uma vez que a estrutura de risco dos ativos não pode ser prevista a partir das variáveis de estado. No entanto, trabalhos que relaxam esta hipótese, tais como Campbell (1987) e Glosten, Jagannatahn e Runkle (1993), concluem que o efeito das variáveis de estado sobre o risco dos ativos é de pequena ordem quando comparado com o efeito sobre o retorno esperado.

2.2.3 Problema do investidor

Em cada período t, o investidor precisa tomar duas decisões: quanto consumir de sua riqueza e como alocar a parte restante entre os ativos financeiros disponíveis. Como o tempo de vida do investidor é infinito, ele escolhe um plano de consumo e de alocação de portfólio que maximiza sua utilidade ao longo da vida U_t, sujeito a sua restrição orçamentária intertemporal. É comum na literatura a hipótese de utilidades do período aditivas e separáveis no tempo, ou seja,

$$U_t = U(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, ...) \equiv E_t \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i u(C_{t+i}) \tag{7}$$

em que δ é o fator de desconto temporal e a utilidade do período $u(C_{t+i})$ é dada pela função potência

$$u(C_{t+i}) \equiv \frac{C_{t+i}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \tag{8}$$

Essa especificação tem uma séria limitação: o parâmetro γ é, ao mesmo tempo, o grau de aversão relativa ao risco e o inverso da elasticidade de substituição

1 O vetor $E_t[x_{t+1}]$ reúne os prêmios de risco dos ativos disponíveis em relação ao ativo *benchmark*.

intertemporal. O grau de aversão ao risco mede a disposição do investidor em suavizar consumo entre diferentes estados da natureza em um mesmo período de tempo. Logo, este é o parâmetro determinante para a decisão de alocação de portfólio. Por sua vez, o inverso da elasticidade intertemporal de substituição mede a disposição do investidor em suavizar consumo ao longo do tempo. Logo, este é o parâmetro determinante para a decisão de consumo e poupança. Contudo, não existe qualquer argumento teórico ou empírico sustentando uma relação *a priori* entre a relutância do investidor em substituir consumo intertemporalmente e intratemporalmente.

Para contornar este problema, o modelo generaliza as preferências do investidor por meio de uma utilidade ao logo da vida U_t proposta por Epstein e Zin (1989, 1991), definida recursivamente pela expressão

$$U_t = U\left(C_t, C_{t+1}, C_{t+2}, ...\right) \equiv \left\{ (1-\delta) C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta E_t \left(U_{t+1}\right)^{\frac{1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \tag{9}$$

tal que

$$\theta \equiv \frac{1-\gamma}{1-\frac{1}{\psi}} \tag{10}$$

em que δ é o fator de desconto temporal, γ é o grau de aversão ao risco relativo e ψ é a elasticidade de substituição intertemporal. Agora, o modelo não impõe qualquer relação entre os dois últimos parâmetros. Pode-se mostrar que a utilidade (7)-(8) é um caso particular da utilidade (9)-(10) quando $\gamma = (1/\psi)$.

2.2.4 Escolha ótima de portfólio

As regras ótimas de consumo e portfólio satisfazem as condições marginais de maximização do problema citado, descritas pela equação de Euler

$$1 = E_t \left[\left\{ \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\psi}} \right\}^{\theta} \left\{ \frac{1}{1+R_{p,t+1}} \right\}^{1-\theta} \left(1+R_{i,t+1}\right) \right] \tag{11}$$

para cada ativo i=1,2,...,*N*. *Log-linearizando* cada uma das N condições (11) por meio de uma expansão de Taylor de segunda ordem em torno das médias condicionais das variáveis endógenas e, em seguida, manipulando algebricamente estas aproximações, chega-se a duas expressões bastante úteis para a compreensão da solução ótima do investidor, as quais são dadas por

$$E_t\left[\Delta c_{t+1}\right] = \psi \ln \delta + \psi E_t\left[r_{p,t+1}\right] + \frac{\theta}{2\psi} Var_t\left[\Delta c_{t+1} - \psi r_{p,t+1}\right] \tag{12}$$

$$\begin{aligned} E_t\left[r_{i,t+1} - r_{l,t+1}\right] + \frac{1}{2} Var_t\left[r_{i,t+1} - r_{l,t+1}\right] = \frac{1-\gamma}{\psi-1} Cov_t\left[r_{i,t+1} - r_{l,t+1}, c_{t+1} - w_{t+1}\right] \\ + \gamma Cov_t\left[r_{i,t+1} - r_{l,t+1}, r_{p,t+1}\right] - Cov_t\left[r_{i,t+1} - r_{l,t+1}, r_{l,t+1}\right] \end{aligned} \tag{13}$$

em que $r_{i,t+1} \equiv \log\{1+R_{i,t+1}\}$, $c_t \equiv \log C_t$, $w_t \equiv \log W_t$ e $\Delta c_{t+1} \equiv c_{t+1} - c_t$.

A equação (12) estabelece que o crescimento esperado do consumo entre t e t+1 aumenta com o retorno esperado do portfólio ótimo, no qual é alocada a riqueza poupada do investidor. Quanto maior a rentabilidade esperada da poupança, menor o preço relativo do consumo futuro em relação ao consumo presente e, portanto, maior o incentivo para a transferência de recursos do presente para o futuro. No entanto, este incentivo diminui com a maior disposição do investidor em suavizar consumo intertemporalmente, o qual é medido pelo inverso da elasticidade de substituição ψ.

A equação (13) estabelece que, no equilíbrio individual do investidor, o prêmio de risco de cada ativo remunera otimamente a exposição do investidor ao risco embutido neste ativo, a qual é determinada pela covariância do excesso de retorno do ativo com o retorno do portfólio ótimo e com o consumo futuro. No contexto da teoria de apreçamento de ativos (*asset pricing*), este resultado está a meio caminho entre o modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM) e o modelo Consumption Capital Asset Pricing Model (CCAPM). É importante ter em mente que a presença da covariância do excesso de retorno do ativo com o consumo futuro na condição (13) é típica de um investidor de longo prazo. Para verificar este resultado, cabe primeiro observar que *log-linearização* da restrição orçamentária intertemporal do investidor rende a expressão

$$c_{t+1} - w_{t+1} \equiv \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j \left(r_{p,t+1+j} - \Delta c_{t+1+j} \right) + \frac{\rho k}{1-\rho}$$

em que ρ e k são constantes que dependem dos parâmetros do modelo. Substituindo a identidade descrita na condição (13), fica evidente que a covariância do retorno do ativo com o consumo futuro reflete ultimamente sua covariância com a série de todos os retornos futuros do portfólio. A conclusão é que, o risco do ativo para o investidor de longo prazo depende da proteção que o ativo oferece contra choques no retorno do portfólio ótimo não apenas no curto prazo como também no longo prazo. Esta é a ideia-chave por trás da função de *hedge* intertemporal de um ativo financeiro, a qual é crucial para a compreensão dos resultados da parte empírica do trabalho.

A partir das condições de otimização (12) e (13) e do processo seguido pelo vetor de variáveis de estado z_{t+1}, dado pelas expressões (3)-(4), Campbell, Chan e Viceira (2002), derivam soluções analíticas aproximadas para as regras de consumo e de portfólio como funções das variáveis de estado, as quais assumem as formas

$$\alpha_t = A_0 + A_1 z_t \tag{14}$$

$$c_t - w_t = b_0 + B_1^{\perp} z_t + z_t^{\perp} B_2 z_t \tag{15}$$

em que os elementos das matrizes A_0, A_1, b_0, B_1 e B_2 são derivados numericamente em função dos parâmetros comportamentais δ, γ e ψ da utilidade Epstein-Zin e dos parâmetros Φ_0,Φ_1 e Σ_v do processo do vetor de variáveis de estado z_{t+1}.

2.3 CASO PARTICULAR: MODELO DE REVERSÃO À MÉDIA

No modelo da seção anterior, os coeficientes das regras (14) e (15) precisam ser arduamente derivados por meio de métodos numéricos. Não existem soluções analíticas fechadas para estes coeficientes como função dos parâmetros do modelo.

Isto dificulta bastante a interpretação do efeito de mudanças nestes parâmetros sobre as regras ótimas de consumo e de portfólio. No entanto, soluções analíticas fechadas são possíveis quando restrições são impostas sobre o processo, seguido pelo vetor de variáveis de estado, de forma que estes casos particulares mais simples são úteis para o entendimento da intuição por trás da solução dos casos gerais mais complexos. Em especial, o modelo de reversão à média analisado em Campbell e Viceira (1999) é um exemplo de caso particular bastante útil para ilustrar a intuição por trás dos resultados encontrados na parte empírica deste trabalho. Este modelo examina o comportamento de um investidor sem renda do trabalho e preferências Epstein-Zin que precisa decidir como alocar sua riqueza financeira entre um ativo livre de risco, com retorno real certo R_f, e outro ativo arriscado, cujo retorno R_{t+1} tem distribuição especificada pelas expressões

$$r_{t+1} - r_f + \frac{1}{2}\sigma_u^2 = x_t + u_{t+1} \tag{16}$$

$$x_t \equiv E_t[r_{t+1}] - r_f + \frac{1}{2}\sigma_u^2 = \mu + \varphi(x_{t-1} - \mu) + \eta_t \tag{17}$$

$$\begin{pmatrix} u_{t+1} \\ \eta_{t+1} \end{pmatrix} \overset{IID}{\approx} N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{\eta\mu} \\ \sigma_{\eta\mu} & \sigma_\eta^2 \end{pmatrix}\right] \tag{18}$$

em que $r_f \equiv log\{1+R_f\}$ e $r_{t+1} \equiv log\{1+R_{t+1}\}$. A variável x_t é o prêmio de risco do ativo arriscado, ajustado pela desigualdade de Jensen, uma vez que os retornos estão em *log*. O modelo impõe a restrição $|\varphi| < 0$, ou seja, x_t segue um processo autorregressivo estacionário, convergindo no longo prazo para sua média incondicional μ. O parâmetro $\sigma_{\eta\mu} \equiv Cov_t[u_{t+1}, \eta_{t+1}]$ é a covariância entre o choque u_{t+1} no excesso de retorno do ativo arriscado e o choque η_{t+1} no prêmio de risco do ativo arriscado.

O modelo não impõe qualquer restrição sobre os parâmetros μ e $\sigma_{\eta\mu}$. Quando o ativo arriscado é a carteira de mercado de ações, a evidência empírica sugere que $\mu > 0$ e $\sigma_{\eta\mu} < 0$. Estes parâmetros desempenham papéis importantes no efeito da dinâmica dos retornos dos ativos sobre a decisão de portfólio. O papel da média incondicional μ é menos óbvio e sua intuição será mais facilmente compreendida quando for derivada adiante a regra ótima de portfólio. Por sua vez, o papel da covariância $\sigma_{\eta\mu}$ é bastante intuitivo. Em especial, o sinal deste parâmetro é crucial para a determinação do tamanho da volatilidade do retorno acumulado do ativo arriscado sobre horizontes de investimento de longo prazo. Quando $\sigma_{\eta\mu} < 0$, um choque negativo no retorno *ex-post* r_t do ativo arriscado é, na média, contemporaneamente acompanhado por um aumento da expectativa de seu retorno futuro $E_t[r_{t+1}]$. Diz-se, então, que o processo seguido pelo retorno deste ativo apresenta a propriedade de *reversão* à média. A principal consequência desta propriedade é que a volatilidade anualizada do retorno do ativo arriscado diminui à medida que se alonga o horizonte de investimento. O contrário ocorre quando $\sigma_{\eta\mu} > 0$. Neste caso, como r_t e $E_t[r_{t+1}]$ são positivamente correlacionados, diz-se que o processo seguido pelo retorno do ativo arriscado apresenta a propriedade de *aversão* à média, de forma que a volatilidade anualizada de seu retorno declina à medida que se alonga o horizonte de investimento.

Usando dados anuais da economia norte-americana, Campbell, Chan e Viceira (2002), comparam as trajetórias da volatilidade anualizada de uma carteira de ações

(S&P 500) e de uma carteira de títulos públicos de curto prazo (*T-Bills*) em função do horizonte de investimento. A volatilidade de curto prazo da carteira de ações é claramente superior ao da carteira de títulos. No entanto, à medida que o horizonte de investimento alonga-se, a volatilidade da carteira de ações diminui, enquanto a volatilidade da carteira de títulos aumenta até tornar-se o ativo com retorno mais volátil. Por que isto ocorre? A dinâmica do retorno da carteira de ações apresenta a propriedade de reversão à média, enquanto a dinâmica do retorno da carteira de títulos apresenta a propriedade de aversão à média. Para efeito de alocação ótima de portfólio, investidores conservadores de curto prazo devem então concentrar suas aplicações em títulos curtos, enquanto investidores conservadores de longo prazo devem priorizar o investimento no mercado de ações. Aliás, esta é uma conclusão bastante observada nas recomendações de consultores financeiros. Equivalentemente, pode-se dizer que o título curto é o ativo livre de risco no curto prazo, enquanto ações são o ativo livre de risco no longo prazo.

É conveniente enquadrar o modelo de aversão à média no formato geral do modelo da seção anterior. Com base nas expressões (16), (17) e (18), o vetor de variáveis de estado z_{t+1} é dado por

$$z_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{t+1} - r_f \\ x_{t+1} \end{bmatrix}$$

o qual segue o processo

$$\begin{bmatrix} r_{t+1} - r_f \\ x_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_t[r_{t+1}] - r_f \\ \mu(1-\varphi) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \varphi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{t+1} - r_f \\ x_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{t+1} \\ \eta_{t+1} \end{bmatrix}$$

em que a distribuição conjunta dos choques é dada pela expressão (18). Neste caso particular, as regras ótimas (14) e (15) assumem a forma

$$\alpha_t = a_0 + a_1 x_t \tag{19}$$

$$c_t - w_t = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_t^2 \tag{20}$$

em que

$$a_0 = \left(1 - \frac{1}{\gamma}\right)\left[\frac{b_1}{1-\psi} + 2\mu(1-\phi)\frac{b_2}{1-\psi}\right]\left(-\frac{\sigma_{\eta\mu}}{\sigma_\mu^2}\right) \tag{21}$$

$$a_1 = \frac{1}{\gamma\sigma_\mu^2} + \left(1 - \frac{1}{\gamma}\right)\left[2\phi\frac{b_2}{1-\psi}\right]\left(-\frac{\sigma_{\eta\mu}}{\sigma_\mu^2}\right) \tag{22}$$

tal que $b_2/(1-\psi)) > 0$ e $b_1/(1-\psi) \gtrless 0 \Leftrightarrow \mu \gtrless 0$. Substituindo a definição (17) nas regras (19) e (20), segue que a alocação ótima de portfólio é convenientemente decomposta como

$$\alpha_t = \overbrace{\frac{E_t[r_{t+1}] - r_f + \frac{\sigma_\mu^2}{2}}{\gamma\sigma_\mu^2}}^{\text{demanda míope}} + \overbrace{a_0 + \left(1 - \frac{1}{\gamma}\right)\left[2\phi\frac{b_2}{1-\psi}\right]\left(-\frac{\sigma_{\eta\mu}}{\sigma_\mu^2}\right)\left(E_t[r_{t+1}] - r_f + \frac{\sigma_\mu^2}{2}\right)}^{\text{demanda por hedge intertemporal}} \tag{23}$$

O primeiro termo do lado direito da equação (23) é o componente míope da demanda pelo ativo arriscado, assim denominado porque é igual à demanda total de um investidor de curto prazo. A demanda míope aumenta com o prêmio de risco e diminui com o grau de aversão ao risco e com a volatilidade do ativo arriscado. Um prêmio de risco x_t positivo (negativo) implica que a demanda míope assume a forma de uma posição comprada (vendida) no ativo arriscado, cujo valor absoluto diminui com o aumento do grau de aversão ao risco.

O segundo termo do lado direito da equação (23) é a demanda por *hedge* intertemporal de Merton-Samuelson. Este é o componente típico da demanda total de um investidor de longo prazo. Para melhor compreendê-lo, analisa-se adiante o seguinte caso particular: o investidor é bastante avesso ao risco ($\gamma > 1$), o processo do retorno do ativo arriscado apresenta a propriedade de reversão à média ($\sigma_{\eta\mu} < 0$) e o prêmio de risco converge no longo prazo para uma média incondicional positiva ($\mu > 0$).[2] Esta última hipótese implica $b_1/(1-\psi) > 0$ na equação (22), de forma que $a_0 > 0$ na equação (21). Portanto, neste caso particular, a demanda por *hedge* intertemporal aumenta com o prêmio de risco $x_t \equiv E_t[r_{t+1}] - r_f + (1/2)\sigma_\mu^2$ e, além disso, existe um valor $\overline{x}_t < 0$ tal que a demanda por *hedge* intertemporal é positiva se e somente se $x_t > \overline{x}_t$, ou seja, este componente da demanda total é negativo apenas para valores suficientemente negativos de x_t. Porque isto ocorre? A hipótese $\mu > 0$ implica que o prêmio de risco no futuro próximo tende a ser positivo, mesmo que o prêmio corrente x_t seja levemente negativo. Logo, o investidor espera manter, no futuro próximo, uma posição comprada no ativo arriscado. Por sua vez, a hipótese de reversão à média $\sigma_{\eta\mu} < 0$ implica que uma posição comprada no ativo arriscado traz para um investidor avesso ao risco tanto um benefício em termos de redução da volatilidade da riqueza futura como um custo em termo de redução da esperança da riqueza futura. O benefício existe porque, em média, o ativo compensa uma menor expectativa de retorno futuro por meio de um maior retorno corrente, de forma que mais recursos estão disponíveis para investimento exatamente quando a expectativa de retorno deste investimento declina. De forma mais sucinta, o ativo oferece um *hedge* intertemporal contra uma deterioração das oportunidades futuras de investimento, reduzindo assim a volatilidade da riqueza futura. Entretanto, o custo existe porque o ativo oferece retornos correntes menores exatamente quando as oportunidades de investimento são mais atraentes, reduzindo assim a esperança da riqueza futura. Quando o investidor é muito avesso ao risco, ou seja, $\gamma > 1$, o tamanho do efeito positivo do benefício – a menor volatilidade da riqueza futura – supera o tamanho do efeito negativo do custo – a menor esperança da riqueza futura – sobre sua utilidade ao logo da vida. Isto explica porque, no caso particular mencionado, é ótimo para o investidor manter uma demanda por *hedge* intertemporal positiva sempre que o prêmio de risco x_t é positivo ou não suficientemente negativo.[3]

---

2 Como observado na subseção 2.3, as hipóteses $\sigma_{\eta\mu} < 0$ e $\mu > 0$ são empiricamente consistentes quando o ativo arriscado é a carteira de mercado de ações.

3 Ainda sob as hipóteses $\mu > 0$ e $\sigma_{\eta\mu} < 0$, é ilustrativo verificar o que ocorre quando o investidor é pouco avesso ao risco, ou seja, $\gamma < 1$. Comparando o benefício e o custo da posição comprada no ativo arriscado, pode-se afirmar, neste caso, que o tamanho do efeito negativo do custo – a menor esperança da riqueza futura – supera o tamanho do efeito positivo do benefício – a menor volatilidade da riqueza futura – sobre a utilidade ao logo da vida. Logo, a demanda por *hedge* intertemporal é negativa sempre que o prêmio de risco x_t for positivo ou não suficientemente negativo.

Ainda no caso particular acima, quando o prêmio de risco x_t é positivo, tanto a demanda míope como a demanda por *hedge* intertemporal são positivas. Já com x_t suficientemente negativo, ambos os componentes da demanda total são negativos. No entanto, com x_t apenas ligeiramente negativo, a demanda míope é negativa, enquanto a demanda por *hedge* intertemporal é positiva. Neste caso, o sinal da demanda total é ambíguo e depende do tamanho relativo de seus dois componentes. Cabe observar que a demanda míope aproxima-se de zero à medida que o investidor torna-se mais conservador. Isto implica que para investidores extremamente avessos ao risco, a demanda total converge para a demanda por *hedge* intertemporal.

Existem dois casos em que a demanda por *hedge* intertemporal é sempre nula, ou seja, a demanda total coincide com seu componente míope, o qual é igual à demanda total de um investidor de curto prazo. O primeiro caso é quando $\gamma=1$. Neste caso, o investidor avesso ao risco avalia igualmente o benefício e o custo da posição comprada no ativo arriscado, conforme explicados anteriormente. O segundo caso ocorre quando as oportunidades de investimento são constantes no tempo, no sentido de que o retorno do ativo arriscado é serialmente independente e identicamente distribuído. Este caso equivale a impor $\varphi = \sigma_{\eta\mu} = 0$ nos processos (16)-(18).

3 APLICAÇÃO EMPÍRICA: MOEDA ESTRANGEIRA COMO HEDGE INTERTEMPORAL

A seção anterior apresentou o modelo de Campbell, Chan e Viceira (2002) para alocação estratégica de portfólio. O objetivo desta seção é avaliar a eficiência dos depósitos em moeda estrangeira como *hedge* intertemporal para os investidores brasileiros de longo prazo. Para tanto, a versão geral do modelo de alocação estratégica de portfólio é aplicada no caso particular de um portfólio composto por depósitos em moeda doméstica (real) e depósitos em uma importante moeda estrangeira (dólar, libra ou iene). Depósitos em moeda doméstica e estrangeira são aplicações em títulos de curto prazo domésticos e estrangeiros respectivamente.

3.1 VETOR DE VARIÁVEIS DE ESTADO

A título de simplificação, supõe-se que os depósitos em moeda estrangeira são aplicações em títulos de um único país estrangeiro. Logo, apenas duas classes de ativos estão disponíveis para o investidor: os depósitos em moeda doméstica e os depósitos na moeda estrangeira selecionada. Neste caso particular, o vetor de variáveis de estado z_{t+1} nas equações (3)-(4) pode ser definido como

$$z_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{t+1} \\ r^*_{t+1} + \Delta e_{t+1} - r_{t+1} \\ \Delta e_{t+1} \\ e_{t+1} \end{bmatrix} \tag{24}$$

tal que $r_{t+1} \equiv log\{1+R_{t+1}\}$ e $r^*_{t+1} \equiv log\{1+R^*_{t+1}\}$, em que R_{t+1} e R^*_{t+1} são as taxas de juros reais de curto prazo entre t e $t+1$ do país doméstico e do país estrangeiro, respectivamente, enquanto e_{t+1} é o *log* da taxa de câmbio real em $t+1$, definida como o preço relativo da cesta de produtos estrangeiros em termos da cesta de produtos

domésticos. Logo, a variável $\Delta e_{t+1} \equiv e_{t+1} - e_t$ é a taxa de depreciação real da moeda doméstica, enquanto as variáveis r_{t+1} e $r^*_{t+1} + \Delta e_{t+1}$ são, respectivamente, as taxas de retorno real dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira na perspectiva do investidor doméstico.

Como descrito na seção anterior, o modelo supõe que o vetor de variáveis de estado z_{t+1} segue o processo VAR (1) estacionário (3)-(4), dado por

$$z_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1} \tag{25}$$

$$v_{t+1} \mid z_t \approx N[0, \Sigma_v] \tag{26}$$

Por definição, os choques sobre e_t e Δe_{t+1} são a mesma variável aleatória, de forma que a matriz de variância-covariância Σ_v é singular. Logo, o processo (3)-(4) não pode ser estimado diretamente por máxima verossimilhança. Para contornar este problema, estima-se primeiramente o processo VAR(1)

$$w_{t+1} = A_0 + A_1 w_t + \mu_{t+1} \tag{27}$$

$$u_{t+1} \mid w_t \approx N[0, \Sigma_u] \tag{28}$$

em que

$$w_{t+1} \equiv \begin{bmatrix} r_{t+1} \\ r^*_{t+1} \\ e_{t+1} \end{bmatrix} \tag{29}$$

e a matriz de variância-covariância Σ_u é não singular. Outra vantagem deste processo é oferecer uma descrição sucinta da dinâmica das variáveis de estado, facilitando assim sua interpretação. Em seguida, como demonstrado no apêndice, os parâmetros do processo (3)-(4) são determinados diretamente como função dos parâmetros do processo (27)-(28) por meio das equações

$$\Phi_0 = \Xi A_0$$
$$\Phi_1 = \left(H + \Xi A_1\right)\left(\Xi^{\perp}\Xi\right)^{-1}\Xi^{\perp}\left(I - \psi\right)$$
$$\Sigma_v = \Xi \Sigma_u \Xi^{\perp}$$

em que as matrizes H, Ξ e Ψ são dadas por

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \Xi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \Psi = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Também foram estimados processos para especificações alternativas do vetor de variáveis de estado z_{t+1}, incluindo outras variáveis como o risco soberano brasileiro, os níveis de atividade e as taxas de inflação das economias brasileira e estrangeira. No entanto, os coeficientes estimados destas variáveis adicionais não se revelaram significativos, produzindo um aumento muito pequeno da capacidade preditiva do VAR. Logo, optou-se pela especificação mais parcimoniosa do vetor de variáveis de estado z_{t+1} na expressão (24), cujo processo autorregressivo, além de fácil interpretação, é o sistema mais simples que permite testar a validade da paridade descoberta dos juros.

3.2 DADOS

A parte empírica do trabalho usa dados mensais do Brasil, dos Estados Unidos, do Reino Unido e do Japão para o período compreendido entre janeiro de 1999 e fevereiro de 2008. A flexibilização do câmbio na economia brasileira em janeiro de 1999 é uma quebra estrutural que impede a utilização de séries mais longas. Foram construídas séries históricas para o *log* da taxa de juros real de curto prazo de cada país e para o *log* da taxa de câmbio real entre Brasil – Estados Unidos, Brasil – Reino Unido e Brasil – Japão. A taxa de juros real é o log da taxa de juros nominal de 30 dias, menos o *log* da inflação realizada no período. A taxa de câmbio real, definida como o preço relativo da cesta de produtos estrangeiros em termos da cesta de produtos domésticos, é construída como a soma do *log* da taxa de câmbio nominal com o *log* do nível de preços doméstico, menos o *log* do nível de preços estrangeiro.

Para os Estados Unidos, o Reino Unido e o Japão, a taxa de juros nominal – taxa embutida nas notas de curto prazo do Tesouro – e o índice de preços ao consumidor (CPI) foram obtidos da Bloomberg. Para o Brasil, o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA) foi obtido da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), enquanto a taxa de juros nominal – taxa embutida no contrato de swap DI *versus* pré de 30 dias – foi obtida da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). A taxa de câmbio nominal entre Brasil e Estados Unidos foi obtida do Banco Central do Brasil (Bacen), enquanto as taxas de câmbio nominais entre Brasil e Inglaterra e entre Brasil e Japão foram obtidas da Bloomberg.

A tabela 1 apresenta um sumário das principais estatísticas dos dados. As primeiras duas linhas desta tabela reportam à média e o desvio-padrão amostral da taxa anualizada de juros real de cada país, as quais são as estimativas da esperança e da volatilidade incondicionais desta variável. O Brasil é o país com a média mais elevada, igual a 10.332%, seguido pelo Reino Unido, com média igual a 3.038%, menor que um terço da média brasileira. O país com a menor média é o Japão, igual a 0.581%, muito próxima da média americana, igual a 0.623%. Por outro lado, o Brasil possui a taxa de juros real mais volátil, com desvio-padrão igual a 6.174%. No outro extremo, o país com a taxa menos volátil é o Japão, com desvio-padrão igual a 3.366%. A princípio, estes resultados parecem sugerir que o maior retorno esperado dos títulos brasileiros é requerido pelo mercado doméstico como recompensa por sua maior volatilidade. No entanto, tal conclusão é apressada, uma vez que o investidor avalia suas opções de investimento com base nos momentos condicionais de retornos calculados para horizontes de investimento não necessariamente iguais a um mês. É o caso, por exemplo, dos grandes fundos de pensão com obrigações de longuíssimo prazo. Além disso, e mais importante para o objetivo deste trabalho, o risco de um ativo para investidores conservadores de longo prazo está estritamente vinculado a sua capacidade de funcionar como *hedge* intertemporal para mudanças nas oportunidades de investimento ao longo do tempo.

A terceira e quarta linhas da tabela 1 reportam a média e o desvio-padrão amostral da taxa mensal anualizada de depreciação real da moeda brasileira em relação às moedas dos Estados Unidos, do Reino Unido e do Japão. A moeda brasileira depreciou-se consideravelmente em relação a estas moedas estrangeiras ao longo do período amostral. A taxa média de depreciação do real frente ao dólar foi de 2,305%,

alcançando em torno de 8% frente à libra e ao iene. Além disso, as taxas de depreciação cambial são bem mais voláteis que as taxas de juros domésticas, cujo desvio-padrão anualizado alcança 62,823% para a relação real – dólar e mais de 70% para as relações real – libra e real – iene. Estes resultados constituem uma clara violação da paridade do poder de compra. Como observado na introdução do trabalho, este fato é uma primeira condição para a eficiência da moeda estrangeira como *hedge* intertemporal.

A estacionariedade dos dados foi verificada por meio do teste de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller. O teste rejeitou fortemente – ao nível de significância de 1% – a presença de raiz unitária nas séries das taxas de juros real do Brasil, dos Estados Unidos e do Japão. A única exceção é a taxa de juros real britânica, cuja presença de raiz unitária não pode ser rejeitada nem mesmo a um nível de confiança de 10%. O teste também não rejeitou a presença de raiz unitária na série da taxa de câmbio real entre o Brasil e cada um dos três outros países. Entretanto, para efeito de estimação do VAR, dois argumentos permitem supor que todas as séries são estacionárias: a reconhecida baixa potência do teste de raiz unitária usado no trabalho e a evidência empírica de reversão à média no longo prazo das taxas de câmbio e de juros, a qual não pode ser observada no curto período amostral usado neste trabalho. No caso específico da taxa de juros do Reino Unido, a propriedade de reversão à média é consistente com o regime de política monetária com base em metas de inflação.

A quinta linha da tabela 1 reporta o desvio-padrão da taxa de câmbio real. Como esta variável é um índice, sua média não possui interpretação relevante. A taxa de câmbio Brasil – Reino Unido é a mais volátil, seguida bem de perto pela taxa de câmbio Brasil – Japão e ficando e excedendo o dobro da taxa de câmbio Brasil – Estados Unidos. A volatilidade da taxa de câmbio reflete a volatilidade de sua taxa mensal de variação e a persistência destas variações. Finalmente, as últimas duas linhas da tabela 1 reportam a média e o desvio-padrão amostrais da taxa mensal anualizada de inflação de cada país. A média brasileira é a mais elevada, igual a 7,30%, quase três vezes superior a segunda maior média – a média americana em torno de 2,5% – e muito superior à média japonesa de apenas 0,07%. Por outro lado, o Japão possui a inflação mais volátil, com desvio padrão de 1,88%, levemente superior à estatística brasileira e duas vezes superior à estatística americana. Este resultado explica em parte a maior volatilidade da taxa de juros real brasileira.

TABELA 1

Sumário das estatísticas* – dados mensais jan. 1999-fev. 2008

	Brasil	Estados Unidos	Japão	Reino Unido
$E[r_t]$	10,332	0,623	0,581	3,038
$\sigma[r_t]$	6,174	3,576	3,366	4,343
$E[\Delta e_t]$	0	2,304	8,268	8,694
$\sigma[\Delta e_t]$	0	62,823	75,836	73,255
$\sigma[e_t]$	0	0,176	0,352	0,374
$E[\pi_t]$	7,295	2,644	0,07	1,523
$\sigma[\pi_t]$	1,684	0,944	1,883	1,228

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.

*: Momentos das séries com valores anualizados e expressos em porcentagem.

r_t: log da taxa de juros real.

e_t: log da taxa de câmbio real (preço da moeda estrangeira em reais).

Δe_t: taxa de depreciação real da moeda brasileira.

π_t: taxa de inflação (preços ao consumidor) .

3.3 ESTIMAÇÃO DOS PROCESSOS VAR

As tabelas 2, 3 e 4 mostram os resultados da estimação do processo VAR (27)-(28) para os pares de países Brasil – Estados Unidos, Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido, respectivamente. O Brasil é sempre o país doméstico, com taxa de juros real r_t, enquanto r^*_{t+1} é a taxa de juros real do país estrangeiro. A parte superior das tabelas apresenta as estimativas dos coeficientes com as estatísticas t entre parênteses, bem como o R^2 de cada equação de regressão. A parte inferior das tabelas apresenta a matriz de correlações e de desvios-padrões anualizados dos choques sobre as variáveis no processo VAR.[4] Cabe observar, a princípio, que os resultados relativos aos pares Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido são muito semelhantes, embora sensivelmente piores do que os resultados relativos ao par Brasil – Estados Unidos. Apenas dois coeficientes estimados são estatisticamente significativos nos processos dos pares Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido. Segue adiante uma descrição dos principais resultados da estimação dos processos VAR, ressaltando suas implicações para a decisão de portfólio do investidor de longo prazo.

Um resultado comum aos processos VAR dos três pares de países é que a taxa de juros real brasileira segue um processo autorregressivo estacionário razoavelmente persistente. Esta variável é explicada significativamente apenas por sua própria defasagem: um corte de 1 ponto percentual (p.p.) na taxa corrente reduz em torno de meio p. p. a expectativa da taxa no período seguinte. Os coeficientes estimados das outras variáveis não são significativos ao nível de 10%. Quase 40% da dinâmica da taxa de juros real brasileira é explicada em cada um dos três processos VAR. Estes resultados fazem sentido no contexto do regime de política monetária em vigor no período amostral, cuja principal característica foi perseguir uma meta de inflação por meio de ajustes graduais da taxa de juros básica da economia (*interest rate smoothing*), desvinculando-se portanto de uma âncora cambial ou de algum tipo de acompanhamento direto da taxa de juros norte-americana. Logo, na perspectiva do investidor doméstico brasileiro, o retorno dos depósitos em reais segue um processo com aversão à média, de forma que sua volatilidade anualizada aumenta com o horizonte de investimento.

TABELA 2

Resultados da estimação do VAR –Brasil – Estados Unidos, dados mensais jan. 1999-fev. 2008

Variável dependente	Constante (t)	r_t (t)	r^*_t (t)	e_t (t)	R^2 -
Coeficiente estimados					
r_{t+1}	14,12	0,501*	0,164	-0,002	0,379
	(0,903)	(6,086)	(1,249)	(-0,618)	-
r^*_{t+1}	26,311**	-0,048	0,266*	-0,004**	0,159
	(2,202)	(-0,769)	(2,643)	(-2,187)	-
e_{t+1}	110,098	3,477*	-0,847	0,976*	0,919
	(0,523)	(3,140)	(-0,479)	(28,35)	-
Matriz de correlações cruzadas dos resíduos					
		r_t	r^*_t	e_t	
r_t		4,38%	-0,065	-0,405	
r^*_t		-0,065	3,35%	-0,044	
e_t		-0,405	-0,044	58,91%	

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.
*, **, ***: significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Obs.: Séries usadas na estimação com valores anualizados e expressos em porcentagem.
r_t , r^*_t : log da taxa de juros real de curto prazo (Brasil, Estados Unidos).
e_t : log da taxa de câmbio real (preço do dólar em real).

4 Os elementos da diagonal principal são os desvios-padrões dos choques, enquanto os elementos fora da diagonal principal são as correlações entre os choques.

Por outro lado, as taxas de juros dos países estrangeiros seguem processos bem menos persistentes que a taxa de juros brasileira. No processo VAR do par Brasil – Estados Unidos, a taxa de juros real norte-americana é explicada por sua própria defasagem, com coeficiente positivo – igual a 0.266 – e estatisticamente significativo ao nível de 1%, e também pela taxa de câmbio real, embora, neste caso o coeficiente estimado seja pouco expressivo e significativo apenas ao nível de 5%. A estatística *R²* em torno de 16% mostra que as variáveis do processo VAR explicam relativamente pouco a variação da taxa de juros norte-americana. Resulta, então, que esta variável também segue um processo autorregressivo estacionário, embora com um grau de persistência consideravelmente menor que o da taxa de juros brasileira. Isto, por sua vez, implica que a propriedade de aversão à média é mais acentuada no caso da taxa de juros brasileira.

No processo VAR do par Brasil – Japão, a taxa de juros real japonesa não é significativamente explicada pela defasagem de nenhuma das três variáveis, o que explica a estatística *R²* muito baixa, de apenas 0,006. No processo VAR do par Brasil – Reino Unido, a taxa de juros real britânica é negativamente afetada pela defasagem da taxa de câmbio real, embora este efeito seja significativo apenas ao nível de 10%. Os coeficientes das defasagens da taxa de juros brasileira e britânica são negativos, embora não significativos ao nível de 10%. A estatística *R²* de apenas 0,006 reflete o poder de explicação irrisório das variáveis VAR.

Nos processos VAR dos três pares de países, a taxa de câmbio real segue um processo fortemente persistente. O coeficiente de sua própria defasagem – em torno de 0,970 – é bastante significativo. Cabe observar que as estimativas deste coeficiente são praticamente iguais nos três processos. Mais de 90% da variação da taxa de câmbio real é explicada em cada um dos três processos VAR. Em particular, a estatística R² gira em torno de 0,97, nos casos dos pares Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido. No caso específico do processo VAR do par Brasil – Estados Unidos, a defasagem da taxa de juros real brasileira também exerce um efeito positivo bastante expressivo – com coeficiente igual a 3.477 – e estatisticamente significativo sobre a taxa de câmbio real. Por outro lado, a defasagem da taxa de juros americana afeta negativamente a taxa de câmbio real, embora este efeito não seja estatisticamente significativo ao nível de 10%. Já nos processos VAR dos pares Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido, os coeficientes das defasagens de ambas as taxas de juros brasileira e estrangeira são negativos, embora não significativos ao nível de 10%.

TABELA 3

Resultados da estimação do VAR – Brasil – Japão, dados mensais jan. 1999-fev. 2008

Variável dependente	Constante (t)	r_t (t)	r^*_t (t)	e_t (t)	R^2 –
Coeficiente estimados					
r_{t+1}	3,953*	0,517*	-0,221	-0,001	0,381
	(3,094)	(6,885)	(-1,641)	(-0,723)	–
r^*_{t+1}	-0,008	0,011	0,050	0,000	0,006
	(-0,009)	(0,198)	(0,484)	(-0,433)	–
e_{t+1}	-15,527	-0,995	-3,145	0,966*	0,969
	(-0,707)	(-0,771)	(-1,358)	(50,993)	–
Matriz de correlações cruzadas dos resíduos					
		r_t	r^*_t	e_t	
r_t		4,38%	-0,137	-0,177	
r^*_t		-0,137	3,38%	-0,001	
e_t		-0,177	-0,001	75,16%	

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.
*, **, ***: significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Obs.: Séries usadas na estimação com valores anualizados e expressos em porcentagem.
r_t , r^*_t : log da taxa de juros real de curto prazo (Brasil, Japão).
e_t : log da taxa de câmbio real (preço do iene em real).

Na perspectiva do investidor doméstico brasileiro, estes resultados implicam que o retorno dos depósitos em reais, dado por r_{t+1}, é o único que segue um processo fortemente caracterizado pela propriedade de aversão à média. O retorno dos depósitos em moeda estrangeira, dado por $r^*_{t+1} + \Delta e_{t+1}$, segue um caminho aleatório, como no caso das moedas japonesa e britânica, ou segue um processo bem menos persistente que o da moeda brasileira, como no caso da moeda norte-americana. Por conseguinte, o retorno dos depósitos em reais torna-se progressivamente mais volátil que o retorno dos depósitos em moeda estrangeira à medida que o horizonte de investimento alonga-se. Para investidores brasileiros de longo prazo conservadores, depósitos em moeda estrangeira são, portanto, o ativo relativamente mais seguro.

A parte inferior das tabelas 2, 3 e 4 mostra as correlações e os desvios-padrões anualizados dos choques sobre as variáveis no processo VAR para os três pares de países. Em todos os casos, o choque na taxa de câmbio real é bem mais volátil que os choques nas taxas de juros brasileira – doméstica – e estrangeira, enquanto o choque na taxa de juros brasileira é levemente mais volátil que o choque na taxa de juros estrangeira. Cabe notar, que as volatilidades da taxas de câmbio real dos pares Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido são praticamente iguais, embora sensivelmente maiores em relação ao par Brasil – Estados Unidos. Outro resultado comum aos três processos é que a taxa de juros brasileira é negativamente correlacionada com a taxa de juros estrangeira e com a taxa de câmbio real. No entanto, esta correlação negativa é mais forte com a taxa de câmbio real no caso do par Brasil – Estados Unidos, enquanto o inverso ocorre no caso do par Brasil – Reino Unido. Outra diferença entre os processos é o sinal da correlação entre os choques na taxa de juros estrangeira e na taxa de câmbio real: positiva no caso do par Brasil – Reino Unido e praticamente nula no caso dos pares Brasil – Estados Unidos e Brasil – Japão.

TABELA 4

Resultados da estimação do VAR – Brasil – Reino Unido, dados mensais jan. 1999-fev. 2008

Variável dependente	Constante (t)	r_t (t)	r^*_t (t)	e_t (t)	R^2 –
Coeficiente estimado					
r_{t+1}	6,787	0,527*	0,045	0,000	0,364
	(1,142)	(6,902)	(0,419)	(-0,421)	–
r^*_{t+1}	12,265**	-0,003	-0,102	-0,002***	0,006
	(2,151)	(-0,038)	(-0,993)	(-1,674)	–
e_{t+1}	146,896	-0,580	-2,091	0,976*	0,974
	(1,493)	(-0,459)	(-1,182)	(55,884)	–
Matriz de correlações cruzadas dos resíduos					
		r_t	r^*_t	e_t	
r_t		4,44%	-0,372	-0,197	
r^*_t		-0,373	4,26%	0,122	
e_t		-0,197	0,122	73,36%	

Fontes: IBGE, BM&F, Bacen e Bloomberg.
*, **, ***: significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.
Obs.: Séries usadas na estimação com valores anualizados e expressos em porcentagem.
r_t , r^*_t : log da taxa de juros real de curto prazo (Brasil, Reino Unido).
e_t : log da taxa de câmbio real (preço da libra em real).

Os resultados da estimação dos processos VAR para os três pares de países são consistentes com a hipótese da paridade descoberta dos juros, apesar de não ter sido imposta nenhuma restrição sobre os coeficientes do VAR para garantir sua validade. Segundo esta hipótese, supondo constante a taxa esperada de juros real estrangeira, um aumento na taxa esperada de juros real brasileira é acompanhado por um aumento na taxa esperada de depreciação real da moeda brasileira. Os processos VAR sustentam esta hipótese porque um aumento no valor corrente r_t da taxa de juros real brasileira tem um efeito positivo sobre a expectativa $E_t[r_{t+s}]$ desta taxa para os períodos futuros, ao passo que o choque na taxa de juros real brasileira r_t covaria negativamente com o choque na taxa de câmbio real e_t. Isto implica que, em média, o valor real dos depósitos em moeda estrangeira aumenta simultaneamente com a redução da expectativa do retorno futuro dos títulos brasileiros. Logo, os depósitos em moeda estrangeira são um instrumento eficiente de *hedge* intertemporal para investidores brasileiros de longo prazo, uma vez que oferecem proteção contra uma deterioração das oportunidades domésticas de investimento. Este resultado é uma evidência empírica consistente com o argumento de que o viés doméstico nos portfólios compostos por depósitos em moeda – títulos de curto prazo – não é uma estratégia ótima para investidores de longo prazo. A próxima seção demonstra formalmente este resultado por meio da implementação empírica do modelo de Merton-Samuelson desenvolvida em Campbell, Chan e Viceira (2002).

3.4 ALOCAÇÃO ESTRATÉGICA DE PORTFÓLIO

No modelo geral da seção 2.2, a equação (14) estabelece uma regra ótima para a alocação de portfólio como função linear do vetor de variáveis de estado, cujos coeficientes são determinados pelos parâmetros do processo VAR do vetor de variáveis de estado (3)-(4) e pelos parâmetros comportamentais da função Epstein-Zin (9)-(10). Como discutido na seção 3.1, no caso particular deste trabalho, em que o portfólio é composto por depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira, os parâmetros do processo (3)-(4) são obtidos indiretamente pela estimação dos parâmetros do processo (27)-(28). Como este processo trata os países de cada par simetricamente, os resultados de sua estimação podem ser usados na derivação do portfólio ótimo quando qualquer um destes é o país doméstico.

A seção anterior apresentou os resultados da estimação do processo VAR (27)-(28) para os pares de países Brasil – Estados Unidos, Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido, os quais são apresentados nas tabelas 2, 3 e 4, respectivamente. Esta seção usa os resultados relativos a cada par na derivação e na interpretação do portfólio ótimo, composto por depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira, mantidos por um investidor brasileiro de longo prazo. Logo, para cada um dos três pares de países, a moeda doméstica é o real (moeda brasileira), enquanto a moeda estrangeira é a moeda do país estrangeiro. As alocações ótimas de portfólio relativas aos pares Brasil – Estados Unidos, Brasil – Japão e Brasil – Reino Unido são apresentadas nas tabelas 5, 6 e 7, respectivamente, as quais, portanto, fazem uso dos resultados da estimação dos processos VAR nas tabelas 2, 3 e 4, respectivamente. Coerente com a terminologia usual, esta seção usa com certa frequência a expressão *demanda por moeda doméstica* – estrangeira – para referir-se à demanda por depósitos em moeda doméstica –

estrangeira –, as quais constituem posições compradas em títulos de curto prazo domésticos – estrangeiros.

As alocações ótimas são calculadas para valores das variáveis de estado iguais as suas médias incondicionais, os quais são apresentados na tabela 1. Consequentemente, estas alocações devem ser interpretadas como suas médias dentro do período analisado. Os parâmetros comportamentais da função Epstein-Zin são calibrados com os seguintes valores sugeridos em Campbell, Chan e Viceira (2002): $\psi=1$, $\delta=0.92$ e $\rho=0.92$. Neste mesmo artigo, os autores mostram que mudanças nestes parâmetros não alteram significativamente os resultados. Foram calculadas alocações para valores do coeficiente de aversão relativa ao risco iguais a 1, 5, 30 e 2000.[5]

O valor $\gamma=1$ corresponde ao caso do investidor de longo prazo relativamente tolerante a risco – ou relativamente menos conservador. Como observado no modelo de aversão à média da subseção 2.3, a regra (23) para o portfólio ótimo estabelece que, neste caso, a demanda pela moeda estrangeira motivada por *hedge* intertemporal é nula, de forma que a demanda total do investidor de longo prazo por esta moeda coincide com a demanda de um investidor de curto prazo (demanda míope). Por outro lado, o valor $\gamma=2000$ corresponde ao caso de um investidor de longo prazo extremamente conservador. Neste caso, a demanda míope é nula e, portanto, a demanda total coincide com a demanda por *hedge* intertemporal.

A tabela 1 apresenta as médias e os desvios-padrões incondicionais das taxas de juros dos países e das taxas de depreciação real da moeda doméstica em relação às moedas estrangeiras. No entanto, o investidor avalia suas oportunidades de investimento com base nos momentos condicionais dos retornos dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira, os quais são determinados pelos processos VAR apresentados nas tabelas 2, 3 e 4. Em particular, a tabela 5 apresenta os momentos condicionais do retorno de curto prazo dos depósitos em ambas as moedas na perspectiva do investidor doméstico, os quais são os parâmetros relevantes para a decisão de portfólio do investidor de curto prazo. Estes momentos são calculados a partir dos processos VAR para valores correntes das variáveis de estado iguais as suas médias incondicionais. Logo, a tabela 5 permite explicar as alocações ótimas de portfólio para investidores de longo prazo tolerantes ao risco ($\gamma=1$) nas tabelas 6, 7 e 8, uma vez que neste caso as decisões de portfólio do investidor doméstico de longo prazo e de curto prazo são coincidentes.

TABELA 5

Momentos condicionais de curto prazo do retorno mensal dos depósitos em moeda doméstica e moeda estrangeira* – Brasil (país doméstico) (real)

	Estados Unidos (dólar)	Japão (iene)	Reino Unido (libra)
$E_t[r_{t+1}]$	10,025	10,005	10,016
$E_t[r^*_{t+1}+\Delta e_{t+1}]$	2,875	8,581	11,665
$\sigma t[r_{t+1}]$	4,382	4,376	4,442
$\sigma_t[r^*_{t+1}+\Delta e_{t+1}]$	58,864	75,234	73,994
$Corr_t[r_{t+1}, r^*_{t+1}+\Delta e_{t+1}]$	-0,409	-0,183	-0,216

*: Momentos das séries com valores anualizados e expressos em porcentagem.
r_{t+1}: log do retorno real dos depósitos em moeda doméstica para investidor doméstico.
$r^*_{t+1}+\Delta e_{t+1}$: log do retorno real dos depósitos em moeda estrangeira p/investidor doméstico.

5 No caso do par Brasil – Reino Unido, o valor $\lambda=30$ foi substituído por $\lambda=100$, para melhor ilustrar como o portfólio ótimo varia com o grau de aversão ao risco.

Quando a moeda estrangeira é o dólar, a primeira coluna da tabela 6 mostra que o investidor brasileiro tolerante ao risco ($\gamma=1$) alavanca uma posição comprada de 1065,16% em reais por meio de uma posição vendida de -965,16% em dólar. Este resultado não é surpreendente quando se observa que a moeda doméstica proporciona, em larga medida, maior retorno esperado e menor volatilidade que a moeda norte-americana. Os depósitos em reais oferecem um prêmio de risco superior a 7% ao ano (a.a.) em face da moeda norte-americana, ao passo que sua volatilidade se situa em um patamar bem inferior ao da volatilidade dos depósitos em dólar. É ótimo então para o investidor brasileiro desfazer-se de qualquer posição comprada em dólar, não obstante a correlação negativa entre os retornos dos depósitos nas duas moedas. Além disso, o tamanho do prêmio de risco negativo da moeda norte-americana recompensa a forte alavancagem do investidor brasileiro na moeda doméstica. Contudo, esta é uma estratégia de alto risco devido à volatilidade elevada da taxa de câmbio real e à correlação negativa entre os retornos dos depósitos nas duas moedas, razão pela qual é implementada apenas por investidores tolerantes ao risco.

TABELA 6
Alocação estratégica ótima – Brasil (país doméstico) – Estados Unidos
(Em %)

	Aversão relativa ao risco (γ)			
	1	5	30	2000
Real	1065,16	331,85	81,06	23,97
Dólar	-965,16	-231,85	18,94	76,03
	100	100	100	100

Quando a moeda estrangeira é o iene, a primeira coluna da tabela 7 mostra que é ótimo para o investidor brasileiro, tolerante ao risco ($\gamma=1$), ficar investido em torno de 80% na moeda doméstica. Embora, os depósitos em reais proporcionem maior retorno esperado e menor volatilidade que os depósitos em ienes, a posição comprada na moeda japonesa é explicada pela covariância negativa entre os retornos dos depósitos nas duas moedas. A redução de volatilidade do portfólio com a diversificação mais que compensa a volatilidade elevada dos depósitos em ienes. Ao contrário do caso em que a moeda estrangeira é o dólar, o prêmio de risco oferecido pela moeda brasileira frente à moeda japonesa – em torno de 1,50% a.a – não é suficiente para encorajar uma posição alavancada em reais. Esta diferença ocorre porque a taxa de depreciação real da moeda brasileira frente ao dólar é bem menor do que frente ao iene.

TABELA 7
Alocação estratégica ótima – Brasil (país doméstico) – Japão
(Em %)

	Aversão relativa ao risco (γ)			
	1	5	30	2000
Real	79,42	109,29	86,66	70,67
Iene	20,58	-9,29	13,34	29,33
	100	100	100	100

Quando a moeda estrangeira é a libra, a primeira coluna da tabela 8 mostra que apenas 15% dos depósitos do investidor brasileiro tolerante ao risco (γ=1) são

mantidos em reais. Ao contrário dos casos anteriores, nos quais a moeda estrangeira é o dólar ou o iene, este investidor manifesta clara preferência por depósitos em libras, não obstante a maior volatilidade dos depósitos nesta moeda. Este fato é explicado por duas razões. Em primeiro lugar, como ocorre com o dólar e o iene, os retornos dos depósitos em reais e em libras são negativamente correlacionados. Em segundo lugar, diferente do que ocorre com o dólar e o iene, os depósitos em libras proporcionam um retorno esperado superior ao dos depósitos em reais, oferecendo um prêmio de risco positivo em torno de 1,50% a.a. Esta diferença ocorre porque a taxa de juros real esperada britânica situa-se em um patamar superior ao das taxas norte-americana e japonesa, ao passo que as taxas de depreciação esperada da moeda brasileira frente à libra e ao iene são muito próximas.

TABELA 8
Alocação estratégica ótima – Brasil (país doméstico) – Reino Unido
(Em %)

	Aversão relativa ao risco (γ)			
	1	5	100	2000
Real	14,86	74,09	74,14	74,68
Libra	85,14	25,91	25,86	25,32
	100	100	100	100

O modelo de aversão, à média da seção 2, mostra que a demanda pela moeda estrangeira motivada por *hedge* intertemporal é nula quando $\gamma=1$, de forma que neste caso a demanda total coincide com a demanda míope. À medida que o grau de aversão ao risco γ aumenta e o investidor torna-se mais conservador, a importância relativa da demanda míope é continuamente reduzida frente à demanda por *hedge* intertemporal. O tamanho – em valor absoluto – da demanda míope declina porque investidores de curto prazo mais conservadores desfazem-se de suas posições – compradas ou vendidas – na moeda estrangeira, migrando em direção ao portfólio de variância mínima. Se a volatilidade da moeda estrangeira é suficientemente elevada, isto significa manter um portfólio inteiramente comprado na moeda doméstica. Por outro lado, a demanda por *hedge* intertemporal aumenta em decorrência de duas propriedades comuns aos processos VAR que foram estimados na seção anterior para os três pares de países. Em primeiro lugar, a taxa de juros real brasileira segue um processo autorregressivo estacionário razoavelmente persistente, enquanto as taxas de juros dos demais países e as taxas de depreciação real da moeda brasileira frente às moedas estrangeiras seguem, em geral, um caminho aleatório. A única exceção fica por conta da taxa de juros norte-americana, a qual também segue um processo autorregressivo, embora bem menos persistente que o da taxa brasileira. Logo, na perspectiva do investidor brasileiro, o retorno dos depósitos em reais segue um processo com aversão à média, ao passo que esta propriedade não é observada, pelo menos de forma tão acentuada, no processo do retorno dos depósitos em moeda estrangeira, dado pela variável $r^{*}_{t+1} + \Delta e_{t+1}$. Os depósitos em moeda doméstica são, portanto, mais voláteis que os depósitos em moeda estrangeira no longo prazo, de forma que estas últimas são o ativo mais seguro para o investidor de longo prazo.

Em segundo lugar, uma posição comprada na moeda doméstica tem valor como *hedge* intertemporal para um investidor que já carrega um portfólio comprado na

moeda doméstica. Na raiz deste resultado está o fato de que a taxa de juros real brasileira r_t, ao mesmo tempo que segue um processo com aversão à média, também covaria negativamente com a taxa de câmbio real e_t. Isto implica que, na média, uma redução do retorno esperado dos depósitos domésticos, dado por $E_t[r_{t+1}]$, é contemporaneamente acompanhado por um aumento do retorno dos depósitos estrangeiros, dado por $r^*_{t+1} + \Delta e_{t+1}$. Logo, uma posição comprada em moeda estrangeira protege o investidor brasileiro de longo prazo contra uma deterioração das oportunidades futuras de investimento doméstico, reduzindo a volatilidade de sua riqueza futura. Esta propriedade dos dados é consistente com a hipótese de paridade descoberta dos juros no contexto de um regime de metas de inflação em que a autoridade monetária suaviza movimentos na taxa de juros. Mais especificamente, um corte na taxa de juros doméstica corrente r_t, ao sinalizar o início de um afrouxamento gradativo da política monetária, empurra para baixo a expectativa da taxa de juros futura $E_t[r_{t+1}]$. Isto, por sua vez, incentiva uma saída de moeda estrangeira da economia brasileira, o que produz uma depreciação da moeda brasileira e o consequente aumento do valor real das posições compradas em moeda estrangeira.

A tabela 6 mostra a evolução do portfólio ótimo quando a moeda estrangeira é o dólar. Este caso ilustra particularmente bem a função da moeda estrangeira como *hedge* intertemporal. A demanda total pela moeda norte-americana aumenta acentuadamente com o grau de aversão ao risco γ. Quando $\gamma=1$, a demanda míope por depósitos em dólar assume a forma de uma posição vendida neste ativo, enquanto a demanda por *hedge* intertemporal é nula. À medida que o investidor torna-se mais conservador, a demanda míope converge assintoticamente para seu limite mínimo, de forma que o aumento da demanda total pela moeda americana somente é possível com um forte aumento da demanda por *hedge* intertemporal. Neste sentido, embora investidores tolerantes ao risco mantenham uma posição vendida em dólar bastante expressiva, em torno de -956% quando $\gamma=1$, o tamanho desta posição cai drasticamente para -231% quando $\gamma=5$. Investidores progressivamente mais conservadores acabam por inverter suas posições e terminam por carregar uma posição comprada em dólar que se aproxima de 20% quando $\gamma=30$ e salta para 76% quando $\gamma=2000$. Logo, é ótimo para investidores extremamente avessos ao risco, para os quais a demanda por dólar é inteiramente motivada por *hedge* intertemporal, alocar três quartos de seus depósitos de curto prazo na moeda norte-americana.

A tabela 7 mostra a evolução do portfólio ótimo quando a moeda estrangeira é o iene. A proporção investida na moeda japonesa não evolui monotonicamente com o grau de aversão ao risco γ. À medida que este parâmetro cresce de 1 para 5, a redução da demanda míope supera, em valor absoluto, o aumento da demanda por *hedge* intertemporal, de forma que a demanda total declina de uma posição comprada de 20,58% para uma posição vendida de 9,29%. No entanto, o iene vai ganhando valor como *hedge* intertemporal à medida que os investidores tornam-se mais conservadores. Logo, a partir de certo valor para γ, o aumento da demanda por *hedge* intertemporal passa a superar, em valor absoluto, a redução do tamanho da demanda míope, de forma que a demanda total alcança uma posição comprada de 13,34% quando $\gamma=30$. A demanda pela moeda japonesa continua então a seguir uma trajetória ascendente, de forma que um investidor brasileiro muito avesso ao risco mantém em torno de 30% de seus depósitos nesta moeda.

A tabela 8 mostra a evolução do portfólio ótimo quando a moeda estrangeira é a libra. À medida que o grau de aversão ao risco γ aumenta, o componente míope da demanda total diminui, uma vez que investidores de curto prazo mais conservadores migram em direção aos depósitos em moeda doméstica, os quais são o ativo menos arriscado no curto prazo. No caso limite com $\gamma=2000$, no qual o investidor é infinitamente avesso ao risco, a demanda míope é praticamente nula. No entanto, mesmo neste caso, a demanda total pela libra é positiva. Isto ocorre porque a demanda por *hedge* intertemporal é sempre positiva quando $\gamma>1$. A proporção da riqueza alocada na moeda britânica estrangeira cai de 85% para 26% quando γ aumenta de 1 para 5. No entanto, a partir deste nível, a alocação ótima nas duas moedas fica praticamente inalterada à medida que o investidor torna-se progressivamente mais conservador.

4 CONCLUSÕES

Este trabalho argumenta que depósitos em moeda estrangeira podem ser atraentes para o investidor brasileiro não apenas por motivos especulativos, mas também como alocação estratégica de longo prazo. Os depósitos em dólares, ienes e libras mostraram-se menos arriscados no longo prazo que os depósitos em reais e, igualmente importante, revelaram-se instrumentos eficazes de *hedge* intertemporal contra uma deterioração das oportunidades domésticas de investimento. Usando dados do período entre janeiro de 1999 e fevereiro de 2008, verificou-se que a demanda por *hedge* intertemporal pela moeda estrangeira pode ser surpreendentemente elevada. Considerando, por exemplo, um portfólio composto apenas por depósitos em real e dólar, um investidor brasileiro altamente conservador aloca em torno de três quartos de seus recursos na moeda norte-americana. As conclusões desta aplicação da teoria da demanda por *hedge* intertemporal de Merton-Samuelson no estudo da alocação ótima de um portfólio de moedas contrariam a recomendação usual de que uma exposição ao risco cambial deve ser evitada por investidores conservadores.

As propriedades dos dados que respondem por estes resultados são consistentes, dentro do período amostral analisado, com a hipótese da paridade descoberta dos juros no contexto de um regime de metas de inflação. Na perspectiva do investidor brasileiro, a dinâmica do retorno dos depósitos em reais apresenta forte aversão à média, refletindo o fato de que movimentos correntes na taxa de juros doméstica anunciam o início de uma trajetória futura de ajuste da política monetária. Por outro lado, o retorno dos depósitos em moeda estrangeira segue um caminho aleatório e, além disso, apresenta covariância contemporânea negativa com o retorno dos depósitos em reais. Esta última propriedade se verifica porque um corte na taxa de juros doméstica, ao deslocar para baixo a expectativa do mercado quanto à taxa de juros futura, acarreta uma saída de moeda estrangeira da economia brasileira e a consequente depreciação real de sua moeda.

O trabalho possui várias limitações importantes, de forma que suas conclusões devem ser acolhidas como resultados de uma pesquisa inicial exploratória. Uma primeira limitação é a possibilidade de aplicação em uma única moeda estrangeira, ou seja, o investidor pode alocar sua riqueza apenas em ativos de curto prazo domésticos e de um

único país estrangeiro. Esta restrição foi imposta apenas para facilitar a derivação e a interpretação dos resultados. Uma extensão natural deste trabalho é, portanto, analisar os efeitos da diversificação do portfólio em uma coleção de moedas estrangeiras.

Uma segunda limitação diz respeito ao tamanho curto do período amostral, decorrente das quebras estruturais da economia brasileira. Isto forçou uma redução da frequência dos dados a fim de garantir um número suficiente de observações. Ao invés de dados trimestrais, mais compatíveis com os prazos de realocação de carteira observados para investidores de longo prazo, o trabalho usa dados mensais das variáveis de estado na sua parte empírica. Mesmo assim, uma vez que as séries começam em janeiro de 1999, somente foi possível contar com 98 observações para cada variável. Além disso, o sistema VAR é estimado sem correções para amostras pequenas. Não são levadas em conta perspectivas macroeconômicas para a dinâmica futura da economia que não estejam embutidas na base de dados.

Uma terceira limitação é o pressuposto de que a taxa de câmbio real segue um processo estacionário. Ignora-se, desta forma, a possível existência de choques permanentes na taxa de câmbio real, tais como os choques de produtividade que alteram o preço de equilíbrio de longo prazo entre bens duráveis e bens não duráveis. Esta restrição pode tornar o modelo mal especificado. Neste sentido, cabe lembrar que os resultados dos testes Augmented Dickey-Fuller mostraram indícios da existência de raiz unitária nas séries das taxas de câmbio real.

Uma quarta limitação diz respeito às hipóteses bastante restritivas do modelo teórico. Em particular, supõe-se ausência de renda do trabalho e de restrições de alavancagem dos mercados financeiros, os quais podem afetar consideravelmente os resultados. A existência de renda do trabalho influencia a alocação de portfólio na medida em que o capital humano do investidor, definido como o valor presente de seu fluxo de salários futuros, pode ser interpretado como a dotação implícita de um ativo livre de risco não transacionável por razões associadas ao problema de perigo moral. Neste caso, é ótimo para o investidor aumentar a proporção de sua riqueza financeira investida nos ativos mais arriscados com o objetivo de alcançar a composição ótima de sua riqueza total, a qual é dada pela soma da riqueza financeira com o capital humano. Por sua vez, a existência de restrições de alavancagem impede a venda um ativo para financiar posições descobertas no outro ativo, tal como acontece nos casos das alocações observadas na tabela 6 para $\gamma = 1$ e $\gamma = 5$, quando o investidor brasileiro vende posições em dólar para financiar depósitos em real acima de sua riqueza. Não menos importante, outra restrição do modelo é que, na ausência de estudos relevantes para a economia brasileira, os parâmetros comportamentais – grau aversão ao risco e elasticidade intertemporal de substituição – são calibrados com valores sugeridos em estudos empíricos para outros países.

APÊNDICE

O vetor de variáveis de estado (24) satisfaz as identidades

$$z_{t+1} = Hw_t + \Xi w_{t+1} \tag{A1}$$

$$Hw_t = \Psi z_{t+1} \tag{A2}$$

em que o vetor w_t é definido como na expressão (29), ou seja,

$$w_t \equiv \begin{bmatrix} r_t \\ r_t^* \\ e_t \end{bmatrix} \tag{A3}$$

enquanto as matrizes H, Ξ e Ψ são definidas como

$$H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & -1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \ \Xi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \ \Psi = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Substituindo a equação (A2) no lado direito da equação (A1) e reescrevendo a expressão resultante:

$$(I - \Psi)z_{t+1} = \Xi w_{t+1}$$

Como a expressão acima vale para todos os períodos:

$$(I - \Psi)z_t = \Xi w_t$$

Pré-multiplicando ambos os lados da expressão acima pela matriz $\left(\Xi^{\perp}\Xi\right)^{-1}\Xi^{\perp}$:

$$\left(\Xi^{\perp}\Xi\right)^{-1}\Xi^{\perp}(I - \Psi)z_t = w_t \tag{A4}$$

Conforme definido na expressão (A3), o vetor w_t segue o processo (27)-(28), ou seja,

$$w_{t+1} = A_0 + A_1 w_t + \mu_{t+1}$$

$$u_{t+1} \mid w_t \approx N[0, \Sigma_u]$$

Pré-multiplicando ambos os lados do processo acima por e somando $H w_t$ a ambos os lados da expressão resultante:

$$Hw_t + \Xi w_{t+1} = \Xi A_0 + (H + \Xi A_1)w_t + \Xi \mu_{t+1}$$

Substituindo a equação (A4) no lado direito da equação acima:

$$Hw_t + \Xi w_{t+1} = \Xi A_0 + (H + \Xi A_1)\left(\Xi^{\perp}\Xi\right)^{-1}\Xi^{\perp}(I - \Psi)z_t + \Xi \mu_{t+1}$$

Substituindo a equação (A1) no lado esquerdo da expressão acima:

$$z_{t+1} = \Xi A_0 + (H + \Xi A_1)\left(\Xi^{\perp}\Xi\right)^{-1}\Xi^{\perp}(I - \Psi)z_t + \Xi \mu_{t+1} \tag{A5}$$

O modelo supõe que o vetor z_t segue o processo (3)-(4), dado por

$$z_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 z_t + v_{t+1} \tag{A6}$$

$$v_{t+1} \mid z_t \approx N[0, \Sigma_v]$$

Comparando as equações (A5) e (A6):

$$v_{t+1} = \Xi \mu_{t+1} \tag{A7}$$
$$\Phi_0 = \Xi A_0$$
$$\Phi_1 = \left(H + \Xi A_1\right)\left(\Xi^{\perp}\Xi\right)^{-1}\Xi^{\perp}\left(I - \psi\right)$$

Segue do resultado (A7) que a matriz de covariância dos choques v_{t+1} é dada por

$$\Sigma_v = \mathrm{Var}_t\left[v_{t+1}\right] = \Xi \Sigma_u \Xi^{\perp}$$

REFERÊNCIAS

CAMPBELL, J. Y. Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, v. 18, p. 373-399, 1987.

CAMPBELL, J. Y.; VICEIRA, L. M. *Strategic asset allocation:* portfolio choice for long-term investors. Oxford: Oxford University Press, 2002.

_____ . Consumption and portfolio decisions when expected returns are time varying. *Quartely Journal of Economics*, v. 114, p. 433-495, 1999.

CAMPBELL, J. Y.; VICEIRA, L. M.; WHITE, J. S. *Foreign currency for long-term investors*. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research, 2002. (Working Paper 9075).

CAMPBELL, J. Y.; CHAN, Y. L.; VICEIRA, L. M. A Multivariate model of strategic asset allocation. *Journal of Financial Economics*, v. 67, n. 1, p. 41-80, 2002.

EPSTEIN, L.; ZIN, S. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework. *Econometrica*, v. 57, p. 937-969, 1989.

_____. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: an empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 99, p. 263-286, 1991.

GLOSTEN, L. R.; JAGANNATAHN, R.; RUNKLE, D. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, v. 48, p. 1779-1801, 1993.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. *Journal of Finance*, v. 7, p. 77-91, 1952.

MERTON, R. C. Lifetime portfolio selection under uncertainty: the continuous time case. *Review of Economics and Statistics*, v. 51, n. 3, p. 247-257, 1969.

MERTON, R. C. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model. *Journal of Economic Theory*, v. 3, p. 373-413, 1971.

SAMUELSON, P. Lifetime portfolio selection by dynamic stochastic programming. *Review of Economics and Statistics*, v. 51, n. 3, p. 239-246, 1969.

TOBIN, J. Liquidity preferences as behavior towards risk. *Review of Economic Studies*, v. 25, n. 2, p. 65-86, 1958.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2009

EDITORIAL

Coordenação
Iranilde Rego

Revisão
Njobs Comunicação

Editoração
Bernar José Vieira
Cláudia Mattosinhos Cordeiro
Everson da Silva Moura
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo
CEP.: 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br
Tiragem: 130 exemplares