

2

Dados e Metodologia

Dados

Emprega-se neste estudo a base de dados da *Investor's Monthly Manual*, da *London Stock Exchange* com periodicidade mensal e que registrava diversas informações título-a-título por país¹ entre os anos de 1869 e 1929², como por exemplo cotações, pagamento de cupons, *defaults*, *Funding Loans* e demais esquemas de reescalonamento e renegociação da dívida, se aplicáveis. Esta base de dados tornou-se apenas recentemente disponível e foi empregada com este objetivo apenas em Mauro *et al* (2002) e Ferguson e Schularick (2008). Constitui uma valiosa fonte de informação em frequência suficientemente alta, o que permitirá aplicar técnicas que necessitam de um número maior de observações, como será discutido a frente.

Uma diferença importante deste trabalho para os anteriores é a forma de cálculo da taxa de retorno. A literatura usualmente emprega a *taxa interna*, que é definida como o valor que zera o valor presente descontado do fluxo de caixa esperado, gerando uma solução implícita e não necessariamente única. A operacionalização deste cálculo faz necessário especificar o que é “esperado” como fluxo de caixa, requerendo portanto um conjunto de hipóteses sobre o comportamento futuro do ativo, como por exemplo o repagamento (ou não) de cupons e amortização do principal. Este problema é freqüentemente resolvido na literatura com as seguintes hipóteses simplificadoras: (i) o pagamento de juros é constante no tempo; (ii) o pagamento de juros é infinito no tempo, i. e., os títulos são perpetuidades; e (iii) a taxa interna de juros é constante ao longo do tempo. Desta forma, a *taxa interna de retorno* simplifica-se à razão cupom-preço, de direta e simples implementação. Deve-se notar contudo que a pressuposição de conhecimento futuro acerca do comportamento ativo subjacente neste cálculo a torna diretamente inadequada para a análise de situações onde risco é uma variável relevante. Não obstante, a literatura

¹com periodicidade mensal.

²Disponível online em <http://www.icf.som.yale.edu/imm/>.

previamente empregou largamente tal medida da taxa de juros com este objetivo.

Ademais, o uso econométrico da razão cupom-preço só pode se dar quando a frequência da regressão é menor do que a frequência do pagamento de cupons. Caso contrário, haverá instantes que não registram pagamento de cupom, resultando em taxa zero sem nenhum motivo econômico. No período considerado neste trabalho, grande parte dos títulos pagava com frequência semestral (embora também houvesse títulos trimestrais). Assim, o cálculo da série cupom-preço resultaria frequentemente em séries com cinco valores zero a cada seis observações – dificultando enormemente a modelagem.

Em contraposição, este trabalho usará a *taxa de retorno de mercado*, que resulta do seguinte comportamento hipotético do investidor: no início de cada período, compra-se o ativo que será vendido ao final, realizando-se o pagamento de cupons e a variação de preços. A diferença entre as taxas de juros pode ser de grande relevância econômica. Suponha um país cujas cotações caiam por um motivo qualquer exógeno – digamos, um anúncio macroeconômico desagradável ou uma mudança inesperada de política. Neste caso, a taxa de mercado cairá, como resultado da perda resultante da reavaliação do principal. Por oposição, a taxa interna de retorno subirá, pois haverá um pagamento maior de cupom por cotação do título de mercado.

Calcula-se a taxa de retorno para cada título e em seguida efetua-se a média geométrica por país ponderada pela quantidade em circulação em mercado; a série em seguida sofre um tratamento automático para *outliers*, onde 99-ésimo percentil do valor absoluto da série é substituído por uma interpolação linear.

Método Econométrico

Uma diferença marcante do presente trabalho em relação aos anteriores é o resgate da análise país-a-país utilizado no trabalho seminal de Bordo e Rockoff (1996) em substituição à análise em painel empregada, por exemplo, em Obstfeld e Taylor (2003) e Ferguson e Schularick (2008). Esta mudança metodológica é devida a dois motivos principais. Em primeiro lugar, a análise em painel esconde uma possível heterogeneidade do efeito do padrão-ouro nos *spreads*, ao desconsiderar que experiências nacionais podem gerar efeitos diferentes. Em seguida, as ferramentas que serão utilizadas para análise da variância, como será apresentado abaixo, não estão disponíveis para dados em painel. A amostra será constituída por países com experiências ortogonais com o regime, e histórias e tradições também muito diferentes. Serão analisados

Tabela 2.1: Controles Utilizados

CONTROLES

Balança comercial / exportações;
Déficit orçamentário / PIB;
Déficit orçamentário / receitas governamentais;
Dívida pública / exportações;
Dívida pública / PIB;
Dívida pública / receitas;
Exportações / PIB;
Exportações / população;
Exportações primárias / exportações;
Nível tarifário;
PIB <i>per capita</i> ao valor de dólares de 1990;
Serviço da dívida / receitas governamentais;
Variação percentual dos termos de troca.

Fonte: Ferguson e Schularick (2008).

a Argentina, Brasil, Chile, Estados Unidos, França e Rússia. A limitação da amostra a estes países permitirá uma análise individualizada da história econômica e contexto de adesão ao padrão-ouro.

Para cada país, reproduz-se uma mesma seqüência de análise e interpretação dos resultados. A primeira regressão apenas reproduz os trabalhos anteriores da literatura e tratam, portanto, de uma regressão linear simples usando a *dummy* de padrão-ouro tal qual reportado em Ferguson e Schularick (2008). Uma distinção deste último trabalho é construção da mais completa base de dados de controles, que foi gentilmente cedida pelos autores e descrita na tabela 2.1.

Uma omissão notável na base de dados de Ferguson e Schularick (2008) é o nível de reservas internacionais de cada país – já que estas são usadas diretamente para conter o afluxo de ouro e portanto é uma variável essencial para medir a capacidade de manutenção do regime. Infelizmente, este dado não encontra-se disponível para o período considerado, motivo pelo qual nenhum trabalho na literatura a inclui como controle. Este trabalho, contudo, utiliza a mais abrangente base de dados de controles disponível até o momento.

Devido à possibilidade de forte correlação entre controles, dificilmente todos puderam ser incluídos diretamente nas regressões. Para evitar o problema de colinearidade, realiza-se em um primeiro estágio a *análise de componentes principais*, procedimento matemático que transforma um número possivelmente grande de covariadas em um número pequeno de variáveis ortogo-

nais. Estes são ordenados de acordo com a variabilidade que representam dos dados: o primeiro componente extrairá o máximo de variância, seguido pelo próximo, e assim sucessivamente. A variabilidade que se deseja representar dos dados determinará o número de componentes principais a serem utilizados. Neste trabalho, toma-se a quantidade de componentes que representem ao menos 95% da variância dos dados. A eficiência deste procedimento faz com que mesmo com este número relativamente alto de regressores sejam reduzidos em muitos casos a 3 ou 4 componentes principais, sem contudo desqualificá-los como controles eficazes. Mais informações podem ser encontradas em Stock e Watson (2002) e Jolliff (2002).

Usando os componentes principais PC_t como controle, define-se o primeiro modelo como uma regressão linear simples que objetiva simplesmente reproduzir os resultados da literatura. Todos os trabalhos anteriores se limitaram à alguma versão deste modelo em painel ou em regressões individuais.

$$SPREAD_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot SPREAD_{t-1} + \beta_2 \cdot DPO_t + \beta_3' \cdot PC_t + \epsilon_t$$

onde $SPREAD_t$ é a diferença entre a taxa mensal de retorno dos títulos de um determinado país e dos *consols* britânicos na data t , e DPO_t é a *dummy* padrão-ouro.

Na literatura é inexistente um tratamento formal para a possibilidade de antecipação do regime ou inadequação da *dummy* padrão-ouro. Diferentemente do que possa se imaginar, a datação precisa da conversibilidade é objeto de controvérsia; alguns autores consideram que o regime começa quando do anúncio do regime, outros quando da abertura da janela de conversão; uns quando do funcionamento *de facto*, outros consideram o marco *de jure*. Sobre este assunto, Obstfeld e Taylor (2003) afirmam que:

“(...) Coding procedure (...) which involves somewhat subjective judgments even for such an apparently clear-cut variable as gold-standard adherence. Several countries (notably Spain and Italy before 1914) spent many years posturing as “shadow” members of the gold-standard – fixing and defending their exchange rate, yet not fully embracing gold standard or other “rules of the game”. In the classifications of many scholars this leads to a delicate decision as to whether such cases should be treated as on or off gold (see, e.g. Fratianni e Spinelli (1984)). The situation during the interwar period is murkier still.” Obstfeld e Taylor (2003, pp. 10)

Adicionalmente, mesmo que a definição da data de adesão fosse incontestada, um regime pode ter lentamente angariado credibilidade, e neste caso o

efeito de sua adesão teria acontecido posteriormente à demarcação do regime com o valor unitário da *dummy*. Inversamente, a adesão ao padrão-ouro tipicamente envolve um tramite legal; a discussão política pública e o tempo necessário para tal pode tornar a efetivação da lei largamente antecipada e que qualquer efeito do regime sobre os *spreads* pode ter sido sentido antes da abertura formal da janela de conversão.

Para responder a tal questão, o segundo modelo incorpora não-linearidade na média dos *spreads*. Por estes motivos, este trabalho abandona uma simples análise com *dummy* de padrão-ouro em favor de uma metodologia que possa detectar uma mudança na média capaz ser relacionada com alguma fase de implementação do regime. Este modelo não-linear é chamado de *Modelo de Transição Suave*, no qual os parâmetros da regressão podem mudar com uma variável de transição s_t , definida neste trabalho sempre como o tempo, i.e., $s_t = t$. Mais claramente, postula-se o segundo modelo para $SPREAD_t$:

$$SPREAD_t = \beta'_0 x_t + \sum_{i=1}^M \beta'_i \cdot f [s_t; \gamma_i, c_i] + \epsilon_t$$

$$f [s_t; \gamma_i, c_i] = [1 + \exp \{-\gamma_i (s_t - c_i)\}]^{-1}$$

onde x_t é o conjunto de todos os regressores. Neste trabalho, porque se procura por quebras estruturais na média dos *spreads*, a não-linearidade atua apenas sobre o intercepto. Comumente, considera-se que a função de transição $f [s_t; \gamma_i, c_i]$ é a função logística³. O parâmetro γ_i da função de transição controla a suavidade da transição, enquanto o parâmetro c_i especifica a localização da quebra. Para valores baixos de s_t relativos a c_i , a função logística assume valores próximos de zero; para valores altos de s_t , assume valores perto de 1. Desta forma, para valores suficientemente baixos de s_t , $f [s_t; \gamma_i, c_i] \rightarrow 0$ e então

$$SPREAD_t = \beta'_0 x_t + \epsilon_t$$

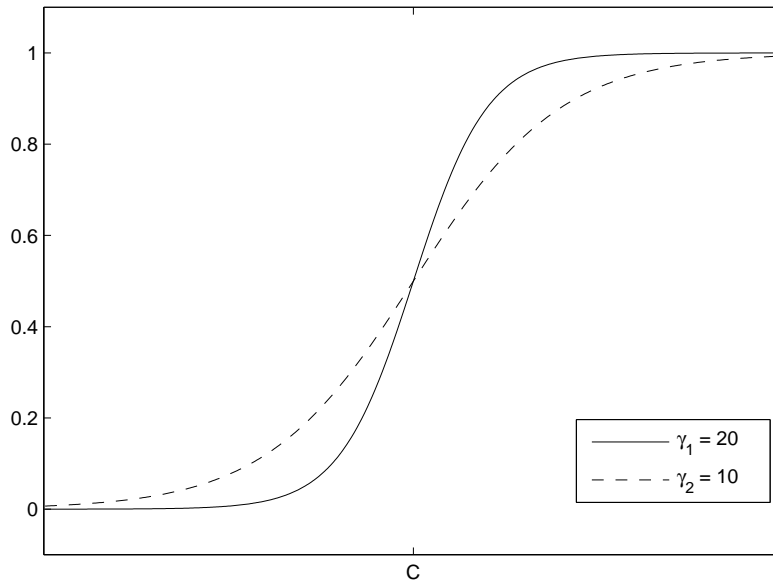
Por oposição, para valores altos de s_t , $f [s_t; \gamma_i, c_i] \rightarrow 1$ e conseqüentemente,

$$SPREAD_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t + \epsilon_t \equiv \beta' x_t + \epsilon_t$$

onde $\beta = \beta_0 + \beta_1$. Este tipo de formulação pode ser interpretada como um modelo de dois regimes nos casos extremos onde $f [s_t; \gamma_i, c_i] = 0$ e $f [s_t; \gamma_i, c_i] = 1$, ou como um *continuum* de regimes para cada valor da função de transição. Este trabalho adota a primeira interpretação. A função logística

³Pode-se relativizar esta hipótese para uma larga gama de funções. Para mais detalhes, veja van Dijk *et al* (2002) .

Figura 2.1: Função Logística



toma a forma da figura 2.1.

A quantidade de regimes M deve ser estimada iterativamente. O primeiro passo é testar a presença de dois regimes contra um; no caso de rejeição da hipótese nula, testa-se a presença do terceiro contra o segundo regime, e assim sucessivamente. A primeira não-rejeição da hipótese nula determina o número de regimes M . Deve-se notar que sob a hipótese nula de não-existência do regime M , os seus parâmetros são não-identificados: se $\gamma_M = 0$, então c_M e β_M não afetam a verossimilhança e conseqüentemente o teste está mal especificado sob a hipótese nula. A solução para este problema é adotar uma aproximação de Taylor de terceira ordem da função logística, o que prové a regressão auxiliar

$$\begin{aligned}
 SPREAD_t &= \delta'_0 x_t + \delta'_1 x_t \cdot s_t + \delta'_2 x_t \cdot s_t^2 + \delta'_3 x_t \cdot s_t^3 + e_t \\
 e_t &= \epsilon_t + \beta'_1 \cdot x_t \cdot R_3(s_t; \gamma, c)
 \end{aligned}$$

onde $R_3(s_t; \gamma, c)$ é o resíduo da aproximação de Taylor de terceira ordem para a função logística. A hipótese nula original $H_0 : \gamma = 0$ agora corresponde à hipótese nula alternativa $H'_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$, sob a qual os testes clássicos F e LM podem ser aplicados. Mais detalhes podem ser encontrados em van Dijk *et al* (2002).

Como mostrar-se-á no próximo capítulo, para nenhum país houve mudança significativa na média, indicando que o padrão-ouro ou qualquer outro

evento durante o período não foi suficientemente forte para alterar a média dos *spreads*. Em outras palavras, o teste de não-linearidade não rejeitou a hipótese nula de constância temporal dos parâmetros, identificando um regime único ao longo de todo tempo. Isto indica claramente que a possibilidade de antecipação do regime dificilmente é um desafio para as regressões anteriores da literatura; e, similarmente, a controvérsia acerca da datação precisão do regime não tem impacto sobre as conclusões obtidas.

Os dois modelos seguintes abandonam a média e tratam da análise da relação entre padrão-ouro e a volatilidade dos *spreads*. Tal análise é inédita na literatura, que se limita unicamente ao tratamento da média. Para observar se padrão-ouro tem algum efeito sobre a variância dos *spreads*, estimou-se em um primeiro momento um GARCH com a *dummy* incluída dentre os regressores para a equação da variância. Mais formalmente,

$$\begin{aligned} SPREAD_t &= \beta \cdot x_t + \sqrt{h_t} \cdot \epsilon_t \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot h_{t-1} + \alpha_2 \cdot \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_3 \cdot DPO_t \end{aligned}$$

onde DPO_t é um acrônimo para *dummy* padrão-ouro e $\epsilon_t \sim \mathbb{N}[0, 1]$. Isto é, cada observação da série original é vista como a realização de um processo estocástico que tem uma variância h_t específica para cada instante de tempo, que depende da variância defasada h_{t-1} , do quadrado do erro defasados ϵ_{t-1}^2 , e da *dummy* padrão-ouro. Afora as questões supra-relacionadas de datação de regime, se padrão-ouro tem efeito sobre a variância, o parâmetro α_3 será significativo.

Como no caso para a média, a crítica sobre a possibilidade de datação exógena do regime faz-se presente, pois a antecipação do regime pode ter gerado uma diminuição da variância que não coincida exatamente com a *dummy* comumente utilizada na literatura. Para responder à mesma pergunta, estima-se um modelo de transição suave na equação da variância, identificando os regimes baseado no comportamento da volatilidade, e não da média. Dá-se o nome a tal modelo de *Flexible Coefficient GARCH*, cuja referência principal é Medeiros e Veiga (2009). Mais formalmente, generaliza-se o modelo anterior para

$$\begin{aligned} SPREAD_t &= \beta \cdot x_t + \sqrt{h_t} \cdot \epsilon_t \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot h_{t-1} + \alpha_2 \cdot \epsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^M \alpha_{0,i} \cdot f[t; \gamma_i, c_i] \end{aligned}$$

Neste trabalho, a identificação dos regimes será feita via critérios de informação

Tabela 2.2: Modelos Estimados

	MÉDIA	VARIÂNCIA
<i>Dummy</i> Padrão-ouro	Modelo 1: Regressão Linear Simples	Modelo 3: <i>GARCH</i> com <i>dummy</i> padrão-ouro
Modelo não-linear	Modelo 2: Modelo de Transição Suave	Modelo 4: <i>Flexible Coefficient GARCH</i>

de Akaike.

O número de regimes foi limitado ao máximo de três. O motivo é basicamente que a dificuldade de tratamento computacional do problema: devido ao uso de um *grid search* para o momento da quebra da variância, o tempo de processamento aumenta rapidamente com o número de regimes estimados⁴. Empiricamente, encontrou-se dificuldade na estimação do parâmetro de suavidade da função logística γ . Isto se deve ao fato que valores relativamente altos de γ afetam a verossimilhança somente dos pontos muito próximos ao momento de quebra, gerando na média uma função com pouca curvatura e aproximadamente linear em torno do parâmetro verdadeiro. Por simplicidade, adotou-se a suposição que quebras são abruptas⁵.

É importante comentar sobre a identificação de causalidade neste contexto. A priori, são igualmente plausíveis as hipóteses que o padrão-ouro gera diminuição da variância; como a diminuição da volatilidade dos *spreads*, ao gerar maior previsibilidade, cria as pré-condições necessárias para adoção do regime. A separação econométrica das duas direções de causalidade, todavia, requereria um modelo de equações simultâneas para a variância não-observada h_t , ferramental que não se encontra disponível e cujo desenvolvimento seria um trabalho a parte.

A separação dos efeitos será feita, alternativamente, por argumentações históricas da situação político-econômica de cada país. Observar-se-á que regimes do padrão-ouro são adotados com consistência e durabilidade em situações econômicas favoráveis – definida como baixa volatilidade dos *spreads* –, como mostram o caso argentino de 1899 e brasileiro em 1906, que durariam até a eclosão da Primeira Guerra Mundial. Como exceções que confirmam a regra, as duas tentativas de abertura de conversibilidade durante alta variância duraram poucos anos, como a Argentina em 1883–85 e Chile em 1895–98. Tampouco a condição de baixa volatilidade *garantiu* a adesão ao regime, caso para o qual o Chile da década de 1880 é exemplificador. Em suma, as experiências nacionais favorecem a interpretação que o padrão-

⁴Com a capacidade computacional atual, a estimação com três regimes toma cerca de 10 horas; quatro regimes tomaria cerca de 2500 horas.

⁵Isto é, se supõe que $\gamma = 75$.

ouro é possibilitado durante ciclos virtuosos da economia mundial, colocando, diferentemente da historiografia tradicional, o regime como *resultado* de um *status quo* virtuoso de condições econômicas. Em particular, complementa a literatura de “*good housekeeping*” ao mostrar a relevância da inversão de causalidade presente na equação da variância.