

## 4 UM MODELO EMPÍRICO PARA OS DETERMINANTES DA DURAÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA

### 4.1 Considerações iniciais

Ao longo do capítulo 2, os trabalhos existentes mostram o papel da maturidade em políticas de gestão de dívida pública em diferentes contextos.

O modelo de Calvo e Guidotti (1990) estuda o papel da maturidade no contexto de neutralidade da gestão da dívida pública, mostrando que existem casos onde a indexação ótima é reforçada pela escolha de prazos de vencimento maiores.

Já os modelos de Alesina, Prati e Tabellini (1990) e Giavazzi e Pagano (1990) estudam o papel da maturidade num contexto onde a escolha da maturidade é feita levando-se em conta o *trade-off* entre minimização de custo e risco. No caso do primeiro, o pano de fundo é o ambiente italiano no fim da década de 80, onde prevaleciam dificuldades relativas à rolagem da dívida pública e, no caso do segundo, o contexto é o de países com taxa de câmbio fixa e livre mobilidade de capitais, que foi o caso do Brasil até a desvalorização cambial em janeiro de 1999.

O modelo de Missale, Giavazzi e Benigno (2000) é bastante relevante para explicar a gestão de dívida pública brasileira no período pós-Real, principalmente nos momentos de crise, os quais foram freqüentes e intensos no período estudado. Esse modelo mostra que, em momentos de estabilizações fiscais, em que há uma grande assimetria de informação entre o governo e os agentes privados, emite-se dívida de curto prazo para minimizar os custos de financiamento. Esse modelo ajuda a explicar a razão pela qual, em momentos de crise, o Tesouro optou por colocar dívida de curto prazo (ou indexada), ao invés de sancionar as altas taxas de juros pedidas pelo mercado.

O modelo de Missale e Blanchard (1994), por sua vez, foi o grande ponto de partida para este trabalho, pois encontra uma forte relação inversa entre maturidade efetiva e razão dívida-PIB em países como Itália, Bélgica e Irlanda, que tinham razões

dívida-PIB próximas de 100%. Cabe, nesse caso, fazer duas ressalvas. A primeira é que o conceito de maturidade efetiva não é adequado para explicar o que houve com a maturidade da dívida pública brasileira pós-Real, dada a composição de dívida brasileira ser fortemente indexada (principalmente a partir da crise russa), o que é bastante diferente dos países estudados no artigo, que têm grande parte da sua dívida prefixada. O modelo desenvolvido pelos autores se baseia na hipótese da tentação inflacionária do governo ser crescente no prazo e no montante da dívida, de tal forma que, quando o montante da dívida aumenta (medido pela razão dívida-PIB), para o governo sinalizar que não vai reduzir o valor real da dívida (no caso, títulos nominais) via inflação, ele precisa reduzir a maturidade efetiva da mesma. Daí encontra-se uma relação inversa entre maturidade efetiva e razão dívida-PIB.

Como a composição de dívida pública brasileira é diferente da dos países estudados no artigo, tal linha de raciocínio não vale exatamente dessa forma. Não parece razoável supor que a inflação tenha desempenhado um papel tão crucial na determinação da maturidade como no caso dos países citados no artigo pelas próprias características da composição da dívida pública brasileira, predominantemente indexada (principalmente a juros e câmbio), a partir de 1998, como já foi mencionado. Por outro lado, pode se afirmar que a maturidade da dívida pública tem uma relação inversa com a razão dívida-PIB; pois, quanto maior esta for, maior é o risco de não-sustentabilidade da dívida pública percebido pelos agentes, o que faz com que o público aceite prazos de vencimento menores ou que queira mais dívida indexada e menos dívida prefixada quando a razão dívida-PIB aumenta.

Após ter constatado que, em momentos de crise, o Tesouro, muitas vezes, optou por não emitir dívida prefixada, ao invés de aceitar as altíssimas taxas de juros pedidas pelo mercado, percebe-se que o público teria duas alternativas face ao aumento de dívida: a primeira seria pedir redução de prazos e a segunda seria não querer tomar dívida prefixada e sim indexada. Essa atitude por parte do público (sob a ótica da demanda por dívida pública) seria corroborada pela visão do Tesouro, que pode ser respaldada pelo modelo de Missale, Giavazzi e Benigno (2000). Esse último mostra que o Tesouro prefere, em momentos de crise, não emitir dívida prefixada às taxas de juros exorbitantes pedidas pelo mercado, para não emitir uma sinalização de que não acredita

na estabilização e para se diferenciar de governos menos comprometidos, prefere emitir dívida de curto prazo em momentos de grande assimetria de informação.

A partir desta constatação e do fato da composição da dívida pública brasileira ser fortemente indexada, principalmente a partir da crise russa (1998), parece mais apropriado estudar empiricamente os determinantes da duração da dívida pública do que da maturidade média da mesma – sendo o primeiro o principal objeto de estudo deste trabalho.

Convém ressaltar também que o conceito de duração não é apropriado para os títulos cambiais e indexados à inflação, que representaram uma parcela importante da dívida pública no período pós-Real, principalmente após a desvalorização cambial em janeiro de 1999. Afinal, num regime de Regime de Metas de Inflação e de câmbio flutuante como se tem no Brasil após janeiro de 1999, os movimentos no câmbio são mais erráticos do que nos juros. Assim, títulos cambiais podem até ter seu preço aumentado quando há um aumento das taxas de juros, o que geraria uma duração “negativa”, o que é difícil de se interpretar segundo o conceito de duração convencional.

No capítulo 3, foi feita uma descrição da gestão da dívida pública no período pós-Real, salientando como os objetivos de gestão de dívida se ajustaram aos diversos momentos de crise pelos quais o Brasil passou durante o período estudado.

Agora, finalmente, este capítulo empírico busca encontrar os determinantes da duração da dívida pública brasileira no período entre agosto de 1996 e setembro de 2002. Convém ressaltar, novamente, que o objetivo inicial era estudar todo o período pós-Real; mas a disponibilidade de dados limitou a análise para o período a partir de agosto de 1996.

Primeiro, tentou-se obter os determinantes da duração da dívida pública brasileira utilizando os dados originais disponibilizados pelo Banco Central. Entretanto, dada a crescente importância das operações de mercado aberto (que se tornaram mais representativas a partir de julho de 2002, chegando a 9,3% do total da dívida em dezembro de 2002), foi calculada uma medida de duração *modificada*, que leva em conta as operações de mercado aberto.

A “duração modificada” foi obtida como uma média ponderada entre a duração original e a duração das operações de mercado aberto, ponderadas pela sua participação na dívida total. A duração original é a publicada nas Notas para a Imprensa do Banco Central, enquanto a duração das operações de mercado aberto foi considerada, por hipótese, igual a 1 dia. Constrói-se tal hipótese pelo fato de grande parte das operações de mercado aberto estar indexada à taxa SELIC<sup>93</sup> e sabe-se que os títulos indexados à taxa SELIC têm duração de 1 dia nos cálculos do Banco Central.

Mostrar-se-á que, dada a não estacionariedade das séries envolvidas no modelo utilizado no presente trabalho, são estimadas relações de cointegração e um Modelo de Correção de Erros (VECM), cujos resultados são mostrados na seção 4.4.

Nas seções a seguir, será tratada a formulação do modelo empírico obtido. Na seção 4.2, mostrar-se-á a especificação do modelo, com as variáveis básicas (na seção 4.2.1) e as variáveis complementares (na seção 4.2.2) incluídas no mesmo. Na seção 4.3, será mostrado o modelo a ser estimado e, na seção 4.4, será abordada a origem dos dados e seus problemas. Na seção 4.5, será realizada uma análise econométrica das séries temporais envolvidas na estimação do modelo.

---

<sup>93</sup> Em dezembro de 2002, por exemplo, 83,55% do saldo líquido das operações contratadas pelo BC referiam-se a operações prefixadas overnight e o restante a operações pós-fixadas com prazo mais longo e remuneração baseada em um percentual da taxa Selic.

## 4.2 Especificação do Modelo

### 4.2.1 Variáveis Básicas

No caso brasileiro após o Plano Real, os principais fatores que determinaram a evolução da duração foram: os fundamentos, o tamanho da dívida como proporção do PIB e uma variável que meça o efeito de crises externas, as quais foram recorrentes no período estudado.

Como *proxies* para fundamentos, foram testados o déficit em conta corrente como porcentagem do PIB, resultado fiscal como porcentagem do PIB (déficit nominal, operacional e primário (NFSP) como porcentagem do PIB), inflação (medida pelo IPCA e IGP-M), taxa de crescimento real do PIB, taxa SELIC e taxa de câmbio nominal. Como *proxies* para o tamanho da dívida, foram utilizadas a Dívida Mobiliária Federal (como porcentagem do PIB) e a Dívida Líquida Total (como porcentagem do PIB). Já para medir o efeito dos fatores externos sobre a escolha da maturidade da dívida pública brasileira, foram incluídos no modelo o *spread C-Bond* e o EMBI (*Emerging Markets Bond Index*), além do *high yield index spread*, que mede a aversão a risco dos investidores estrangeiros.

O modelo estabelecido no presente trabalho segue o padrão utilizado por Missale e Blanchard (1994), adaptado ao caso brasileiro. Deseja-se encontrar os determinantes da duração da dívida pública brasileira, ao invés da sua maturidade efetiva e, diferentemente da forma utilizada pelos autores citados, incluem-se fundamentos outros que não sejam a inflação (que não é tão relevante para determinar a duração da dívida pública brasileira no período estudado) e também fatores externos, importantes condicionantes para um país emergente como o Brasil, vulnerável aos efeitos de choques externos. Inclui-se a razão dívida-PIB, assim como em Missale e Blanchard (1994). São introduzidos também, em uma forma ainda preliminar do modelo, o tempo e uma variável binária  $d_t$ , de forma a considerar o efeito de crises, as quais foram recorrentes no período a ser analisado.

Em primeiro lugar, estima-se um modelo mais geral, o qual inclui fundamentos macroeconômicos, a razão dívida-PIB e fatores externos, além do tempo e da variável binária  $d_t$ . Apesar da estimação desse modelo mais geral não ter sido bem-sucedida, por razões que serão explicadas mais adiante neste capítulo, os sinais esperados para as variáveis incluídas nesse modelo geral serão mostrados, caso a caso, abaixo:

Tamanho da dívida como porcentagem do PIB ( $dp_t$ ): Quanto maior for o estoque de dívida pública, maior é a probabilidade de não-sustentabilidade da mesma. Isto se reflete, portanto, numa duração menor, o que faz com que se espere um coeficiente negativo para essa variável. Realizou-se o exercício tanto com a Dívida Mobiliária Federal como porcentagem do PIB (DMF) quanto com a Dívida Líquida Total como porcentagem do PIB (DLT).

#### *Fundamentos Macroeconômicos ( $f_t$ )*

Déficit em conta corrente como porcentagem do PIB: quanto mais negativo for o saldo em conta corrente de um país, maior é a necessidade de recursos externos para fechar o seu balanço de pagamentos, o que mostra maior vulnerabilidade do país e, portanto, um maior risco de não-sustentabilidade da dívida pública. Em resposta a esse risco mais elevado, os agentes pedem uma duração mais curta dos títulos – ou seja, ou tomam dívida por um período mais curto ou pedem a indexação da mesma. Por isso, espera-se obter sinal negativo para esse coeficiente.

Resultado fiscal como porcentagem do PIB: O déficit nominal inclui o pagamento de juros e de correção monetária, o déficit operacional só inclui o pagamento de juros e o déficit primário mostra a postura fiscal do governo, medindo a diferença entre despesas e receitas primárias. Os três conceitos refletem o resultado fiscal do governo como porcentagem do PIB e, por isso, esperar-se-ia sinal negativo para esse coeficiente. Afinal, quanto pior for a performance fiscal do governo, maior será a probabilidade de se alcançar uma trajetória de dívida pública não-sustentável no futuro, o que leva os agentes a aceitarem uma duração menor pelos títulos públicos.

Inflação: A inflação é vista como um indicador de qualidade de gestão macroeconômica e, no caso da dívida pública, uma inflação mais alta e mais volátil torna a retenção de títulos prefixados menos atrativa para o público, o que o leva a

querer tomar dívida pública indexada ou até dívida prefixada, mas com um prazo bem mais curto. Ambas as posturas levam a uma redução da duração da dívida pública, o que faz com que se espere um coeficiente negativo para esta variável.

Taxa de crescimento real do PIB: Quanto maior é a taxa de crescimento de um país, maior é a probabilidade deste conseguir honrar os seus compromissos no futuro, o que leva, portanto, a uma duração maior da dívida pública brasileira. Por isso, esperaria-se que o sinal do coeficiente desta variável fosse positivo.

Taxa SELIC: Quanto maior for a taxa de juros SELIC, que corrige parte substancial da dívida pública brasileira, maior é o custo da mesma e, portanto, maior é a probabilidade de que, dado um determinado resultado fiscal por parte do governo, se alcance uma trajetória de dívida pública não-sustentável no futuro. Esperaria-se, então, sinal negativo para esta variável.

Taxa de câmbio nominal: De forma análoga à taxa de juros SELIC, essa variável afeta o custo da parcela da dívida pública atrelada ao câmbio, o que faz com que, quanto mais alta for a taxa de câmbio nominal, maior será o custo relativo à parcela cambial da dívida e, portanto, da dívida pública como um todo – o que gera uma redução da duração da mesma. Esperaria-se, então, sinal negativo para esta variável.

Fatores externos ( $fe_t$ ): O *spread C-Bond* reflete quantos pontos percentuais acima da taxa de juros livre de risco americana (*fed funds rate* ou *taxa de juros de longo prazo sobre os títulos americanos*) pagam os títulos brasileiros emitidos no exterior e o EMBI (*Emerging Markets Bond Index*) é um índice que reúne os principais títulos da dívida externa dos países emergentes, calculado pelo banco *JP Morgan*. Ambas são, portanto, uma medida do risco que os investidores estrangeiros associam ao recebimento dos seus pagamentos; mas o *spread C-Bond* é específico para o Brasil, sendo, portanto, mais adequado ao presente estudo. O coeficiente esperado para essas variáveis tem sinal negativo; pois, quanto maior for o custo dos títulos da dívida externa brasileira, maior é o custo total da dívida e, por isso, maior é o risco de não-sustentabilidade da mesma. Testou-se também a variável *high yield index spread* para medir a aversão a risco dos investidores estrangeiros, e esperar-se-ia novamente coeficiente negativo. Afinal, quanto maior for a aversão a risco dos investidores estrangeiros, menos favorável é a

conjuntura internacional em termos de entrada de recursos estrangeiros no país para fechar o balanço de pagamentos, o que, novamente, gera maior risco de não-sustentabilidade da dívida.

#### **4.2.2 Variáveis Complementares**

Foram incluídas, além das variáveis básicas descritas na seção 4.2.1., variáveis complementares.

Primeiro, incluiu-se uma variável de “tempo” para identificar se a duração tem alguma tendência temporal, que não seja explicada pelas variáveis básicas já presentes no modelo. Esta variável assume valor 1 na observação referente ao primeiro mês (agosto de 1996), 2 para setembro de 1996, etc. O sinal para essa variável pode ser positivo ou negativo.

Foi incluída também uma variável binária  $d_t$  que mede o efeito de crises específicas, podendo alterar o modelo básico de gestão de dívida. As crises consideradas foram as crises que ocorreram no Brasil, como as crises de confiança no final de 1998 e a de 2002 ou as crises externas que tiveram impacto relevante sobre o Brasil, como a crise asiática (1997), crise russa (1998), crise argentina (2001) e a crise dos atentados terroristas de 11/9 nos EUA (2001). Espera-se sinal negativo para essa variável, pois nesses períodos de maior volatilidade nos mercados, havia uma tendência à redução da duração – pois se emitia dívida prefixada de prazo mais curto ou dívida indexada (principalmente).

Resumindo, os sinais esperados para as variáveis são: tamanho da dívida como porcentagem do PIB (-), déficit em conta corrente como porcentagem do PIB (-), resultado fiscal como porcentagem do PIB (-), inflação (-), taxa de crescimento real do PIB (+), taxa SELIC (-), taxa de câmbio nominal (-), tempo (+/-) e a variável binária (-).

### 4.3 O Modelo

A partir dos resultados não-satisfatórios obtidos na estimação do modelo mais geral descrito acima, procede-se a uma interpretação tanto econômica quanto econométrica das séries temporais utilizadas.

Em primeiro lugar, cabe ressaltar que as séries de razão dívida-PIB e de duração são calculadas pelo preço de emissão, não estando disponíveis tais séries marcadas a mercado, o que seria mais adequado para o presente estudo.<sup>94</sup> Em termos econométricos, as séries são não-estacionárias, o que inviabiliza a estimação do modelo mais geral através da estimação de uma regressão de “curto prazo”.

Assim, de forma análoga ao modelo de Missale e Blanchard (1994) e considerando as especificidades do caso brasileiro, obtém-se o seguinte modelo:

$$(1) \ln(\text{dur})_t = \beta_0 + \beta_1 * \ln(\text{dp})_t + \beta_2 * \ln(f)_t + \beta_3 * \ln(\text{fe})_t + \varepsilon ;$$

onde:

.dur<sub>t</sub> = duração da dívida pública no período t

.dp<sub>t</sub> = *proxies* para o tamanho da razão dívida-PIB no período t (o que mede o risco de não-sustentabilidade da mesma);

.f<sub>t</sub> = fundamentos macroeconômicos (que influenciam a percepção de risco de não cumprimento dos contratos por parte dos agentes);

. fe<sub>t</sub> = fatores externos (que medem a percepção de risco por parte dos investidores estrangeiros).

O modelo estimado é linear nos parâmetros  $\beta_0$  (constante),  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ . As variáveis incluídas no modelo são contemporâneas (afetam a variável dependente no próprio período t). Supôs-se que o termo de erro aleatório  $\varepsilon$  tem média zero, variância constante (erro homocedástico) e a covariância entre qualquer par de erros aleatórios  $e_i$  e  $e_j$  é zero.

<sup>94</sup> Afinal, se as séries fossem marcadas a mercado, refletiriam no curto prazo o efeito das “crises”, o que tornaria mais fácil encontrar empiricamente os determinantes da duração da dívida pública brasileira.

#### 4.4 Dados

Os dados utilizados na estimação da equação (1) foram dados mensais, no período de agosto de 1996 a setembro de 2002.

Utilizou-se como variável dependente o logaritmo natural da duração dos títulos públicos emitidos em oferta pública pelo Banco Central e pelo Tesouro Nacional, cujos dados foram obtidos na Nota para Imprensa de Política Fiscal feita pelo Banco Central. Entretanto, esses dados só são disponibilizados a partir de agosto de 1996, o que impossibilitou uma análise econométrica para todo o período pós-Plano Real, que era o objetivo inicial deste trabalho.

Utilizaram-se como *proxies* para a razão dívida-PIB as variáveis de Dívida Mobiliária Federal (como porcentagem do PIB) e Dívida Líquida Total (como porcentagem do PIB). O primeiro conceito engloba a dívida mobiliária do governo federal e a do Banco Central e o segundo conceito engloba a dívida do governo federal, do Banco Central, dos estados e municípios e estatais.

Vale a pena ressaltar que os conceitos utilizados aqui são de dívida pública nas mãos do mercado, que é a variável relevante como um dos determinantes da evolução da duração no período estudado. Utiliza-se também uma variável para fundamento, que é a NFSP<sup>95</sup> - que é uma variável relevante na formação de expectativas do mercado por refletir a postura fiscal do governo e uma *proxy* para os efeitos de crises externas, que é o *spread C-Bond*, fator que também foi bastante importante para explicar a duração no período estudado.

Os dados de duração e de razão dívida-PIB (nos 2 conceitos testados) são calculados pelo preço de emissão dos títulos. Caso fosse possível obter os dados de duração e de razão dívida-PIB marcados a mercado, provavelmente poderia se identificar, no curto prazo, os determinantes da duração. Mas nem o Tesouro Nacional

---

<sup>95</sup> Sob o conceito de NFSP sem desvalorização cambial (porcentagem do PIB)- fluxo acumulado em 12 meses (valorizado) – resultado primário do setor público consolidado.

nem o Banco Central têm esses dados marcados a mercado e nem forneceram os dados para o cálculo da mesma.

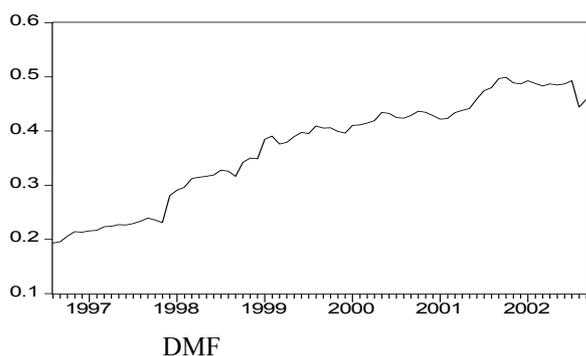
## 4.5

### Uma Análise Econométrica das Séries Temporais

O primeiro passo para se fazer uma análise das séries em questão, após ter pensado no sentido econômico das mesmas e ter analisado seus gráficos, é testar sua estacionariedade.

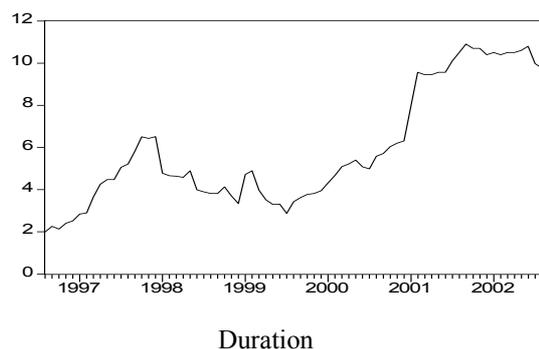
**FIGURA 4.1**

*Evolução da Dívida Mobiliária Federal (DMF)*



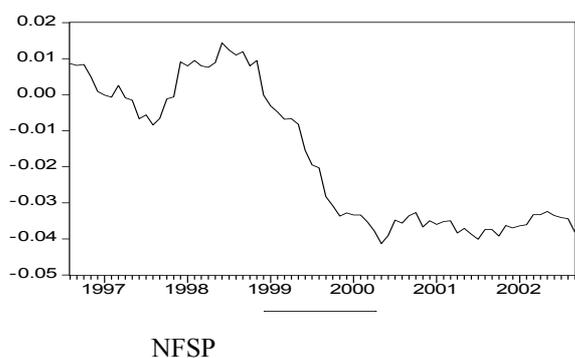
**FIGURA 4.2**

*Evolução da Duração da Dívida Pública*



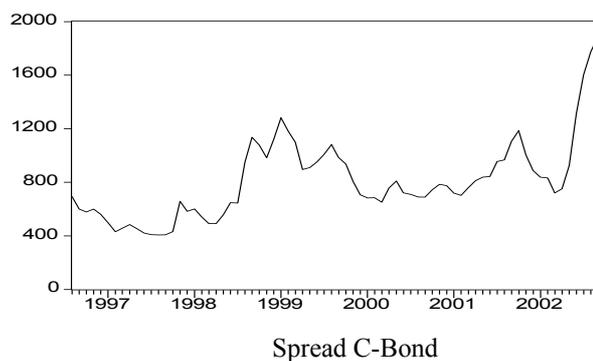
**FIGURA 4.3**

*Evolução da Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP)*



**FIGURA 4.4**

*Evolução do Spread C-Bond*



Para se testar a estacionariedade das séries em questão, em primeiro lugar, tirou-se o logaritmo natural das mesmas (pois o modelo as testa nesse formato). Depois, verificou-se se as séries são I(1), ou seja, se têm raízes unitárias. Todas, pelo teste *Dick-Fuller*, com intercepto e 2 defasagens, são não-estacionárias a 1% de nível de significância.

Dado que as séries são não estacionárias, poderia se investigar se existe alguma combinação linear destas séries I(1) que seja estacionária. O próximo passo foi, portanto, testar se realmente há cointegração entre as séries. Existe cointegração se houver uma combinação linear de variáveis I(1) que seja estacionária.

A princípio, foi testada a presença de cointegração entre as 4 séries: ln duração, ln NFSP, ln *spread C-Bond* e ln DMF (ou *Indivliqttotal*). O teste de *Johansen* indicou a presença de cointegração a 5% de nível de significância (tanto quando se utiliza a DMF quanto a dívida líquida total como *proxy* para o tamanho da dívida. O próximo passo é, portanto, estimar um modelo de correção de erros (VECM) para os 2 casos, cujos resultados serão mostrados nas equações 2 e 3 abaixo:

$$(2) \ln(\text{dur})_t = -13,00668 - 35,70895 \ln(\text{nfsp})_t - 17,10692 \ln(\text{dmf})_t + 2,912373 \ln(\text{spreadcbond})_t$$

(13,0901)	(8,14453)	(1,36644)
(2,72794)	(2,10042)	(-2,13137)

$R^2 = 0,252025$  : Grau de aderência no “longo prazo”

$$(3) \ln(\text{dur})_t = 266,6270 + 561,5500 \ln(\text{nfsp})_t + 424,3131 \ln(\text{divliqttotal})_t - 62,34867 \ln(\text{spreadcbond})_t$$

(293,626)	(2720,01)	(1996,53)
(0,21234)	(-0,20645)	(-0,21234)

$R^2 = 0,246549$ : Grau de aderência no “longo prazo”

Os números entre parênteses, abaixo dos coeficientes, são o erro-padrão e a estatística t, nessa ordem.

Pode se constatar que, quando se utiliza a DMF como *proxy* para o tamanho da dívida, somente o sinal do logaritmo do *spread C-Bond* é diferente do esperado. Quando se utiliza como *proxy* a Dívida Líquida Total como porcentagem do PIB, os sinais dos coeficientes de  $\ln(\text{nfsp})$  e  $\ln(\text{divliqttotal})$  obtidos são diferentes do esperado.

Uma das possíveis razões testadas para explicar o sinal diferente do esperado para o logaritmo do *spread C-Bond* na estimação que utiliza a DMF como *proxy* foi a alta correlação do *spread C-Bond* com a DMF, que é de 0,60 (esse problema é análogo ao de multicolinearidade no caso de regressão). Essa correlação elevada faz todo o sentido econômico também; afinal, quanto maior é o *spread C-Bond*, maior é o custo sobre os títulos da dívida externa, o que afeta diretamente o conceito de dívida líquida total e, indiretamente, o conceito de DMF, pelo maior risco percebido de não-sustentabilidade da dívida percebido pelos agentes, que passam a pedir um prêmio de risco maior pelos títulos da dívida doméstica também.

Como a variável *spread C-Bond* tem correlação ainda mais alta com a dívida líquida total (0,70), optou-se por retirar a série  $\ln(\text{spread C-Bond})$  também do modelo que utiliza a dívida líquida total como *proxy*, pelas mesmas razões já citadas anteriormente.

Após o teste de *Johansen*, o qual detectou cointegração entre as séries restantes ao nível de significância de 5%, estimou-se o Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) para as diferentes defasagens e verificou-se que, a partir da 2ª defasagem, o AIC (Critério de Informação de Akaike) e o SC (Critério de Informação de Schwarz) passaram a aumentar nos 2 casos (com a DMF e a dívida líquida total). Isto mostra que, em ambos os casos, o modelo com 2 defasagens é o melhor modelo a ser estimado pelo VECM (Modelo Vetorial de Correção de Erros). Entretanto, a partir do VECM com 2 defasagens, quando se utiliza a DMF como *proxy*, são obtidos coeficientes com os sinais esperados mas não significantes, como pode ser constatado pela equação abaixo:

$$(4) \ln(\text{dur})_t = 31,67829 - 119,2044 \ln(\text{nfsp})_{t-2} - 362,8005 \ln(\text{dmf})_{t-2}$$

(424,952)	(1238,25)
(0,28051)	(0,29299)

$R^2 = 0,232586$  : Grau de aderência no “longo prazo”

Esse modelo explica 23,3% do total da variação em  $\ln(\text{duração})$ , nossa variável dependente.

Quando se utiliza a dívida líquida total como *proxy* para a razão dívida-PIB, por sua vez, os resultados obtidos são satisfatórios, como pode ser verificado na equação abaixo:

$$(5) \ln(\text{dur})_t = 6,069076 - 64,23239 \ln(\text{nfsp})_{t-2} - 14,82541 \ln(\text{divliqttotal})_{t-2}$$

(19,7350)	(6,25272)
(3,25475)	(2,37104)

$R^2 = 0,300377$  : Grau de aderência no “longo prazo”

O modelo explica, neste caso, 30% da variação na variável dependente,  $\ln$  da duração. Foram obtidos resultados satisfatórios quando se utiliza a dívida líquida total como *proxy* para o tamanho da dívida, pois foram encontrados coeficientes significantes e com os sinais esperados na estimação do VECM.

Após a obtenção dos resultados acima apresentados, procedeu-se à utilização da medida de “duração modificada”, a qual leva em consideração as operações de mercado aberto. A “duração modificada” foi obtida como uma média ponderada entre a duração original e a duração das operações de mercado aberto (que, por hipótese, é igual a 1 dia)<sup>96</sup>, ponderadas pela sua participação na dívida total.

Utilizando-se a DMF como *proxy* para a razão dívida-PIB e o conceito de “duração modificada” como variável dependente, obtêm-se coeficientes com os sinais esperados mas não significantes na estimação do VECM, como pode ser notado na equação abaixo:

<sup>96</sup> Anteriormente, neste capítulo, foi dada a explicação detalhada de como foi construída esta medida de “duração modificada”.

$$(6) \ln(\text{durmodif})_t = 11,00457 - 124,7099 \ln(\text{nfsp})_{t-2} - 37,39509 \ln(\text{dmf})_{t-2}$$

(207,433)	(69,7476)
(0,60121)	(0,53615)

$R^2 = 0,480628$  : Grau de aderência no “longo prazo”

Verifica-se que, mesmo após a introdução do conceito de “duração modificada”, os coeficientes obtidos na estimação do VECM continuam com os sinais esperados, mas são não significantes, quando se utiliza a DMF como *proxy*.

Com a dívida líquida total como *proxy* para a razão dívida-PIB e o logaritmo da “duração modificada” como variável dependente, os coeficientes do VECM continuam não significantes, como pode ser verificado na equação abaixo:

$$(7) \ln(\text{durmodif})_t = 43,95375 - 444,5586 \ln(\text{nfsp})_{t-2} - 134,5297 \ln(\text{divliqttotal})_{t-2}$$

(1145,78)	(358,428)
(0,38800)	(0,37533)

$R^2 = 0,375036$  : Grau de aderência no “longo prazo”

Verifica-se, portanto, que o modelo com melhor ajuste é o que utiliza como *proxy* para a razão dívida-PIB a dívida líquida total e a duração “original” como variável dependente. Este modelo é mostrado na equação (5).

É possível afirmar, portanto, que o logaritmo natural da duração pode ser explicado, no longo prazo, pelo logaritmo natural da NFSP e da razão dívida-PIB, de forma que quando estes sobem, o logaritmo natural da duração cai – pois os agentes percebem um maior risco de não-sustentabilidade da dívida. Daí pode-se dar prescrição de política econômica – pois, quanto menores forem a NFSP e a razão dívida-PIB, maior será a duração da dívida pública brasileira no longo prazo.