



INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

Departamento de Economia

Working Paper N° 4/98

**A diferença entre preço de venda e
preço de compra no mercado de
câmbios português**

Paula Cristina A. M. Albuquerque



Universidade Técnica de Lisboa

**Lisboa
1998**

Publicações Recentes do Departamento de Economia

- 7/96 - Retórica e comunicação para economistas - Prof. José Pedro Pontes
- 8/96 - Procura residencial de electricidade em Portugal - uma aplicação do teste dhf para a integração sazonal - Prof. José Zorro Mendes
- 1/97 - How long is the long time? A critical review of historical methods in economic research - Prof. Francisco Louçã
- 2/97 - Efficiency in Portuguese Stock Exchange Indexes: runs tests and BDS statistics - Dr. António Pedro Afonso e Dr. João Cláudio Teixeira
- 3/97 - Utilização de Metodologias de Controlo Ótimo em Problemas de Política Económica - Prof^a Maria Cândida Ferreira
- 4/97 - The Intriguing Pendulum - Founding Metaphors and Persuasion in the Analysis of Economic Fluctuations - Prof. Francisco Louçã
- 5/97 - The Economics of Budget Deficits and Public Debt - Dr. António Afonso
- 6/97 - Is There Credit Rationing in Portuguese Banking? - Dr. António Afonso e Miguel St'Aubyn
- 7/97 - Local Dynamics for Planar Optimal Control Problems: A Complete Characterization - Prof. Paulo M.B. Brito
- 1/98 - Uma Nota sobre o Value At Risk: Conceitos e Utilização na Banca Portuguesa - Dr. António Afonso
- 2/98 - Learning-by-consuming, intratemporal separability and the dynamics of the demand for cultural goods - Prof. Paulo Brito e Prof. Carlos Barros
- 3/98 - Local dynamics for optimal control problems of 3-dimensional ODE systems - Prof. Paulo Brito

Departamento de Economia

Instituto Superior de Economia e Gestão (ISEG/"Económicas")
da Universidade Técnica de Lisboa

R. Miguel Lupi, 20
Tel: ++/351/1/3922886

1200 LISBOA
Fax: ++/351/1/3922808

PORTUGAL
e-mail: __@iseg.utl.pt

**Documento de Trabalho N° 4/98
Departamento de Economia
Instituto Superior de Economia e Gestão**

**Working Paper Nr. 4/98
Department of Economics
Institute of Economics and Business
Administration
Technical University of Lisboa**

A diferença entre preço de venda e preço de compra no mercado de câmbios português

Paula Cristina Antunes Mateus de Albuquerque*

Abril 1998

*** Assistente
Departamento de Economia
Instituto Superior de Economia e Gestão
R. Miguel Lupi, 20
1200 Lisboa
Tel.: 392.28.86
Fax: 392.28.08**

THE BID-ASK SPREAD IN THE PORTUGUESE FOREIGN EXCHANGE MARKET

A DIFERENÇA ENTRE PREÇO DE VENDA E PREÇO DE COMPRA NO MERCADO DE CÂMBIOS PORTUGUÊS

Abstract

The analysis of the bid-ask spread of the Portuguese foreign exchange market is based on the DM/PTE and the USD/PTE exchange rates. Two characteristics of the spread are emphasized: the trend and the format. The introduction of a single European monetary unit in the beginning of 1999 combined with the theories that explain the existence of a spread accounts for the reduction of the DM/PTE spread and the enlargement of the USD/PTE spread. The approximate format of a band for the evolution of the spread is a consequence of its concentration on a small number of values. Some reasons for this seldom noticed phenomenon are pointed out. The modelization of the behaviour of the spread, considering its specificities, reveals the importance of the influence of the exchange rate volatility. A day-of-the-week effect is present with Friday as the day with larger probability of a large spread.

Resumo

A análise da diferença entre preço de venda e preço de compra (*spread*) no mercado cambial português é efectuada com base nas taxas de câmbio do marco-escudo e do dólar-escudo. Duas características merecem destaque: a tendência do *spread* e a sua forma. A introdução de uma moeda única europeia no início de 1999 conjugada com as teorias explicativas da existência de *spread* permite justificar as tendências de diminuição do *spread* no caso do marco-escudo e de aumento no caso do dólar-escudo. A forma aproximada de banda dentro da qual o *spread* se move resulta de um fenómeno pouco notado: o da concentração desta variável num reduzido número de valores. São avançadas razões possíveis para a ocorrência deste fenómeno. A modelização do comportamento do *spread*, tendo em conta as suas especificidades, revela a importância da influência da volatilidade da taxa de câmbio. Detecta-se um efeito dia-da-semana, destacando-se a Sexta-feira como o dia com maior probabilidade de registar um *spread* elevado.

A DIFERENÇA ENTRE PREÇO DE VENDA E PREÇO DE COMPRA NO MERCADO DE CÂMBIOS PORTUGUÊS *

0. Introdução

Neste artigo pretende-se analisar o comportamento do mercado cambial português, sobretudo no que respeita a uma variável a que se passou a atribuir especial relevância com o desenvolvimento de estudos sobre a microestrutura de mercados: o *spread* entre o preço de venda e o preço de compra.

A atenção que o *spread* vem merecendo nos estudos económicos não se encontrava na economia mais tradicional, em que se falava sistematicamente de um preço de mercado, ignorando a circunstância de em certos mercados se encontrarem não um, mas dois preços de mercado. O *spread* constitui, em regra, o mais importante custo de transacção para quem toma a iniciativa de transaccionar no mercado cambial. O interesse no conhecimento dos factores de aumento ou diminuição do *spread* reside sobretudo no pressuposto de que um mercado com menores custos de transacção é um mercado mais eficiente.

Para proceder a este estudo utilizam-se dados sobre as duas moedas mais transaccionadas em Portugal: o dólar americano e o marco alemão.

Dois aspectos da evolução do *spread* são destacados: a forma particular que apresenta, confinando-se aproximadamente a uma banda e a tendência evidenciada ao longo do período em estudo que é distinta para as duas moedas. Avançam-se explicações para os aspectos destacados. Procura-se avaliar a importância da volatilidade das taxas de câmbio para a evolução do *spread*, tomando em conta as características específicas dos dados. Simultaneamente, identifica-se o efeito dia-da-semana.

Por fim, apresentam-se conclusões.

1. A evolução do *spread* do marco-escudo e do dólar-escudo

* Este trabalho insere-se no âmbito da investigação com vista à elaboração de uma tese de doutoramento.

O período de observação com dados diários vai de 27 de Julho de 1995 a 31 de Dezembro de 1997, para o PTE/DM, constituindo 614 observações. Os dados para o preço de compra (*bid*) e o preço de venda (*ask*) foram registados pela Reuters, tendo por base praticamente todos os bancos que trabalham com o escudo a nível internacional. Cada dia, à mesma hora, registou-se o preço de compra e o preço de venda que se encontravam em vigor. Os fins-de-semana foram excluídos, já que o nível de actividade nestas taxas de câmbio é aí quase nulo. Pela mesma razão, retiraram-se também dois feriados: o Dia de Natal e o Dia de Ano Novo.

Da observação do Gráfico 1 podem destacar-se dois factos. Em primeiro lugar, o *spread* do marco-escudo tem decrescido ao longo do período em estudo. Em segundo: o *spread* evolui dentro de uma espécie de banda, da qual sai apenas esporadicamente.

É possível identificar três fases distintas no que diz respeito à banda: uma primeira fase, até meados de Maio de 1996, em que o *spread* oscila quase sempre entre 0,05 e 0,1, uma terceira fase, com início em Fevereiro de 1997, em que o *spread* oscila quase sempre entre 0,03 e 0,05 e uma fase intermédia claramente de passagem da banda mais larga para a banda mais estreita. É de notar que a banda mais larga é igualmente mais alta, visto que além de o desvio padrão passar de 0,031 para 0,017, o *spread* médio passa de 0,076 para 0,039.

O Gráfico 2, mostra-nos que a evolução do *spread* relativo ao dólar-escudo é diferente. Em vez de uma diminuição, verifica-se um alargamento do *spread*. Uma semelhante aparência de banda é detectável durante grande parte da amostra, isto é, a partir de meados de Outubro de 1995. Podem distinguir-se duas fases no que diz respeito à banda: até o fim de Dezembro de 1996 e daí em diante.

Existem alguns valores isolados especialmente elevados. O valor extremo de 4 de Outubro de 1996, com *spread* igual a 1, é considerado *outlier* e retirado.

Os dois factos relativos à evolução do *spread* que destacámos, isto é, a tendência e a forma, merecem investigação mais aprofundada.

Gráfico 1

Evolução da diferença entre preço de venda e preço de compra para o marco-escudo

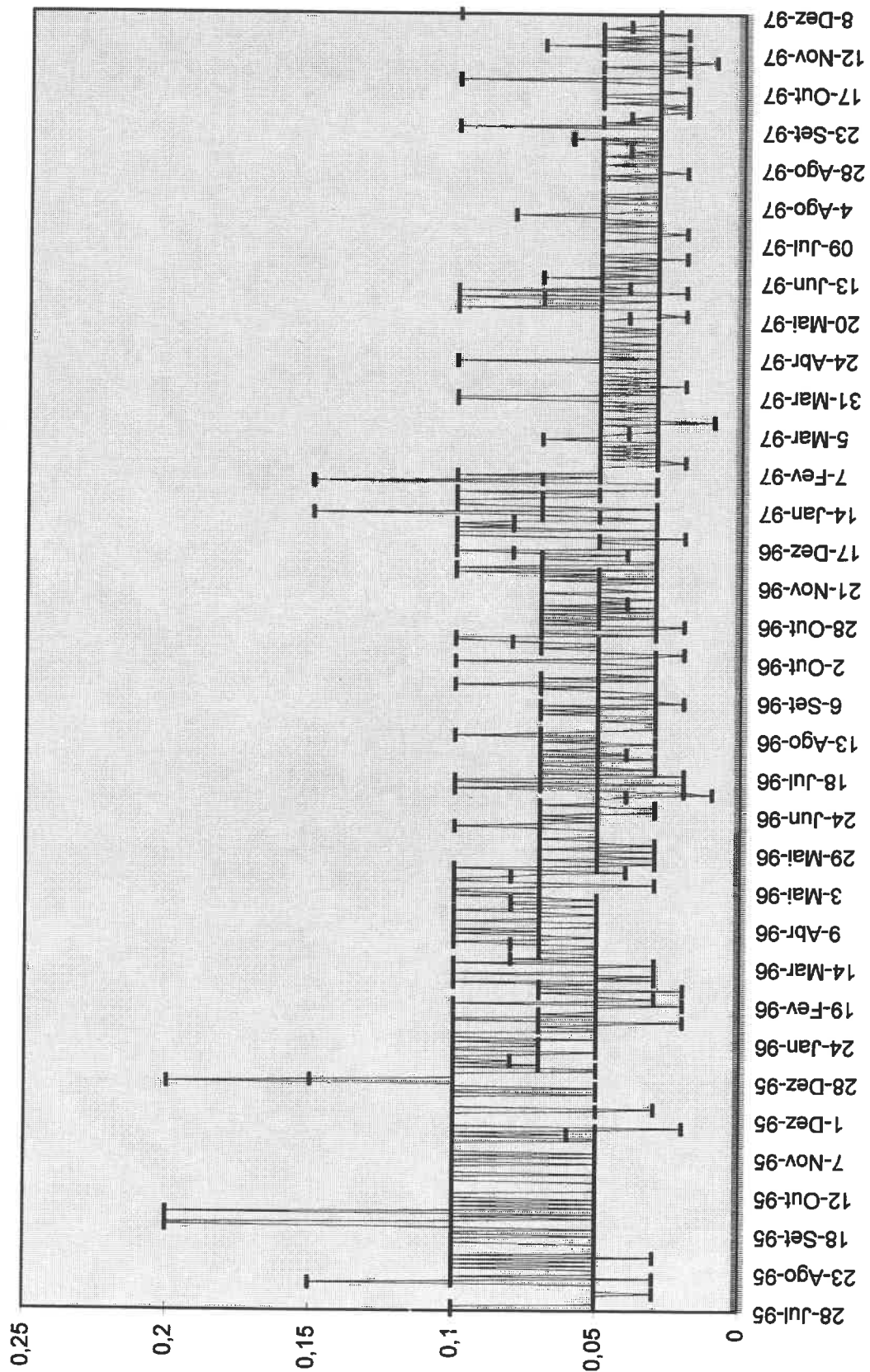
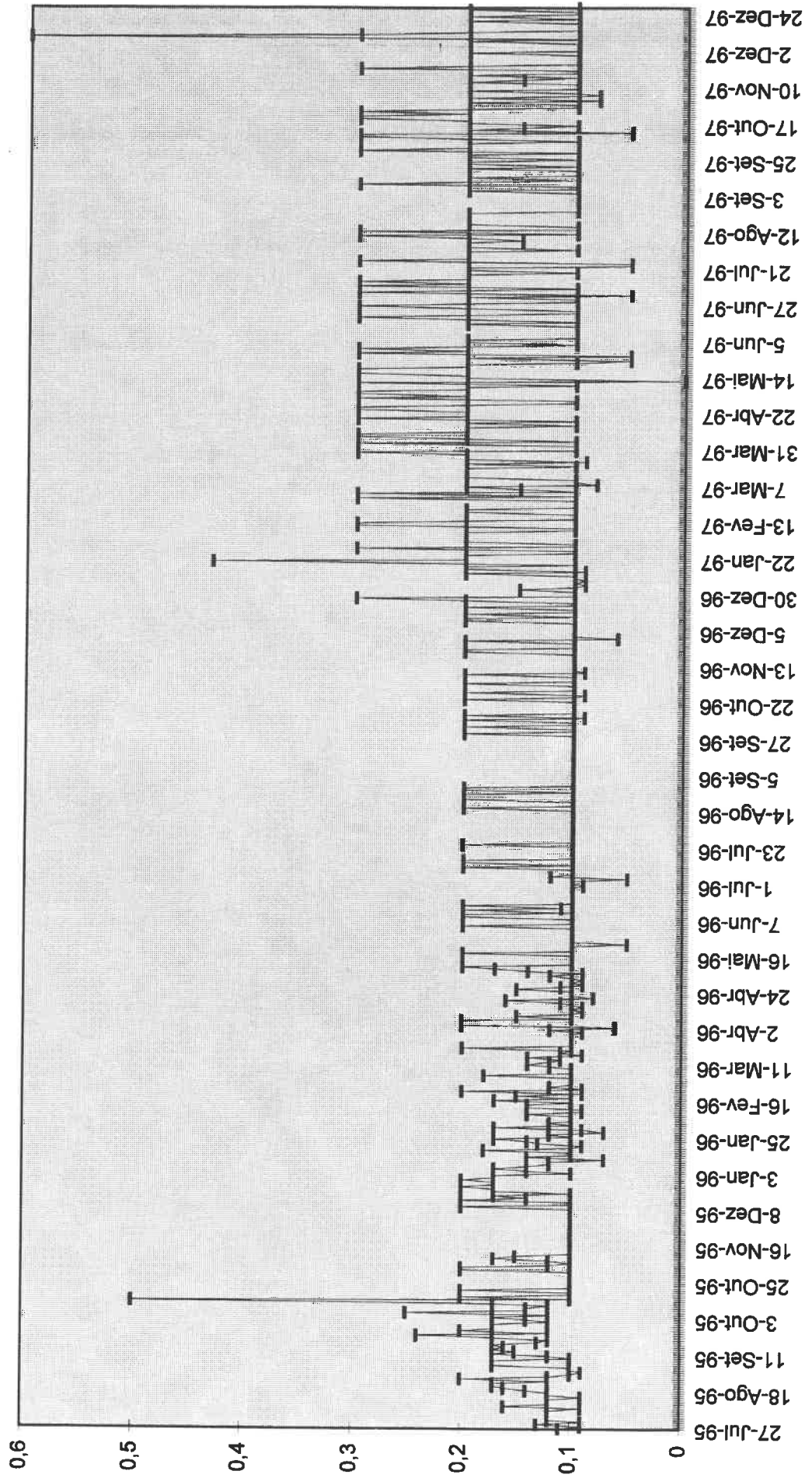


Gráfico 2

Evolução da diferença entre preço de venda e de compra para o dólar-escudo



2. A aparência de banda

A aparência de banda que se detecta no comportamento do *spread* das duas taxas de câmbio está relacionada com a concentração de *spreads* em determinados valores, referida na literatura. Nos Quadros I e II e nos Gráficos 3 e 4 podemos obter a confirmação deste fenómeno, respectivamente, para o marco-escudo e para o dólar-escudo.

Todos os outros valores para o *spread* do marco-escudo e do dólar-escudo que não se encontram referidos nos quadros sucedem com frequência inferior a 2%.

Como se pode verificar, o *spread* concentra-se num reduzido número de valores, apesar de não existirem limitações formais.¹ 90% dos *spreads* registados para o marco-escudo apresentam um de quatro valores. Relativamente ao dólar-escudo, é particularmente impressionante que mais de 45% dos *spreads* assumam um único valor: 0,1 PTE/USD.

Encontramos dois tipos de argumentos para justificar a concentração dos *spreads* num reduzido número de valores:² o argumento de redução dos custos de negociação e o de maximização do lucro.

Harris (1991) avança como possível explicação da concentração de preços e cotações de acções em determinados valores o facto de o uso de um conjunto finito de valores, por parte dos *dealers*, diminuir os custos de negociação, mais concretamente, o tempo que se demora a chegar a um consenso e efectuar um contrato. Se o número de valores em que se pode fixar um contrato é reduzido, as iterações possíveis da negociação são

¹ No mercado de câmbios não existe o *tick* mínimo - isto é, o valor mínimo admissível para a variação de uma cotação - que permite justificar a concentração de cotações em determinados valores em mercados de outros activos financeiros. No entanto, mesmo no mercado de acções, a concentração de cotações nalguns valores não é totalmente justificada pela imposição de um *tick* mínimo. Para acções com *tick* mínimo de \$0,125, constatou-se que as cotações se concentravam em valores múltiplos de \$0,25. Autores que chamam a atenção para esta concentração superior à regulamentar são, por exemplo, Harris (1991) e Christie e Schultz (1994).

² A discussão sobre a concentração de preços num reduzido número de valores tem sido muito mais sobre as cotações de compra e de venda em separado do que sobre o *spread*, girando sobretudo em torno da existência de *tick* mínimo nalguns mercados bolsistas.

Gráfico 3

Histograma do spread do marco-escudo

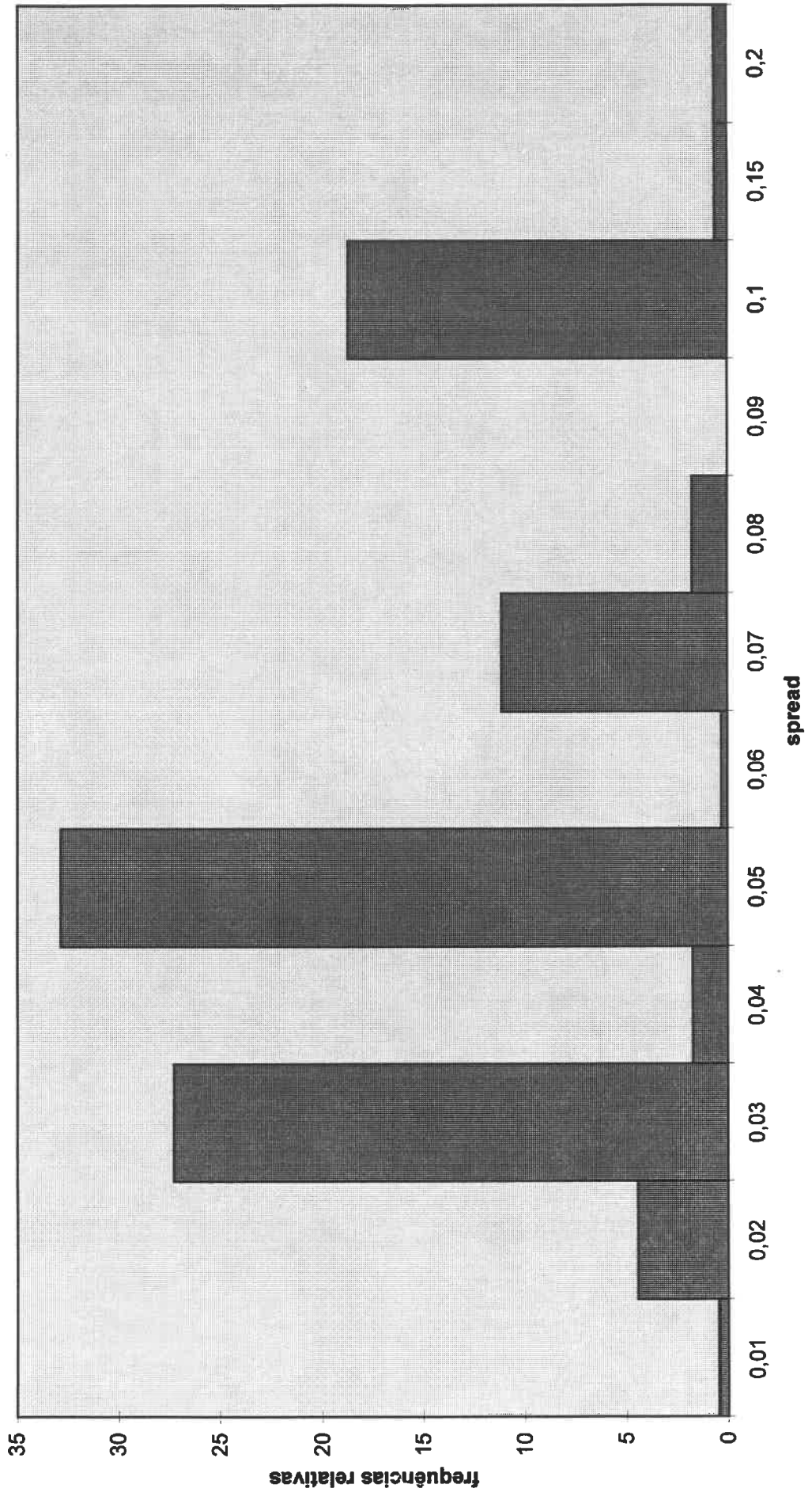
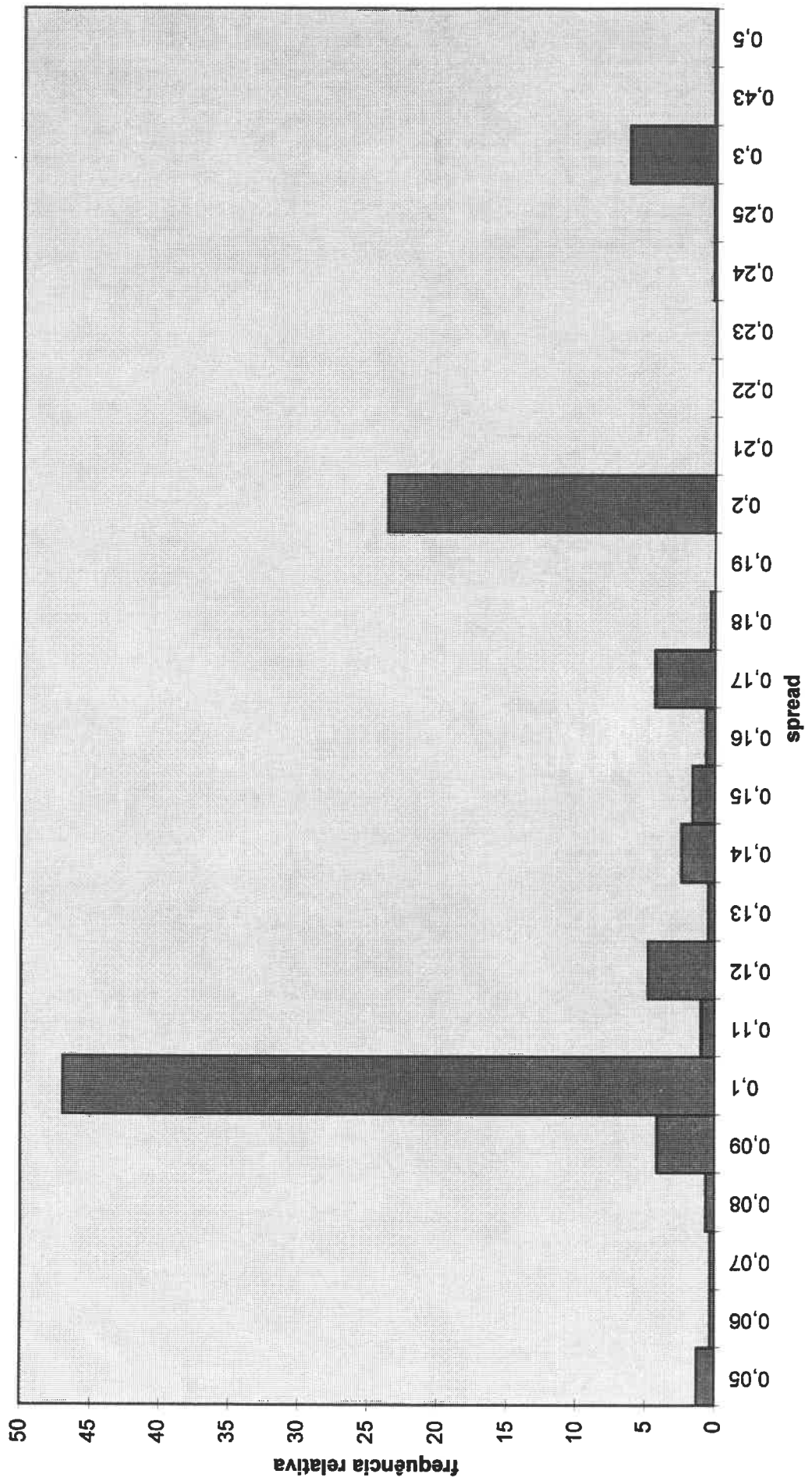


Gráfico 4

Histograma do spread do dólar-escudo



necessariamente menos do que se o contrato pudesse assumir um contínuo de valores. Assim, a brevidade da negociação é também acrescida.

Podemos ainda acrescentar a maior facilidade de raciocínio que o uso de valores simples, com poucas casas decimais e em número reduzido proporciona e a menor probabilidade de erro nas decisões, sobretudo num mercado como o de câmbios, em que a alteração das cotações pode ser rápida e o aproveitamento de oportunidades de lucro pode depender de segundos.

Uma justificação para a concentração de preços e cotações explica apenas em parte o fenómeno de concentração de valores no *spread*. Com efeito, não se detecta nas cotações de compra e de venda no mercado cambial uma tão forte concentração num muito reduzido número de valores como no caso do *spread*. As explicações avançadas para a concentração de preços e cotações podem, no entanto, ser aplicadas e até com maior vigor ao *spread*, face ao comportamento dos *dealers* que, buscando o lucro, decidem sempre o preço de venda em conjunto com o preço de compra, vendendo a um determinado preço em função do preço a que compraram ou a que esperam poder comprar de seguida e comprando a um preço determinado em função do preço a que venderam ou esperam conseguir vender.

A outra linha de argumentação tem a ver com o aumento do lucro permitido pelo uso de um conjunto limitado de valores para o *spread*. É interessante o argumento de Grossman e Miller (1988) de que a existência de *tick* mínimo impõe um limite inferior ao *spread* e, conseqüentemente, um lucro mínimo, evitando um resultado de concorrência total de preços que tende a fazer desaparecer o *spread*. Este argumento pode estender-se à concentração de *spreads* em determinados valores, justificando-a como sendo do interesse dos *dealers* por forma a conseguirem maior lucro se o *spread* adoptado for sempre superior ou igual ao que resultaria se não existisse concentração. Neste contexto, haveria um nível óptimo de concentração: o que permitisse o máximo de lucros aos *dealers*, tendo em atenção o desincentivo de transacções que maiores *spreads* podem provocar. Esta ideia foi desenvolvida por Christie e Schultz (1994) para justificar a concentração de cotações no mercado Nasdaq para além da que é justificada pela existência de *tick* mínimo conhecida habitualmente pelo 'problema da evitação dos oitavos ímpares'. Eles consideram que tal se deve a conluio implícito entre os *market-makers*, isto é, quem fixa os preços.

Tanto Biais et al. (1996), como Dutta e Madhavan (1997) utilizam teoria dos jogos para mostrar que pode ser uma estratégia de equilíbrio num jogo não cooperativo um comportamento de conluio implícito com o fim de obter *spreads* acima do nível concorrencial. Isto justifica economicamente o comportamento de conluio implícito e também a concentração de *spreads* se se confirmar que conduz a maiores *spreads* em média.

Um factor capaz de influenciar o grau de concentração das cotações é a incerteza quanto ao conhecimento do valor subjacente do activo. Quanto mais conhecido é esse valor, menor deve ser a concentração das cotações, uma vez que maior deve ser também a precisão com que são fixadas. A influência pode estender-se ao *spread*, na medida em que quanto menos valores puderem assumir os preços de compra e de venda, também menos valores pode assumir o *spread*. Em sentido inverso, podemos igualmente observar que quanto maior for a concentração de cotações e *spreads* em determinados valores, menor é o conteúdo informativo dos preços, ou seja, menor é a eficiência do sistema de preços. Chordia e Froeb (1994) sublinham a dificuldade que a concentração cria na inferência acerca dos efeitos de certos acontecimentos na valorização do activo.

A nosso ver, a associação entre uma maior concentração de *spreads* e uma maior incerteza quanto ao conhecimento do valor subjacente do activo é uma hipótese particularmente convincente, pois permite ao *dealer* reduzir a probabilidade de incorrer em selecção adversa, uma vez que o investidor dotado de informação superior tem maior dificuldade em a explorar.

3 A tendência do *spread*

Para compreendermos a razão da evolução detectada nos *spreads* do marco-escudo e do dólar-escudo, convém conhecer as explicações avançadas para a existência de *spread*.

3.1 As explicações para a existência de *spread*

Várias são as justificações para a existência de dois preços de transacção para um mesmo activo, isto é, um preço de venda e um preço de compra. As justificações que se encontram na literatura para os mercados financeiros em geral adequam-se perfeitamente ao mercado de câmbios, embora a sua importância relativa possa ser diferente.³ A maioria dos autores que têm como objectivo avaliar a importância relativa das várias componentes do *spread* identifica três componentes: os custos de gestão de inventários, os custos de processamento de ordens e o risco de selecção adversa. Todavia, é possível extrair da literatura factores explicativos adicionais, como sejam o poder de mercado e, de certa forma, o mecanismo de transacção.

Os custos de gestão de inventários são apresentados como justificação para a existência de uma diferença entre o preço de compra e de venda por diversos autores. Para um *dealer* tomado isoladamente, o *spread* é a remuneração dos seus serviços de intermediação, dos seus serviços de oferta de imediaticidade. Num mercado que labora em contínuo, pode suceder que em cada momento não existam ordens suficientes de um lado ou do outro do mercado. O *dealer* cobra um preço por assumir imediatamente um dos lados do mercado, isto é, vende por um preço mais elevado do que compra. Esta justificação encontra-se já presente em Demsetz (1968) e é formalizada em Garman (1976). Neste caso, o custo de detenção de inventários consiste no risco de ruína em que um *dealer* incorre, isto é, no caso do mercado de câmbios, o risco de ficar apenas com moeda nacional, sem moeda estrangeira para vender ou de ficar sem moeda nacional com que possa comprar moeda estrangeira. Este risco de desaparecimento das condições para continuar a transaccionar surge como resultado da incerteza quanto à chegada de ordens de compra e de ordens de venda. A fixação de um preço de venda superior ao preço de compra reduz a probabilidade de ruína.

No seguimento do modelo de Garman (1976), surge o modelo de Amihud e Mendelson (1980) que mostra que o *dealer* possui um nível de inventário preferido, ao qual procura voltar, fixando os preços de compra e de venda com esse intuito. Esse custo de afastamento do nível óptimo de inventário pode dar origem a um *spread* não nulo mesmo em concorrência, se o *dealer* for avesso ao risco, como demonstra Stoll (1978).

³ Existe já um considerável número de estudos cujo objectivo é determinar a importância relativa das diversas razões para a formação de um *spread*, embora a maioria se debruce sobre o mercado de acções. Alguns dos estudos mais recentes aplicados ao mercado cambial são Yao (1997) e Lyons (1995).

Em Ho e Stoll (1979) só a posição do *spread* e não a sua dimensão depende do nível de inventário.

O modelo de Amihud e Mendelson (1980) mostra ainda que, mesmo sem admitir a probabilidade de ruína, o *spread* surge da maximização do lucro por um número limitado de participantes no mercado que detêm inventários de um activo financeiro e que estão permanentemente dispostos a vendê-lo e a comprá-lo. Em concorrência seria nulo. Biais (1993), no contexto de um mercado fragmentado, demonstra que o *spread* de cada *dealer* diminui com o número de *dealers*, ou seja, o *spread* resulta do poder de mercado.

Os custos de processamento das ordens como base para a existência de *spreads* não são tratados uniformemente por todos os autores. Alguns não distinguem explicitamente o factor de custos de processamento das ordens do factor de custos de gestão de inventário. Outros, tal como Stoll (1989), Flood (1991) e Proudman (1995), associam-nos ao artigo de Demsetz (1968). Flood e Proudman utilizam outro nome: o primeiro refere os 'custos do serviço de um *dealer*', o segundo apela-os de 'custos de transacção'. Apesar de o artigo de Demsetz se intitular 'Custos de transacção', estes não constituem motivo para existência de *spread*; o *spread* é que é, ele mesmo, um custo de transacção. Já a expressão 'custos do serviço de um *dealer*' traduz correctamente a ideia que Demsetz apresenta para justificar a existência de *spreads*. Contudo, a nosso ver, os custos de se estar pronto a transaccionar a determinados preços enquadram-se perfeitamente no factor explicativo de custos de gestão de inventário. Assim, não seria justificado distinguir explicitamente o factor de custo de processamento das ordens.

Huang e Stoll (1997) incluem adequadamente o referido artigo de Demsetz no conjunto dos que evidenciam os custos de gestão de inventários como base para a formação de um *spread*. No entanto, assumem a existência de um factor de custos de processamento das ordens que se identifica com os custos de equipamento e de trabalho. Não apresentam qualquer base teórica. Quer-nos parecer que estes custos de processamento de ordens podem ter importância para a explicação dos preços, mas não é claro que constituam razão para o surgimento de um *spread*. Esses custos existem e com maior importância nos mercados de produto, onde o preço de compra é igual ao preço de venda.

O mecanismo de transacção determina o *spread* na medida em que este resulta da necessidade de remunerar alguém que permita que o mercado labore em contínuo. Um mercado periódico não dá origem à formação de *spread*.⁴

Com um carácter totalmente distinto, surgem as justificações de existência de *spread* com base em informação. O *spread* surge como compensação pela possibilidade de selecção adversa, isto é, pela possibilidade de o *dealer* transaccionar com alguém que possua informação superior à dele quanto ao 'verdadeiro valor' do activo. Sempre que um *dealer* transacciona com tal investidor perde, uma vez que um investidor que transacciona com base em informação superior só transacciona se o preço lhe convier. O *dealer* não distingue, à partida, o tipo de investidor com que está a transaccionar. O *spread* é o que vai permitir que o que perde com os investidores mais informados seja compensado pelo que ganha, em média, com os investidores não informados. À medida que o *dealer* vai retirando informação do fluxo de ordens que lhe chega, o *spread* pode ir-se reduzindo.

Esta linha de explicação do *spread* tem a sua origem em Bagehot (1971) e inclui textos fundamentais como os de Copeland e Galai (1983) e Glosten e Milgrom (1985).

O *spread* interpretado como o preço de uma opção pode ser encontrado tanto em Copeland e Galai (1983) como em Wei (1994). O *dealer* que apresenta ao mercado um determinado preço de compra está a oferecer ao mercado uma opção de venda a esse preço e o *dealer* que apresenta ao mercado um determinado preço de venda está a oferecer ao mercado uma opção de compra a esse preço. O *spread* é, pois, a combinação de uma opção de compra e de uma opção de venda. Quem procura imediatez pode exercer a opção. Como os valores das opções aumentam com o risco de variação do preço, pode concluir-se que o *spread* também varia com factores como a volatilidade dos preços.

Bollerslev e Melvin (1994) criam pela primeira vez um modelo que relaciona explicitamente a dimensão do *spread* com a volatilidade da taxa de câmbio, fazendo aparecer, num modelo de selecção adversa tipo Glosten e Milgrom (1985), o *spread* a depender da variância da variação da taxa de câmbio.

Tendo em consideração os factores determinantes do *spread* atrás expostos, podemos avançar uma explicação para a tendência decrescente que se verifica no *spread*

⁴ Para um estudo sobre os efeitos dos mecanismos de transacção nos processos de formação de preços, nomeadamente no *spread*, ver Madhavan (1992) e Perraudin e Vitale (1996).

do marco-escudo. Esta explicação prende-se com a anunciada constituição de uma moeda única europeia, da qual farão parte tanto o escudo como o marco alemão.

No dia 1 de Janeiro de 1999 desaparecerá a distinção entre o escudo português e o marco alemão. Naturalmente, desaparecerá do mesmo modo a respectiva taxa de câmbio. No dia 31 de Dezembro de 1998 quais serão as razões válidas para a existência de *spread* entre as duas moedas?

Nesta situação o risco de ruína é total, se considerarmos como ruína a impossibilidade de continuar a transaccionar. Contudo, a ruína surge exogenamente, independentemente do fluxo de ordens que se verificar, uma vez que no dia seguinte deixarão de existir duas moedas distintas que possam ser transaccionadas. Não é a fixação de um *spread* que pode alterar a situação.

A existência de um inventário desejado, do qual o *dealer* tem de se afastar para assumir posições em marcos ou em escudos, deixa igualmente de ser relevante. As taxas de juro dos dois países são já semelhantes, portanto, a única razão para não ser já indiferente possuir marcos ou escudos é a possibilidade de ocorrência de um realinhamento de última hora, beneficiando os detentores de uma das moedas.

O *spread* motivado pelo problema de selecção adversa também tende a dissipar-se. *A priori*, é conhecido o valor relativo das moedas em 1 de Janeiro de 1999. Por conseguinte, o único tipo de informação privada passível de gerar perda para o *dealer* seria o respeitante a um realinhamento de última hora.

Assim, a existência de *spread* em 31 de Dezembro de 1998 terá apenas como componentes a respeitante ao poder de mercado dos *dealers* e a que resulta da probabilidade atribuída a um realinhamento de última hora. Dado que o mercado cambial, com elevado número de *dealers* e liberdade de entrada e saída do mercado, não permite elevadas margens resultantes do poder de mercado, admitindo credibilidade do carácter definitivo das paridades actuais, o *spread* deve ser francamente reduzido, praticamente nulo, na véspera da instauração da moeda única. Porém, se assim é no dia 31 de Dezembro, as razões quase não se alteram no dia 30. Apenas o risco de ruína pode ter um pouco mais de importância. Contudo, na prática, este risco é muito diminuído com a existência do mercado interbancário. O raciocínio é passível de ser continuado, recuando um dia de cada vez. Desta forma, obtemos uma situação em que o *spread* do marco-escudo deve ser actualmente já bastante reduzido e tender para zero à medida que se aproxima o final de 1998.

Tal como o diferencial de taxas de juro é um indicador de credibilidade de uma banda cambial,⁵ o *spread* entre preço de compra e de venda do marco relativamente ao escudo é, já nesta fase, e progressivamente mais, um indicador da credibilidade na manutenção da actual paridade no momento da conversão final.

A tendência decrescente do *spread* do marco-escudo, que se constata através do Gráfico 1, é deste modo explicada pela expectativa da introdução de uma moeda única.

A evolução do *spread* do dólar-escudo reforça a explicação encontrada para a redução do *spread* do marco-escudo. Por um lado, verifica-se que a tendência de redução do *spread* não é uma tendência universal, ditada por qualquer aumento de eficiência. Por outro lado, o próprio aumento do *spread* do dólar-escudo pode ter subjacente um acrescido efeito de selecção adversa causado pela maior incerteza relativamente ao valor futuro do dólar face à moeda europeia. Neste caso, deve verificar-se um alargamento do *spread* do dólar em relação a todas as moedas que farão parte da moeda única.

Uma variável cuja influência sobre o *spread* é justificável tanto pelos modelos de gestão de inventário, como pelos modelos de selecção adversa é a volatilidade da taxa de câmbio. Uma maior volatilidade aumenta os custos de detenção de inventário, nomeadamente o risco associado a variações na valorização do inventário, motivando, pois, um maior *spread* como forma de o *dealer* ser compensado por esses custos. Por outro lado, a volatilidade das taxas de câmbio é, por vezes, vista também como sintoma da chegada de informação.⁶ Existindo menos informação passível de alterar as convicções dos agentes económicos quanto à valorização das moedas, existe igualmente menor risco de selecção adversa, o que conduzirá a um menor *spread*.

Assim, é de esperar uma forte associação entre o *spread* e a volatilidade e que também a volatilidade apresente uma evolução diferente para as duas taxas de câmbio em estudo.

3.2 A volatilidade das taxas de câmbio

⁵ Ver, por exemplo, a obra de Lars Svensson, nomeadamente, Svensson, L., 1991, The simplest test of target zone credibility, CEPR DP no.493

⁶ Ver, por exemplo, Jones, Kaul e Lipson (1994).

O conceito de volatilidade prende-se com a incerteza na evolução de uma variável. Habitualmente, é traduzida pela variabilidade das variações dessa variável e medida através dos momentos de segunda ordem de uma série temporal de dados. Contudo, nalguns casos, como seja o das taxas de câmbio, discute-se qual a distribuição adequada e coloca-se a hipótese de não existirem segundos momentos. Assim, autores como Glassman (1987) e Müller et al. (1990) entendem ser mais correcto usar a média das variações da taxa de câmbio em valor absoluto.

Uma forma de obter uma estimativa da variância das variações da taxa de câmbio seria calcular as variâncias amostrais a partir de observações de frequência mais elevada, por exemplo, obtendo variâncias mensais a partir de dados diários. Todavia, esta técnica é ineficiente se a variância não for realmente constante ao longo do mês (no contexto do exemplo usado). Para lidar com o problema das variâncias condicionais variáveis usam-se frequentemente modelos não-lineares da família ARCH.

Alternativamente, o uso de *highs* e *lows* - isto é, do preço de venda mais elevado e do preço de compra mais baixo registados durante um período - surge como bastante sugestivo na caracterização de volatilidade se se pretender traduzir o nível de discordância quanto à valorização do activo. Parkinson (1980) mostrou que é mais eficiente um estimador baseado em dados *high* e *low* do que um estimador convencional que calcule a variância amostral com base em observações de fim de período.⁷ A sua demonstração pressupõe que a variável cuja variância se quer calcular segue um passeio aleatório. Bollerslev, Engle e Nelson (1994) referem a dificuldade em estender o uso de *highs* e *lows* a modelos com volatilidade estocástica. Um ponto fraco do uso de dados *high* e *low* é a sua maior susceptibilidade em captar *outliers*.

A volatilidade implícita no preço das opções é também uma medida frequentemente utilizada e que capta a expectativa do mercado. Cho e Frees (1988) atribuem a Latane e Rendleman (1976) a introdução deste estimador de volatilidade.

As opções de moedas possuem um preço de mercado. De acordo com um modelo tipo Black-Scholes, o preço de mercado resulta de quatro elementos: o tempo que falta até à maturidade do contrato, a taxa de câmbio corrente, as taxas de juro envolvidas e a volatilidade esperada para o período da opção. Como, destes elementos, o único

⁷ Garman e Klass (1980) e Beckers (1983) desenvolvem estimadores que procuram aumentar a eficiência do introduzido por Parkinson (1980).

desconhecido é a volatilidade esperada, uma vez conhecido o preço de mercado, é possível estimar a volatilidade implícita.

Os dados de que dispomos para a volatilidade implícita são de opções de venda de marcos e de dólares transaccionadas pelo BPA. Genericamente, em todos os dias feriados portugueses não existe cálculo desta volatilidade. Dados para estes dias e mais alguns para os quais também faltam observações são obtidos por interpolação, efectuando a média da observação disponível imediatamente anterior e da observação disponível imediatamente posterior.

Zhou (1996) propõe uma medida da volatilidade para dados de elevada frequência, capaz de se adaptar ao maior ruído que este tipo de dados apresenta. Esse estimador é $\hat{\sigma}_U^2 = \sum_{i=1}^n (X_i^2 + X_i X_{i-1} + X_{i+1} X_i)$, onde i é o intervalo a que se refere a observação (por ex. 1 dia), n é o número de observações desse intervalo e $X_i = S(t_i) - S(t_{i-1})$. $S(t)$ é o logaritmo da taxa de câmbio.

Em Albuquerque (1998) testam-se como variáveis explicativas do *spread* as várias definições de volatilidade. Aqui, utilizaremos apenas aquela que evidenciou alguma superioridade em relação às outras: a volatilidade implícita. Dado que a tendência de evolução do *spread* é dominada pelo acontecimento futuro de introdução de uma moeda única europeia, é natural que uma medida de volatilidade que incorpora assumidamente as expectativas do mercado para um período futuro seja mais adequada ao problema em estudo.

3.3. A relação entre o *spread* e a volatilidade

Como vimos inicialmente, uma possível relação entre o *spread* e a volatilidade das taxas de câmbio encontra justificação na teoria que explica o *spread* através dos custos de detenção de inventário - onde a volatilidade funciona como *proxy* para o risco associado a variações na valorização do inventário - e na teoria que equipara o *spread* à combinação de uma opção de compra com uma de venda.

Encontram-se já alguns artigos que procuram testar empiricamente a validade desta relação, para outras taxas de câmbio: Bollerslev e Melvin (1994), Goodhart e Payne (1996), Wei (1994), Jorion (1996) e Bessembinder (1994).

Algumas questões práticas se colocam. O *spread* de um determinado período deve relacionar-se com a volatilidade de que período? Deve usar-se o *spread* em termos absolutos ou em termos percentuais?

O *spread* é estabelecido em função da volatilidade antecipada/apercebida por quem fixa os preços. Podemos admitir que aquando da determinação do *spread* que vai vigorar no momento t , a volatilidade do momento $t-1$ é a volatilidade apercebida. Podemos alternativamente entender que no mercado cambial um dia é um período demasiado longo e que é mais realista, utilizando dados diários, assumir que o banco antecipa correctamente a volatilidade para o próprio dia. Quem usa a volatilidade implícita no preço das opções pode tomá-la já como a volatilidade antecipada no período em que é empregue.

Glassman (1987) afirma que não é claro se se deve usar o *spread* em termos absolutos ou em termos percentuais. Acaba por optar pelo *spread* em proporção da taxa de câmbio média. A mesma opção fazem McInish e Wood (1992), Melvin e Tan (1996) e Wei (1994).⁸ Por seu turno, as análises de Bossaerts e Hillion (1991), de Bollerslev e Melvin (1994) e de Goodhart e Payne (1996) têm por base *spreads* em termos absolutos. Bessembinder (1994) efectua os cálculos com um e outro tipo de *spread* por forma a testar a robustez dos seus resultados. As conclusões a que chegamos são as mesmas usando um e outro tipo de *spread*, pelo que apresentamos apenas os resultados para o *spread* em termos absolutos.

A decisão seguinte tem a ver com a forma como o *spread* se relaciona com a volatilidade. O facto de o *spread* assumir apenas um número reduzido de valores, tal como foi visto no ponto 2., possui implicações ao nível da estimação. Modelos com espaços de estado contínuos são pouco apropriados.

Vários artigos se encontram cuja preocupação é a forma de lidar com o carácter discreto da variável a explicar. As formas encontradas passam sempre por considerar que existe um valor que a variável assumiria se possuísse um carácter contínuo e um valor que é observável. Eles não são necessariamente iguais, mas há alguma correspondência entre os dois.

⁸ Wei (1994) utiliza o *spread* como percentagem do preço de venda, mas afirma que as suas conclusões não sofrem qualquer alteração se se usar o *spread* como percentagem da taxa de câmbio média.

Gottlieb e Kalay (1985), assim como Harris (1990), assumem que os valores observados resultam do arredondamento dos valores ‘verdadeiros’/subjacentes para o valor mais próximo, do conjunto dos valores observáveis. Alternativamente, o arredondamento pode ser feito sistematicamente para baixo ou para cima. Dravid (1991) e Hasbrouck (1998), por exemplo, utilizam um arredondamento de preços assimétrico: o preço de compra é arredondado sempre para baixo, enquanto o preço de venda é arredondado sempre para cima. Cho e Frees (1988) assumem que quando o valor ‘verdadeiro’ ultrapassa um patamar, o valor observável passa a ser o desse patamar, até atingir um novo patamar. Todos os modelos referidos têm em comum um processo contínuo para o valor subjacente da variável do tipo movimento Browniano.

Por forma a evitar a hipótese de movimento Browniano para o valor que a variável a explicar assumiria se possuísse um carácter contínuo e com vista a incorporar a influência de outras variáveis no comportamento da variável a explicar, Hausman, Lo e MacKinlay (1992) adoptam o probit ordenado como meio de tratar uma variável discreta. Bollerslev e Melvin (1994), no único modelo que trata explicitamente o problema da concentração dos valores assumidos pelo *spread* cambial, adoptam igualmente o probit ordenado.⁹

3.3.1 A modelização do *spread* do marco-escudo

3.3.1.1 A modelização com base no total da amostra

Dada a distribuição do *spread* do marco-escudo pelos valores que assume, apresentada no ponto 2., entendemos que era importante destacar três valores: 0,03 , 0,05 e 0,1. Estes valores funcionam como limites da banda nalgum momento. Criam-se assim categorias específicas para cada um deles. As restantes categorias podem abarcar mais que um valor. As categorias para o *spread* observado, s_k , e correspondentes intervalos para o *spread* não observado, s_k^* , são definidos do seguinte modo:

$$s_k < 0,03 \quad \text{se} \quad s_k^* \leq 0$$

⁹ Para uma introdução ao probit ordenado, ver Greene (1997), para além de Hausman, Lo e MacKinlay (1992) e de Bollerslev e Melvin (1994).

$s_k = 0,03$	se	$0 < s_k^* \leq u_1$
$0,03 < s_k < 0,05$	se	$u_1 < s_k^* \leq u_2$
$s_k = 0,05$	se	$u_2 < s_k^* \leq u_3$
$0,05 < s_k < 0,1$	se	$u_3 < s_k^* \leq u_4$
$s_k = 0,1$	se	$u_4 < s_k^* \leq u_5$
$s_k > 0,1$	se	$s_k^* > u_5$

O número de observações que cai em cada uma das categorias é, respectivamente: 31, 171, 11, 208, 83, 118 e 8.

Procura-se relacionar o *spread* do marco-escudo com a volatilidade. Incluem-se ainda o *spread* do dia anterior, para contemplar efeitos de correlação temporal, e o *spread* do dólar-escudo - *sprdol* -, dada a evolução quase inversa da do marco-escudo que aparenta. A variável não observada é, então, escrita como função destas variáveis.

$$s_k^* = b_0 + b_3 * vimpl_k + b_4 * spread_{k-1} + b_5 * sprdol_k + \varepsilon_k ,$$

ε_k tem distribuição Normal com média nula.

Construídas e maximizadas as funções de log-verosimilhança, obtêm-se os estimadores que se encontram no Quadro III.

Como se pode constatar, a volatilidade apresenta elevado poder explicativo do *spread* do marco-escudo. O contrário sucede com o *spread* do dólar-escudo, embora o parâmetro associado surja com o sinal esperado. Um teste de rácio de verosimilhanças não permite rejeitar a hipótese nula de $b_5=0$. Reestimando o modelo após a extracção de $b_5 * sprdol$, os parâmetros das restantes variáveis assumem valores muito próximos dos do Quadro III.

Os limites dos intervalos em que se particiona o espaço de estados são estimados com elevada precisão.

Podemos verificar que os modelos, em média, captam de forma bastante aceitável as características dos dados. Com base nas médias das variáveis explicativas, apresentadas no Quadro IV, podemos obter as probabilidades de s_k assumir valor inferior a 0,03, igual a 0,03, entre 0,03 e 0,05, igual a 0,05, entre 0,05 e 0,1, igual a 0,1 e

superior a 0,1. Essas probabilidades são confrontadas com as proporções de dados da amostra a cair em cada uma das categorias no Quadro V.

O diagnóstico de um modelo como o probit ordenado envolve algumas especificidades, já que os resíduos, habitualmente analisados para aferir da qualidade do ajustamento, não são calculáveis directamente. O modelo estimado deveria ser comparado com o s_k^* , mas como se trata de uma variável não observável, tal não é possível. Assim, o que, por exemplo Hausman et al. (1992) fazem é calcular os resíduos generalizados de Gouieroux, Monfort e Trognon.

Sendo $s_k^* = X_k' \cdot \beta + \varepsilon_k$, os resíduos generalizados, $\hat{\varepsilon}_k$, são dados por:

$$\hat{\varepsilon}_k = \frac{\phi(c_1) - \phi(c_2)}{\Phi(c_2) - \Phi(c_1)}$$

$\phi(\cdot)$ é a função de densidade normal standardizada.

$\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição normal standardizada.

$$c_1 = (\hat{u}_{j-1} - X_k' \cdot \hat{\beta})$$

$$c_2 = (\hat{u}_j - X_k' \cdot \hat{\beta})$$

\hat{u}_{j-1} e \hat{u}_j são os limites do intervalo do *spread* não observado correspondentes ao valor observado para o *spread*.

Com base nos resíduos generalizados, é possível então testar a existência de autocorrelação devida, por exemplo, à omissão de defasamentos da variável endógena. Para tal, calcula-se a estatística *score* a qual testa a hipótese nula de inexistência de autocorrelação. Para testar a inexistência de autocorrelação provocada pela omissão de s_{k-i}^* , a estatística a calcular é:

$$\zeta_i = \left(\sum_{k=i+1}^n \hat{s}_{k-i} \cdot \hat{\varepsilon}_k \right)^2 / \sum_{k=i+1}^n \hat{s}_{k-i}^2 \cdot \hat{\varepsilon}_k^2, \text{ onde}$$

$$\hat{s}_k = X_k' \cdot \hat{\beta} + \hat{\varepsilon}_k.$$

Verificando-se a hipótese nula, a estatística tem distribuição χ_1^2 .

As estatísticas *score* referentes ao modelo do Quadro III evidenciam inexistência de autocorrelação avaliada ao nível dos defasamentos considerados.

Contrariamente ao que se passa com a regressão linear comumente usada, os parâmetros estimados por um probit ordenado não são directamente interpretáveis como os efeitos marginais das variáveis explicativas. Para analisar os efeitos de uma variação nas variáveis explicativas há que efectuar alguns cálculos.

A derivada da probabilidade de o *spread* observado ser menor que 0,03 , em ordem a *vimpl* é dada por zero menos a função de densidade normal estandardizada, avaliada no ponto $-1,836623^{10}$, ou seja, aproximadamente 0,0739 multiplicada pela estimativa do parâmetro, neste caso 0,48136. A derivada assume o valor -0,0356.

A derivada da probabilidade de o *spread* observado ser igual a 0,03 , em ordem a *vimpl* é dada pela função de densidade normal estandardizada, avaliada em $-1,836623$ menos a função de densidade normal estandardizada, avaliada em $1,3137 - 1,836623 = -0,52292$. A derivada assume o valor -0,2741

Raciocínios semelhantes conduzem-nos ao Quadro VI de probabilidades. A leitura faz-se encontrando, para cada célula do centro do quadro, as células da primeira coluna e da primeira linha que lhe correspondem. A célula do centro representa a derivada do que se encontra na primeira coluna, relativamente ao que se encontra na primeira linha.

Pelo facto de a soma das probabilidades de o *spread* assumir um dos valores possíveis ser obrigatoriamente igual a um, os efeitos marginais devem somar zero.

Por forma a facilitar a interpretação dos resultados, o Quadro VII apresenta o efeito do aumento de cada uma das variáveis explicativas em um desvio padrão sobre a probabilidade de o *spread* observado cair em cada uma das categorias.

Verificamos que o aumento da volatilidade conduz a uma redução da probabilidade de o *spread* assumir valores inferiores a 0,05 e a um aumento da probabilidade de o *spread* assumir valores superiores ou iguais a 0,05. Note-se que a alteração da probabilidade de assumir o valor 0,05 é muito reduzida. Consistentemente com a concentração de valores detectada no *spread*, um aumento da volatilidade faz aumentar sobretudo a probabilidade de o *spread* ser 0,1 e faz diminuir sobretudo a probabilidade de o *spread* ser 0,03. Uma vez que 0,05 funciona como limite inferior da banda durante parte do período e como limite superior durante outra parte, é natural que,

tomando em conta o comportamento do conjunto do período, um aumento da volatilidade, provocando genericamente um aumento do *spread*, não modifique claramente a probabilidade de surgir um *spread* igual a 0,05. Resultados diferentes vamos encontrar mais abaixo, quando tomarmos em conta apenas o último período da banda.

Observa-se uma elevada dependência temporal no comportamento do *spread* do marco-escudo. Quanto mais elevado tiver sido o *spread* no dia anterior, maior a probabilidade de o *spread* assumir um valor elevado. Concretamente, um *spread* do dia anterior superior em um desvio padrão, gera uma probabilidade maior em 0,074 de o *spread* corrente assumir o valor 0,1 e uma probabilidade menor em 0,085 de o *spread* corrente assumir o valor 0,03.

Das variáveis consideradas, a única cujo aumento provoca uma descida na probabilidade de o *spread* do marco-escudo assumir um valor mais alto é o *spread* do dólar-escudo. O facto de a relação ser estatisticamente pouco significativa reflecte-se no menor efeito da variação do *spread* do dólar-escudo em um desvio padrão sobre o *spread* do marco-escudo.

3.3.1.2 A modelização com base na última fase da amostra

Com base no Gráfico 1, podemos admitir que o comportamento do *spread* do marco-escudo durante o período em análise apresenta três fases distintas. Se o estudo do efeito marginal de uma das variáveis explicativas tiver por objectivo informar sobre a sua influência actual no *spread*, então é mais indicado estimar um modelo com base na fase de comportamento em que consideramos que o *spread* do marco-escudo se encontra.

Dado que a última fase apresenta poucos *spreads* de 0,1, consideram-se apenas cinco categorias, incluindo na mesma todos os valores de s_k superiores a 0,05.

O número de observações que cai em cada uma das categorias é, respectivamente: 21, 116, 7, 75 e 15.

Estimando o modelo em que as variáveis explicativas são *vimpl*, *spread₁* e *sprdol*, verificam-se algumas alterações. As principais são a perda de importância do

¹⁰ Este ponto é obtido como resultado de $-(-0,19352 + 0,48136 * 3,08262 +$

spread do dia anterior e o aumento da importância do *spread* do dólar-escudo para a explicação da posição corrente do *spread* do marco-escudo. Adicionalmente, o parâmetro associado ao *spread* do dólar-escudo surge com sinal positivo. Tal era já esperado, uma vez que a relação inversa entre o *spread* do dólar-escudo e o do marco-escudo, referida atrás, se prende com a evolução ao longo das fases, num caso no sentido do alargamento e no outro no sentido do estreitamento. Ora, tendo em conta apenas uma fase, não era de esperar que essa evolução inversa se revelasse. Neste caso, os *spreads* de ambas as taxas de câmbio revelam evoluções correlacionadas.

Um teste rácio de verosimilhanças testando a hipótese nula de o parâmetro associado a s_{k-1} ser nulo dá um valor de 0, o que conduz à aceitação inequívoca da hipótese nula. Em face destes resultados, o modelo a ser considerado não inclui o *spread* desfasado como variável explicativa. Assim, temos no Quadro VIII:

$$s_k^* = b_0 + b_3 * vimpl_k + b_5 * sprdol_k + \epsilon_k$$

Os limites dos intervalos em que se particiona o espaço de estados continuam a ser estimados com elevada precisão.

As estatísticas *score* mostram inexistência de autocorrelação nos desfasamentos considerados.

De novo, há que conhecer as médias das variáveis explicativas para avaliar os efeitos das suas variações.

Podemos verificar que, em média, o modelo traduz correctamente as características dos dados. Usando os valores médios das variáveis explicativas, as probabilidades de s_k assumir valor inferior a 0,03, igual a 0,03, entre 0,03 e 0,05, igual a 0,05 e superior a 0,05 encontram-se no Quadro X. Como se pode verificar, o ajustamento do modelo é muito bom.

O Quadro XI é o correspondente ao Quadro VI relativo ao modelo para a amostra global e cada célula do centro representa a derivada do que se encontra na primeira coluna, relativamente ao que se encontra na primeira linha.

O efeito do aumento de cada uma das variáveis explicativas em um desvio padrão sobre a probabilidade de o *spread* observado cair em cada uma das categorias é apresentado no Quadro XII.

10,6313*0,05654 - 0,380284* 0,144104) .

Como se pode observar, tomando em conta as unidades em que se expressam as variáveis, isto é, analisando o efeito da variação de um desvio padrão, verifica-se que os efeitos marginais da volatilidade e do *spread* do dólar-escudo são próximos, embora o efeito de *vimpl* seja um pouco superior ao de *sprdol*.

Um aumento de *vimpl* em um desvio padrão provoca um aumento de aproximadamente 0,065 na probabilidade de o *spread* observado assumir o valor 0,05 e uma diminuição de aproximadamente 0,057 na probabilidade de o *spread* observado assumir o valor 0,03. Esta situação é bem diferente da que se tinha com o modelo correspondente à totalidade da amostra, em que a probabilidade de o *spread* ser 0,05 quase não se alterava. Sucede o mesmo no que diz respeito às outras variáveis consideradas nos dois modelos.

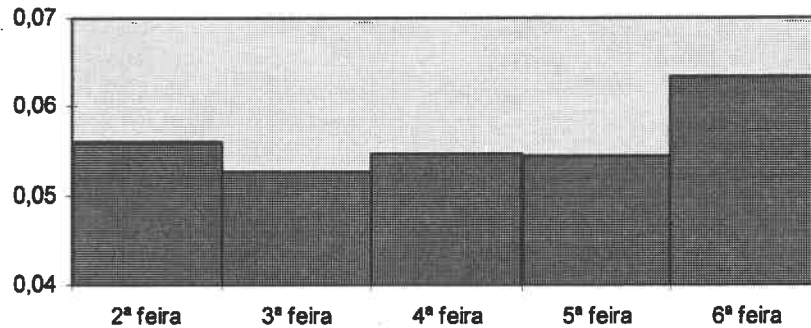
3.3.1.3. Os dias da semana

Alguns dias da semana podem apresentar *spreads* mais elevados que os restantes. É reconhecido na literatura o alargamento do *spread* cambial à Sexta-feira relativamente aos restantes quatro dias da semana. Glassman (1987), Müller et al. (1990), Bossaerts e Hillion (1991), Bessembinder (1994), Jorion (1996), todos o testemunham. Ficar com inventários elevados durante o fim-de-semana representa não só um custo de oportunidade elevado, como um risco elevado de variação do seu valor, dada a reduzida liquidez do mercado.

Graficamente, tomando o *spread* médio por dia da semana, podemos confirmar que a Sexta-feira tende a apresentar *spreads* mais elevados.

Gráfico 5

Spread médio do marco-escudo por dias da semana



O modelo para o período total da amostra contemplando o efeito dia-da-semana encontra-se no Quadro XIII. Inclui quatro *dummies*: para Segunda, Terça, Quarta e Quinta feiras. Na variável Segunda-feira inclui-se não só o dia a seguir ao Domingo, mas também o dia a seguir ao Dia de Natal ou Dia de Ano Novo, os feriados considerados. A variável Sexta-feira inclui igualmente a Véspera de Natal e a Véspera de Ano Novo. O modelo estimado é, então:

$$s_k^* = b_0 + b_3 * vimpl_k + b_4 * spread_{k-1} + b_5 * sprdol_k + \sum_{i=2}^5 b_{i+4} * S_i + \varepsilon_k$$

S_i são as *dummies* para os dias da semana; $i=2$ corresponde a segunda-feira, $i=3$ a terça-feira, etc.

Os resultados da estimação mostram claramente o alargamento do *spread* à Sexta-feira.

Em termos de autocorrelação, não é de rejeitar a hipótese de não autocorrelação com base nos desfasamentos considerados.

Efectuando um teste de rácio de verosimilhanças em que se testa a hipótese de não ser relevante a introdução das *dummies* para os dias da semana, obtém-se o valor 11,394. Dado que tem uma distribuição aproximadamente χ_4^2 , ao nível de 5% de significância, rejeita-se a hipótese nula. Portanto, a consideração do dia da semana a que corresponde cada observação melhora a qualidade do modelo.

A interpretação dos efeitos das *dummies* decorre de forma um pouco diferente da dos efeitos das outras variáveis. Há que comparar as probabilidades obtidas quando a

dummy assume o valor um com as probabilidades obtidas quando a *dummy* assume o valor zero, sendo uma das outras a assumir o valor um.

A leitura que se faz dos Quadros XIV e XV é a de que a probabilidade de o *spread* ser menor ou igual a 0,05 é claramente menor à Sexta-feira do que em qualquer outro dia da semana, enquanto que a probabilidade de ser maior que 0,05 é claramente superior à Sexta-feira. Por exemplo, a probabilidade de o *spread* ser 0,03 é, em média, maior em 0,107 à Terça-feira do que à Sexta-feira. Em contrapartida, a probabilidade de o *spread* ser 0,1 é, em média, maior em 0,088 à Sexta-feira do que à Quinta-feira.

Os outros dias da semana apresentam estruturas de probabilidades quase idênticas. Por exemplo, a maior diferença de probabilidade entre o *spread* de Segunda-feira e o de Quarta-feira é de 0,0056 e diz respeito à probabilidade de *spread*=0,03 , cujo nível é de cerca de 0,3.

3.3.2. A modelização do *spread* do dólar-escudo

3.3.2.1. A modelização com base no total da amostra

Como foi visto no ponto 2, o *spread* do dólar-escudo apresenta três valores que, ao longo do período da amostra, funcionam como limites da banda informal: 0,1 , 0,2 e 0,3. Assim, são esses os valores que destacamos na concepção do probit ordenado. As categorias para o *spread* observado e correspondentes intervalos para o *spread* não observado são definidos do seguinte modo:

$s_k < 0,1$	se $s_k^* \leq 0$
$s_k = 0,1$	se $0 < s_k^* \leq u_1$
$0,1 < s_k < 0,2$	se $u_1 < s_k^* \leq u_2$
$s_k = 0,2$	se $u_2 < s_k^* \leq u_3$
$0,2 < s_k < 0,3$	se $u_3 < s_k^* \leq u_4$
$s_k = 0,3$	se $u_4 < s_k^* \leq u_5$
$s_k > 0,3$	se $s_k^* > u_5$

O número de observações que cai em cada uma das categorias é, respectivamente: 43, 296, 97, 149, 2, 39 e 4.

No modelo explicativo do *spread*, a variável referente ao *spread* do marco-escudo não é incluída, por se ter verificado previamente que o valor-P associado ao respectivo parâmetro era superior a 0,9. Em contrapartida, a inclusão de um segundo desfasamento do *spread* revelou-se necessária. O modelo estimado é:

$$s_k^* = b_0 + b_3 * vimpl_k + b_4 * spread_{k-1} + b_5 * spread_{k-2} + \epsilon_k$$

Construídas e maximizadas as funções de log-verosimilhança, obtêm-se os estimadores que se encontram no Quadro XVI.

O modelo apresenta parâmetros significativos e ausência de autocorrelação a nível dos desfasamentos considerados. A inclusão da estatística score3, que não está presente nos quadros referentes ao marco-escudo, é devida à incorporação do *spread* desfasado dois dias como variável explicativa. Tal incorporação é suficiente para justificar uma estatística score2 reduzida. Há interesse em analisar o que sucede a nível do desfasamento seguinte, já não influenciado pela introdução de uma variável explicativa.

A confrontação entre as probabilidades de o *spread* cair em cada uma das categorias e as proporções dos dados mostra que o modelo é bem sucedido em captar o comportamento, em média, do *spread* do dólar-escudo. Veja-se o Quadro XVIII.

Uma análise semelhante à que foi efectuada para o marco-escudo, revela que um aumento da volatilidade faz diminuir a probabilidade de o *spread* do dólar-escudo ser 0,1 ou inferior e faz aumentar a probabilidade de se situar acima de 0,1, aumentando sobretudo a probabilidade de ser 0,2.

A probabilidade de o *spread* do dólar-escudo se situar em níveis baixos é maior se já se vinha situando nesses níveis e, de igual forma, a probabilidade de se situar em níveis elevados é maior se o *spread* nos dias anteriores já era elevado. Contudo, esta relação não é linear. Por exemplo, um *spread* elevado no dia anterior aumenta a probabilidade de o *spread* corrente ser elevado, isto é, superior a 0,1, mas aumenta mais a probabilidade de ser 0,02 do que 0,03.

O *spread* corrente parece ser ainda mais influenciado pelo *spread* de há dois dias do que pelo *spread* do dia anterior, o que é difícil de explicar.

3.3.2.2. A modelização com base na última fase da amostra

Tal como fizémos com o *spread* do marco-escudo, consideramos que é interessante fazer o estudo do comportamento do dólar-escudo tomando apenas a última fase da amostra, o que corresponde às últimas 262 observações. Contudo, os resultados obtidos revelam que a volatilidade do dólar-escudo, o *spread* do dólar-escudo desfasado e o *spread* do marco-escudo não conseguem explicar de forma inteiramente satisfatória o comportamento do *spread* do dólar-escudo.

É de assinalar o carácter distinto da segunda fase da evolução do *spread* do dólar-escudo. Contrariamente ao que sucede com a primeira fase, o limite superior da banda não se encontra bem definido: oscila entre 0,2 e 0,3. Podemos colocar a hipótese de se tratar de uma fase de transição que conduzirá a uma fase em que o limite superior da banda passará a ser mais claramente 0,3.

O facto de a volatilidade deixar de contribuir significativamente para a explicação do *spread* pode indiciar uma alteração da importância relativa das componentes do *spread*, por exemplo, um aumento da componente devida ao poder de mercado em detrimento das componentes devidas ao efeito de selecção adversa e de gestão de inventário.

3.3.2.3. Os dias da semana

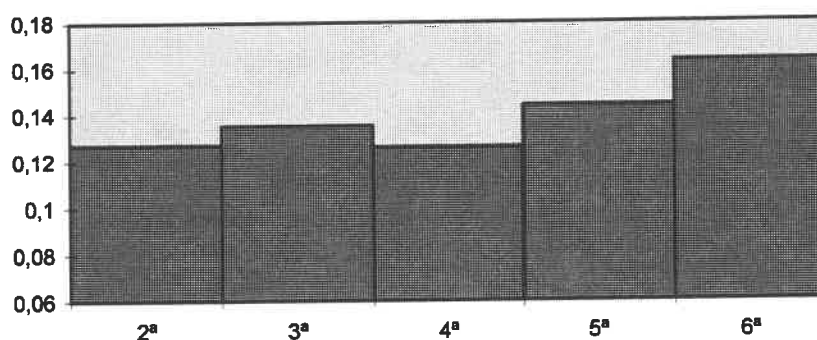
Também no caso do dólar-escudo e mediante uma análise gráfica, podemos constatar que a Sexta-feira possui, em média, *spreads* mais elevados que os restantes dias da semana. A extensão do modelo do Quadro XIII à inclusão de efeito dia-da-semana mostra precisamente esse fenómeno. No Quadro XIX podem observar-se os resultados da estimação de:

$$s_k^* = b_0 + b_3 \cdot \text{vimpl}_k + b_4 \cdot \text{spread}_{k-1} + b_5 \cdot \text{spread}_{k-2} + \sum_{i=2}^5 b_{i+4} \cdot S_i + \varepsilon_k$$

S_i são as *dummies* para os dias da semana; $i=2$ corresponde a Segunda-feira, $i=3$ a Terça-feira, etc.

Gráfico 6

Spread médio do dólar-escudo por dias da semana



Em termos de autocorrelação, não é de rejeitar a hipótese de não autocorrelação com base nos desfasamentos considerados.

Efectuando testes de rácio de verosimilhanças em que se testa a hipótese de não ser relevante a introdução das *dummies* para os dias da semana, obtêm-se os valores de 20,18 , 19,04 e 20,04 , com valores-P de zero, o que traduz claramente a relevância da consideração de dias da semana na concepção destes modelos.

À semelhança do que se fez para o marco-escudo, efectua-se seguidamente a análise dos efeitos das *dummies* para os dias da semana. O Quadro XX é o equivalente para o dólar-escudo, ao Quadro XIV para o marco-escudo.

Como se pode ler no Quadro XXI, a estrutura de probabilidades da Segunda-feira é bastante próxima da de Terça-feira: a maior diferença de probabilidade entre os dois dias é de 0,0096 e diz respeito à categoria de *spreads* iguais a 0,1 , que, como se pode verificar pelo Quadro XX, corresponde a mais de 0,5 dos *spreads* nestes dois dias da semana.

A probabilidade de o *spread* do dólar-escudo ser 0,1 à Sexta-feira é muito inferior à de qualquer dos outros dias da semana. A diferença chega a ser de 0,144, o que sucede comparando com a Quarta-feira. Mesmo à Quinta-feira, o dia com

estrutura de probabilidades mais próxima de Sexta-feira, a diferença ainda é de 0,0437.

A Quarta-feira, por seu turno, é o dia da semana com maior probabilidade de apresentar um *spread* inferior ou igual a 0,1 e com menor probabilidade de apresentar um *spread* maior que 0,1.

Todas estas observações são consistentes com a análise gráfica.

4. Conclusões

O interesse pelo estudo do *spread* surge no contexto da literatura sobre microestrutura de mercados. Várias são as justificações possíveis para o aparecimento de dois preços de equilíbrio para o mesmo activo: o custo de gestão de inventários, a assimetria de informação e o poder de mercado. O mecanismo de transacção determina a possibilidade de existência de dois preços em simultâneo. Quer o custo de gestão de inventários, quer a assimetria de informação permitem esperar uma relação forte entre o nível do *spread* e a volatilidade.

A análise microestrutural, que começou por ser aplicada ao mercado de capitais, estendeu-se ao mercado de câmbios. Contudo, a aparência aproximada de banda que o comportamento do *spread* apresenta tem sido sistematicamente ignorada. Esta aparência fica a dever-se ao carácter discreto do *spread*. A concentração de valores é manifesta: perto de 90% dos *spreads* registados para o marco-escudo apresentam um de quatro valores e mais de 70% dos *spreads* cotados para o dólar-escudo apresentam um de dois valores. O único trabalho que aborda explicitamente este fenómeno, enfrentando o tratamento específico que exige em termos de estimação, deve-se a Bollerslev e Melvin (1994).

Algumas explicações possíveis para a concentração do *spread* num reduzido número de valores são apontadas.

Bollerslev e Melvin (1994) estabelecem uma relação entre o *spread* do dólar-marco e a volatilidade, servindo-se da estimação de um probit ordenado. Outros modos de incorporar a discrição da variável a explicar são possíveis: métodos de arredondamento e de patamar. Contudo, o probit ordenado apresenta maior generalização e flexibilidade, permitindo a análise do efeito de variáveis explicativas, que não surge

nos outros métodos, dada a hipótese utilizada de que a variável a explicar tem por base uma variável implícita que segue um movimento Browniano.

O nosso trabalho teve como objectivo o estudo do comportamento do *spread* no mercado cambial português, prestando atenção às suas características específicas. Testou-se, particularmente, a importância da volatilidade na explicação do *spread*. Para tal fizemos uso do probit ordenado, o qual proporcionou um bom ajustamento.

A relação entre a volatilidade e o *spread* é justificável à luz, quer dos modelos de gestão de inventário, quer dos modelos de informação assimétrica.

Detectou-se uma forte influência da volatilidade sobre o *spread*, medida através de três variáveis: a variância condicional estimada através de um modelo GARCH, o estimador de Parkinson com base nas cotações *high* e *low* e a volatilidade implícita no preço das opções de venda de marcos a 1 mês. Relativamente ao dólar-escudo, nenhuma das medidas de volatilidade foi claramente preferível à outra. Relativamente ao marco-escudo, o modelo com base na volatilidade implícita revelou-se superior.

Verificou-se que a tendência de aumento do *spread* do dólar-escudo não está significativamente correlacionada com a tendência de diminuição do *spread* do marco-escudo.

Uma vez que foram detectadas fases distintas ao longo do período em estudo - três no caso do *spread* do marco-escudo e duas no caso do dólar-escudo -, entendeu-se ser de interesse efectuar também uma análise restringida à última fase, sendo provavelmente a fase ainda em vigor. As principais alterações prenderam-se com a perda de capacidade de captar a evolução do *spread* por parte de alguns estimadores de volatilidade. No caso do marco-escudo, o único que manteve poder explicativo foi o da volatilidade implícita. Quanto ao dólar-escudo, nenhuma medida de volatilidade explicou satisfatoriamente a evolução do *spread*. Passou a verificar-se uma forte associação positiva entre os movimentos do *spread* do dólar-escudo e do marco-escudo.

Podemos, então, concluir que a tendência de diminuição do *spread* do marco-escudo está relacionada com a evolução da volatilidade dessa taxa de câmbio e, portanto, também com a redução de importância dos efeitos de inventário e de informação assimétrica. Tal fenómeno é explicável através da introdução de uma moeda única europeia em 1 de Janeiro de 1999, com o correspondente desaparecimento da taxa de câmbio marco-escudo.

Quanto ao dólar-escudo, a relação entre o *spread* e a volatilidade, que se verificava quando se tinha como base de estudo o total da amostra, deixou de ser evidente quando se tomou apenas a última fase, isto é, a partir de finais de Dezembro de 1996. Esta ausência de relação entre o *spread* e a volatilidade pode, eventualmente, ser resultado de perda de importância dos efeitos de gestão de inventário e de informação assimétrica na explicação do *spread*, com ganho de importância, por exemplo, do uso do poder de mercado.

Estendemos ainda o modelo por forma a incorporar um possível efeito dia-da - semana. Esse efeito foi encontrado, destacando-se a Sexta-feira como o dia com maior probabilidade de registar um *spread* elevado, tanto no caso do marco-escudo, como no caso do dólar-escudo. Este resultado é consistente com o que se verifica com outras taxas de câmbio. A diferença de Sexta-feira relativamente aos outros dias revelou-se notória, sendo recomendável tomar em conta este efeito quando se modeliza o *spread* cambial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Albuquerque, P., 1998, A diferença entre preço de venda e preço de compra no mercado de câmbios português, ISEG, UTL, mimeo
- Amihud e Mendelson, 1980, Dealership market: market-making with inventory, *Journal of Financial Economics*, vol.8, pp.31-53
- Andersen, 1996, return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility, *The journal of Finance*, vol. 51, no.1, pp.169-204
- Andersen, T. e T. Bollerslev, 1996, DM-Dollar volatility: intraday activity patterns, macroeconomic announcements, and longer run dependencies, mimeo
- Bagehot, 1971,
- Beckers, S., 1983, Variances of security price returns based on high, low and closing prices, *Journal of Business*, vol.56, no.1, pp.97-112
- Bessembinder, H., 1994, Bid-ask spreads in the interbank foreign exchange markets, *Journal of Financial Economics*, 35, pp.317-348

- Biais, B., 1993, Price formation and equilibrium: liquidity in fragmented and centralized markets, *Journal of Finance*, 48, pp.1765-1789
- Biais, B., T. Foucault e F. Salanié, 1996, Implicit collusion on wide spreads, *Institut d'Economie Industrielle, Serie Banque Assurance Finance*, no. 6
- Bollerslev, T. e I. Domowitz , 1991, Price volatility, spread variability, and the role of alternative market mechanisms, *Review of Futures Markets*, 10, 1, pp.78-102
- Bollerslev, T. e M. Melvin, 1994, Bid-ask spreads and volatility in the foreign exchange market, 36, pp.355-372
- Bollerslev, T., R. Chou e K. Kroner, 1992, ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence, *Journal of Econometrics*, 52, pp.5-59
- Bollerslev, T., R. Engle e D. Nelson, 1994, ARCH models, in Engle, R. e D. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol.IV, Cap.49, pp.2959-3038, Elsevier: Amsterdam
- Bossaerts, P. e P. Hillion, 1991, Market microstructure effects of government intervention in the foreign exchange market, *The Review of Financial Studies*, vol.4, no.3, pp.513-541
- Campbell, J., A. Lo e A. MacKinlay, 1997, Market microstructure, in *The Econometrics of Financial Markets*, cap. 3, pp.83-147
- Cho, D. e E. Frees, 1988, Estimating the volatility of discrete stock prices, *The Journal of Finance*, vol. 43, no.2, pp.451-466
- Chordia, T. e L. Froeb, 1994, Measuring "spread noise" in stock prices, *Vanderbilt University WP no.94-06*
- Christie, W. e P. Schultz, 1994, Why do Nasdaq market makers avoid odd-eighth quotes?, *The Journal of Finance*, vol. 49, no.5, pp.1813-1840
- Christie, W. e P. Schultz, 1995, Did Nasdaq market makers implicitly collude?, *Journal of Economic Perspectives*, vol.9, no.3, pp.199-208
- Christie, W., J. Harris e P. Schultz, 1994, Why did Nasdaq market makers stop avoiding odd-eighth quotes?, *The Journal of Finance*, vol. 49, no.5, pp. 1841-60
- Copeland, T. e D. Galai, 1983, Information effects and the bid-ask spread, *The Journal of Finance*, vol.38, no.5, pp.1457-1469
- Demsetz, H., 1968, The cost of transacting, *Quarterly Journal of Economics*, Feb., pp.33-

- Dravid, A., 1991, Effects of bid-ask spreads and price discreteness on stock returns, WP. Rodney L. White Center, Wharton School
- Dutta, P. e A. Madhavan, 1997, Competition and collusion in dealer markets, *The Journal of Finance*, vol.52, pp. 245-276
- Flood, M., 1991, Microstructure theory and the foreign exchange market, Federal Reserve Bank of St. Louis, Nov/Dec, pp.52-70
- Furbush, D. e J. Smith, 1996, Quoting behavior on Nasdaq: the effects of clustering on relative spreads, NASD WP. no. 96-01
- Garman, M., 1976, Market microstructure, *Journal of Financial Economics*, 3, pp.257-275
- Garman, M. e M. Klass, 1980, On the estimation of security price volatilities from historical data, *Journal of Business*, 53, pp.67-78
- Glassman, D., 1987, Exchange rate risk and transactions costs: evidence from the bid-ask spreads, *Journal of International Money and Finance*, 6, pp.479-490
- Glosten, L. e P. Milgrom, 1985, Bid, ask, and transactions prices in a specialist market with heterogeneously informed traders, *Journal of Financial Economics*, 14, pp.71-100
- Goodhart, C. e R. Payne, 1996, Microstructural dynamics in a foreign exchange electronic broking system, *Journal of International Money and Finance*, vol.15, no.6, pp.829-852
- Gottlieb, G. e A. Kalay, 1985, Implications of the discreteness of observed stock prices, vol.40, pp.135-153
- Greene, W., 1997, *Econometric Analysis*, (1ª edição: 1991), Prentice Hall
- Grossman, S. e M. Miller, 1988, Liquidity and market structure, *The Journal of Finance*, vol.43, no.3, pp.617-637
- Harris, L., 1990, Estimation of stock price variances and serial covariances from discrete observations, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.25, no.3, pp.291-306
- Harris, L., 1991, Stock price clustering and discreteness, *Review of Financial Studies*, 4, pp.389-416
- Hasbrouck, J., 1998, Security bid/ask dynamics with discreteness and clustering: simple strategies for modeling and estimation, draft

- Hausman, J., A. Lo e A. MacKinlay, 1992, An ordered probit analysis of transaction stock prices, *Journal of Financial Economics*, vol.31, pp.319-379
- Huang, R. e H. Stoll, 1997, The components of the bid-ask spread: a general approach, *Review of Financial Studies*, vol.10, no.4, pp.995-1034
- Jones, C., G. Kaul e M. Lipson, 1994, Information, trading, and volatility, *Journal of Financial Economics*, 36, pp.127-154
- Jorion, P., 1996, Risk and turnover in the foreign exchange market, in Frankel, J., G. Galli e A. Giovannini (eds), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, The University of Chicago Press, Chicago, pp.19-37
- Latane, H. e R. Rendleman, 1976, Standard deviation off stock price return implied in option prices, *The Journal of Finance*, vol. 31, pp.369-381
- Lyons, R., 1995, Tests of microstructural hypotheses in the foreign exchange market, *Journal of Financial Economics*, 39, pp.321-351
- Madhavan, A., 1992, Trading mechanisms in securities markets, *The Journal of Finance*, vol.47, no.2, pp.607-641
- McInish, T. e R. Wood, 1992, An analysis of intraday patterns in bid/ask spreads for NYSE stocks, *The Journal of Finance*, vol.47, no.2, pp.753-764
- Melvin, M. e K. Tan, 1996, Foreign exchange market bid-ask spreads and the market price of social unrest, *Oxford Economic Papers*, 48, pp.329-341
- Müller, U. et al., 1990, Statistical study of foreign exchange rates, empirical evidence of a price change scaling law, and intraday analysis, *Journal of Banking and Finance*, 14, pp.1189-1208
- Nicolau, J., 1994, Modelos ARCH, Tese de Mestrado apresentada no ISEG, Universidade Técnica de Lisboa
- Parkinson, M., 1980, The extreme value method for estimating the variance of the rate of return, *Journal of Business*, vol.53, no.1
- Perraudin, W. e P. Vitale, 1996, Interdealer trade and information flows in a decentralized foreign exchange market, in Frankel, J., G. Galli e A. Giovannini (eds), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, The University of Chicago Press: Chicago, pp.73-99
- Proudman, J., 1995, The microstructure of the UK gilt market, Bank of England
- Stoll, H., 1978, The supply of dealer services in securities markets, *Journal of Finance*, vol.33, no.4, pp.1133-1151

- Wei, S., 1994, Anticipations of foreign exchange volatility and bid-ask spreads, NBER WP no.4737
- Yao, J., 1997, Essays on market making in the interbank foreign exchange market, Tese de Doutorado apresentada na Stern School of Business, New York University
- Zhou, B., 1996, High-frequency data and volatility in foreign-exchange rates, Journal of Business and Economic Statistics, vol.14, no.1, pp.45-52

ANEXO

Quadro I

Spread (em PTE/DM)	Frequência Relativa	Freq. Rel. Acumulada
0,05	32,86%	32,86%
0,03	27,30%	60,16%
0,10	18,73%	78,89%
0,07	11,11%	90,00%
0,02	4,44%	94,44%

Quadro II

Spread (em PTE/USD)	Frequência Relativa	Freq. Rel. Acumulada
0,10	46,98%	46,98%
0,20	23,65%	70,63%
0,30	6,19%	76,83%
0,12	4,76%	81,59%
0,17	4,29%	85,87%
0,09	4,13%	90,00%
0,14	2,38%	92,38%

Quadro III

<i>Parâmetro</i>	<i>Valor estimado</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor-P</i>
b ₀	-0,19352	-0,872133	0,383
b ₃	0,48136	7,93531	0
b ₄	10,6313	6,40765	0
b ₅	-0,380284	-0,554964	0,579
u ₁	1,31370	15,0442	0
u ₂	1,37407	15,6259	0
u ₃	2,32537	24,0275	0
u ₄	2,79585	26,7642	0
u ₅	4,45527	24,7837	0
Log-verosim.	-919,724		
score1	0,090907		0,763
score2	1,683778		0,194
score20	0,906235		0,341

Quadro IV

<i>Variável</i>	<i>Média</i>
vimpl	3,08262
spread ₁	0,05654
sprdol	0,144104

Quadro V

<i>Probab.</i>	$P(s < 0,03)$	$P(s = 0,03)$	$P(0,03 < s < 0,05)$	$P(s = 0,05)$	$P(0,05 < s < 0,1)$	$P(s = 0,1)$	$P(s > 0,1)$
Estimadas pelo modelo	0,0331	0,2492	0,0197	0,3497	0,1482	0,1925	0,0076
Proporções de dados da amostra	0,0492	0,2714	0,0175	0,3302	0,1317	0,1873	0,0127

Quadro VI

	<i>vimpl</i>	<i>spread₁</i>	<i>sprdol</i>
$Prob(s_k < 0,03)$	-0,03556	-0,78527	0,028089
$Prob(s_k = 0,03)$	-0,13194	-2,91402	0,104235
$Prob(0,03 < s_k < 0,05)$	-0,00051	-0,11169	0,003995
$Prob(s_k = 0,05)$	0,00214	0,04719	-0,00169
$Prob(0,05 < s_k < 0,1)$	0,04919	1,08650	-0,03886
$Prob(s_k = 0,1)$	0,11499	2,53975	-0,09085
$Prob(s_k > 0,1)$	0,00623	0,13755	-0,00492

Quadro VII

	<i>vimpl</i>	<i>spread₁</i>	<i>sprdol</i>
<i>Desvio padrão amostral</i>	0,73795	0,029313	0,073795
$Prob(s_k < 0,03)$	-0,0262	-0,0230	0,0021
$Prob(s_k = 0,03)$	-0,0973	-0,0854	0,0077
$Prob(0,03 < s_k < 0,05)$	-0,0037	-0,0033	0,0003
$Prob(s_k = 0,05)$	0,0016	0,0014	-0,0001
$Prob(0,05 < s_k < 0,1)$	0,0363	0,0318	-0,0029
$Prob(s_k = 0,1)$	0,0849	0,0744	-0,0067
$Prob(s_k > 0,1)$	0,0046	0,0040	-0,0004

Quadro VIII

<i>Parâmetro</i>	<i>Valor estimado</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor-P</i>
b_0	0,17414	0,5852	0,558
b_3	0,32765	3,3541	0,001
b_5	2,0156	2,0891	0,037
u_1	1,6284	12,759	0
u_2	1,7103	13,217	0
u_3	2,9870	17,909	0
Log-verosim.	-274,74		
score1	0,032888		0,856
score2	0,143615		0,705
score20	0,106936		0,744

Quadro IX

<i>Variável</i>	<i>Média</i>
vimpl	2,6885
sprdol	0,1719

Quadro X

<i>Probab.</i>	$P(s < 0,03)$	$P(s = 0,03)$	$P(0,03 < s < 0,05)$	$P(s = 0,05)$	$P(s > 0,05)$
Estimadas pelo modelo	0,0805	0,5092	0,0315	0,3223	0,0564
Proporções de dados da amostra	0,0897	0,4957	0,0299	0,3205	0,0641

Quadro XI

	<i>vimpl</i>	<i>sprdol</i>
<i>Prob(s_k < 0,03)</i>	-0,05105	-0,31402
<i>Prob(s_k = 0,03)</i>	-0,07656	-0,47099
<i>Prob(0,03 < s_k < 0,05)</i>	0,002605	0,016022
<i>Prob(s_k = 0,05)</i>	0,086227	0,530444
<i>Prob(s_k > 0,05)</i>	0,038777	0,238542

Quadro XII

	<i>vimpl</i>	<i>sprdol</i>
<i>Desvio padrão amostral</i>	0,7508	0,07959
<i>Prob(s_k < 0,03)</i>	-0,03833	-0,02499
<i>Prob(s_k = 0,03)</i>	-0,05748	-0,03749
<i>Prob(0,03 < s_k < 0,05)</i>	0,001956	0,001275
<i>Prob(s_k = 0,05)</i>	0,06474	0,042218
<i>Prob(s_k > 0,05)</i>	0,029114	0,018986

Quadro XIII

<i>Parâmetro</i>	<i>Valor estimado</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor-P</i>
b_0	0,110536	0,47925	0,632
b_3	0,479693	7,84488	0
b_4	11,0177	6,51015	0
b_5	-0,610756	-0,907207	0,364
b_6	-0,343301	-2,66547	0,008
b_7	-0,400603	-3,06053	0,002
b_8	-0,323138	-2,52522	0,012
b_9	-0,337747	-2,55633	0,011
u_1	1,31371	15,1166	0
u_2	1,37430	15,7068	0
u_3	2,33481	24,2260	0
u_4	2,81442	26,9423	0
u_5	4,50886	24,5660	0
Log-verosim.	-914,027		
score1	0,08907		0,765
score2	1,874587		0,171
score20	0,66258		0,416

Quadro XIV

	$dum2posf=1$	$dum3=1$	$dum4=1$	$dum5=1$	<i>todas as dummies =0</i>
$Prob(s_k < 0,03)$	0,037533	0,042466	0,035913	0,037081	0,016862
$Prob(s_k = 0,03)$	0,28295	0,298786	0,277389	0,281417	0,192209
$Prob(0,03 < s_k < 0,05)$	0,021977	0,022496	0,02178	0,021924	0,01784
$Prob(s_k = 0,05)$	0,368008	0,366	0,36845	0,368143	0,356821
$Prob(0,05 < s_k < 0,1)$	0,139049	0,132761	0,141223	0,13965	0,171504
$Prob(s_k = 0,1)$	0,147305	0,134823	0,151866	0,148553	0,236236
$Prob(s_k > 0,1)$	0,003178	0,002667	0,003378	0,003232	0,008528

Quadro XV

<i>Variação de spread com dum2posf=1 relativamente a:</i>				
	<i>dum3=1</i>	<i>dum4=1</i>	<i>dum5=1</i>	<i>todas as dummies =0</i>
<i>Prob(s_k < 0,03)</i>	-0,00493	0,00162	0,00045	0,020671
<i>Prob(s_k = 0,03)</i>	-0,01584	0,00556	0,00153	0,090741
<i>Prob(0,03 < s_k < 0,05)</i>	-0,00052	0,000197	5,35E-05	0,004137
<i>Prob(s_k = 0,05)</i>	0,002008	-0,00044	-0,00014	0,011186
<i>Prob(0,05 < s_k < 0,1)</i>	0,006288	-0,00217	-0,0006	-0,003246
<i>Prob(s_k = 0,1)</i>	0,012482	-0,00456	-0,00125	-0,08893
<i>Prob(s_k > 0,1)</i>	0,000511	-0,0002	-5,4E-05	-0,00535
<i>Variação de spread com dum3=1 relativamente a:</i>				
	<i>dum4=1</i>	<i>dum5=1</i>	<i>todas as dummies =0</i>	
<i>Prob(s_k < 0,03)</i>	0,006553	0,005385	0,025604	
<i>Prob(s_k = 0,03)</i>	0,021397	0,017369	0,106578	
<i>Prob(0,03 < s_k < 0,05)</i>	0,000716	0,000572	0,004656	
<i>Prob(s_k = 0,05)</i>	-0,00245	-0,00214	0,009179	
<i>Prob(0,05 < s_k < 0,1)</i>	-0,00018	-0,00689	-0,03874	
<i>Prob(s_k = 0,1)</i>	-0,02649	-0,01373	-0,10141	
<i>Prob(s_k > 0,1)</i>	-0,00068	-0,00056	-0,00586	
<i>Variação de spread com dum4=1 relativamente a:</i>			<i>Variação de spread com dum5=1 relativamente a:</i>	
	<i>dum5=1</i>	<i>todas as dummies =0</i>	<i>todas as dummies = 0</i>	
<i>Prob(s_k < 0,03)</i>	-0,00117	0,019051	0,020219	
<i>Prob(s_k = 0,03)</i>	-0,00403	0,085181	0,089208	

Intervalo a_i :			
$Prob(0,03 < s_k < 0,05)$	-0,00014	0,00394	0,004084
$Prob(s_k = 0,05)$	0,000307	0,011629	0,011322
$Prob(0,05 < s_k < 0,1)$	0,001573	-0,03028	-0,03185
$Prob(s_k = 0,1)$	0,003313	-0,08437	-0,08768
$Prob(s_k > 0,1)$	0,000146	-0,00516	-0,00530

Quadro XVI

<i>Parâmetro</i>	<i>Valor estimado</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor-P</i>
b_0	0,29935	1,0121	0,311
b_3	0,05670	2,1119	0,035
b_4	1,9316	4,2393	0
b_5	2,7855	4,6521	0
u_1	1,64455	20,102	0
u_2	2,0740	24,116	0
u_3	3,0853	29,000	0
u_4	3,1099	29,040	0
u_5	4,1335	21,680	0
Log-verosim.	-852,18		
score1	0,007296		0,932
score2	0,340764		0,559
score3	1,720945		0,190
score20	1,673058		0,196

Quadro XVII

<i>Variável</i>	<i>Média</i>
vimpl	9,96889
spread ₁	0,14500
spread ₂	0,14486

Quadro XVIII

<i>Probab.</i>	$P(s < 0,1)$	$P(s = 0,1)$	$P(0,1 < s < 0,2)$	$P(s = 0,2)$	$P(0,2 < s < 0,3)$	$P(s = 0,3)$	$P(s > 0,3)$
Estimadas pelo modelo	0,0609	0,4782	0,1617	0,2372	0,0030	0,0542	0,0049
Proporções de dados da amostra	0,0683	0,4698	0,1540	0,2365	0,0032	0,0619	0,0063

Quadro XIX

<i>Parâmetro</i>	<i>Valor estimado</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Valor-P</i>
b ₀	0,57149	1,8566	0,063
b ₃	0,05585	2,0668	0,039
b ₄	2,0186	4,2135	0
b ₅	3,0663	5,1564	0
b ₆	-0,43288	-3,2885	0,001
b ₇	-0,36862	-2,7274	0,006
b ₈	-0,51839	-3,5662	0
b ₉	-0,13897	-1,0359	0,300
u ₁	1,6737	19,958	0
u ₂	2,1102	23,862	0
u ₃	3,1439	28,224	0
u ₄	3,1690	28,383	0
u ₅	4,2160	20,928	0
Log-verosim.	-842,16		
score1	0,022449		0,881
score2	0,32379		0,569
score3	1,95849		0,162
score20	0,975173		0,323

Quadro XX

	<i>dum2posf=1</i>	<i>dum3=1</i>	<i>dum4=1</i>	<i>dum5=1</i>	<i>todas as dummies =0</i>
<i>Prob(s_k < 0,1)</i>	0,073515	0,068404	0,089781	0,042938	0,031693
<i>Prob(s_k = 0,1)</i>	0,511911	0,50228	0,537172	0,436459	0,392736
<i>Prob(0,1 < s_k < 0,2)</i>	0,157533	0,159978	0,149567	0,170496	0,172778
<i>Prob(s_k = 0,2)</i>	0,212183	0,220802	0,187934	0,273666	0,304359
<i>Prob(0,2 < s_k < 0,3)</i>	0,002359	0,002514	0,00195	0,003596	0,004351
<i>Prob(s_k = 0,3)</i>	0,039805	0,042998	0,031675	0,066899	0,085345
<i>Prob(s_k > 0,3)</i>	0,002694	0,003024	0,001921	0,005944	0,008738

Quadro XXI

<i>Varição de spread com dum2posf=1 relativamente a:</i>				
	<i>dum3=1</i>	<i>dum4=1</i>	<i>dum5=1</i>	<i>todas as dummies =0</i>
<i>Prob(s_k < 0,1)</i>	0,005111	-0,01627	0,030577	0,041822
<i>Prob(s_k = 0,1)</i>	0,009632	-0,02526	0,075452	0,119175
<i>Prob(0,1 < s_k < 0,2)</i>	-0,00245	0,007966	-0,01296	-0,01524
<i>Prob(s_k = 0,2)</i>	-0,00862	0,024249	-0,06148	-0,09218
<i>Prob(0,2 < s_k < 0,3)</i>	-0,00016	0,000409	-0,00124	-0,00199
<i>Prob(s_k = 0,3)</i>	-0,00319	0,008131	-0,02709	-0,04554
<i>Prob(s_k > 0,3)</i>	-0,00033	0,000773	-0,00325	-0,00604
<i>Varição de spread com dum3=1 relativamente a:</i>				
	<i>dum4=1</i>	<i>dum5=1</i>	<i>todas as dummies =0</i>	

$Prob(s_k < 0,1)$	-0,02138	0,025466	0,036711
$Prob(s_k = 0,1)$	-0,03489	0,06582	0,109543
$Prob(0,1 < s_k < 0,2)$	0,010411	-0,01052	-0,0128
$Prob(s_k = 0,2)$	0,032868	-0,05286	-0,08356
$Prob(0,2 < s_k < 0,3)$	0,000564	-0,00108	-0,00184
$Prob(s_k = 0,3)$	0,011324	-0,0239	-0,04235
$Prob(s_k > 0,3)$	0,001103	-0,00292	-0,00571
<i>Variação de spread com dum4=1 relativamente a:</i>		<i>Variação de spread com dum5=1 relativamente a:</i>	
	<i>dum5=1</i>	<i>todas as dummies =0</i>	<i>todas as dummies = 0</i>
		<i>=0</i>	
$Prob(s_k < 0,1)$	0,046843	0,058088	0,011245
$Prob(s_k = 0,1)$	0,100713	0,144436	0,043723
$Prob(0,1 < s_k < 0,2)$	-0,02093	-0,02321	-0,00228
$Prob(s_k = 0,2)$	-0,08573	-0,11642	-0,03069
$Prob(0,2 < s_k < 0,3)$	-0,00165	-0,0024	-0,00076
$Prob(s_k = 0,3)$	-0,03522	-0,05367	-0,01845
$Prob(s_k > 0,3)$	-0,00402	-0,00682	-0,00279