

4

Análise Empírica

Chegamos ao final do capítulo 3, após o desenvolvimento de um modelo e algumas ponderações teóricas, com algumas expectativas e algumas dúvidas quanto às vantagens e desvantagens do uso de reservas em *sudden stops*. Ficou claro, também, que é importante considerarmos a maneira como esse instrumento afeta o próprio fluxo de capital. Para lidarmos de forma mais conclusiva com esses aspectos, partimos agora para uma análise empírica.

As duas primeiras seções deste capítulo destinam-se a descrever a amostra com que iremos trabalhar. A primeira apresenta algumas informações relevantes quanto à escolha dos dados. A segunda descreve fatos estilizados de reservas e *sudden stops* verificados na amostra, que permitem entender melhor os fenômenos abordados.

A terceira e maior seção do capítulo destina-se à apresentação da abordagem econométrica, descrevendo métodos e resultados. Em resumo, queremos responder às três perguntas que lançamos no capítulo passado:

- Qual é o efeito do estoque de reservas sobre a probabilidade de crise?
- Qual é o impacto do acúmulo e do uso de reservas sobre a dimensão da crise? (E, portanto, também sobre a dimensão da reversão em conta corrente.)
- Qual é o impacto do acúmulo e do uso de reservas sobre o custo da crise, em termos de queda no produto?

Cada uma dessas perguntas dá origem a uma sub-seção, nessa ordem.

4.1

Decisões relativas à escolha da amostra

As perguntas que estamos tentando responder não são específicas a um país, dizem respeito ao fenômeno geral do *sudden stop* e, por isso, é mais adequado trabalharmos com dados de vários países. Porém, na verdade isso nem mesmo é

uma opção: qualquer trabalho empírico sobre *sudden stops* precisa ser feito com dados em painel (na verdade, *pooled cross-section time-series*) para aumentar o número de observações, já que cada país sofre poucos episódios. As escolhas que realmente temos que fazer são outras: quantos e quais países colocar na amostra, qual deve ser a frequência de observações, qual o período total a estudar.

Temos dois motivos para querer usar apenas dados de países de maior renda. Primeiro, eles desempenham um papel mais relevante na economia internacional. Segundo, como pode ser constatado com uma observação atenta da série, seus dados tendem a ser mais confiáveis e a ter maior disponibilidade, isto é, existe um *tradeoff* entre quantidade e qualidade dos dados. Por isso, decidimos trabalhar com os 50 de maior PIB em 2002¹⁷. A amostra está bem distribuída entre países industrializados e emergentes.

A escolha da periodicidade é talvez a mais delicada. Como o próprio nome evidencia, *sudden stops* são fenômenos abruptos. Tão abruptos que muitas vezes não conseguem ser capturados se a frequência das observações for baixa. O ideal seria trabalhar com dados trimestrais ou até mesmo mensais. De fato, algumas das principais definições para a crise supõem dados mensais. Contudo, nem todas as variáveis estão disponíveis com essas frequências. É o caso, por exemplo, das classificações de regime cambial, para as quais só encontramos dados confiáveis em periodicidade anual. Já dados de PIB podem ser encontrados trimestralmente, mas apenas para uma fração dos países e, em geral, com séries de início recente. Diante da importância dessas variáveis, julgamos necessário adotar dados anuais¹⁸.

Devido à perda de observações por estarmos trabalhando com dados anuais, decidimos usar o maior período possível de dados, para maximizar o tamanho da amostra. Entretanto, julgamos importante iniciar o estudo no período pós-Bretton Woods, em que, como comentamos no segundo capítulo, o papel das reservas parece ter se alterado. Além disso, o uso de séries muito longas pode gerar um viés de seleção, já que para algumas delas só países desenvolvidos apresentam

¹⁷ Para ilustrar o ponto, tentamos por algum tempo trabalhar com uma amostra de 100 ao invés de 50 países. A pouca disponibilidade de dados nos levou a termos praticamente as mesmas observações úteis de antes. O número de *sudden stops*, por exemplo, só aumentou 20% e isso não se deveu a uma menor incidência nesses países, mas sim à menor disponibilidade de dados para fluxo de capital e produto.

dados de passado mais distante. Assim, não é interessante usarmos série de início muito remoto. Decidimos, então, tentar trabalhar com dados de 1972 a 2003¹⁹.

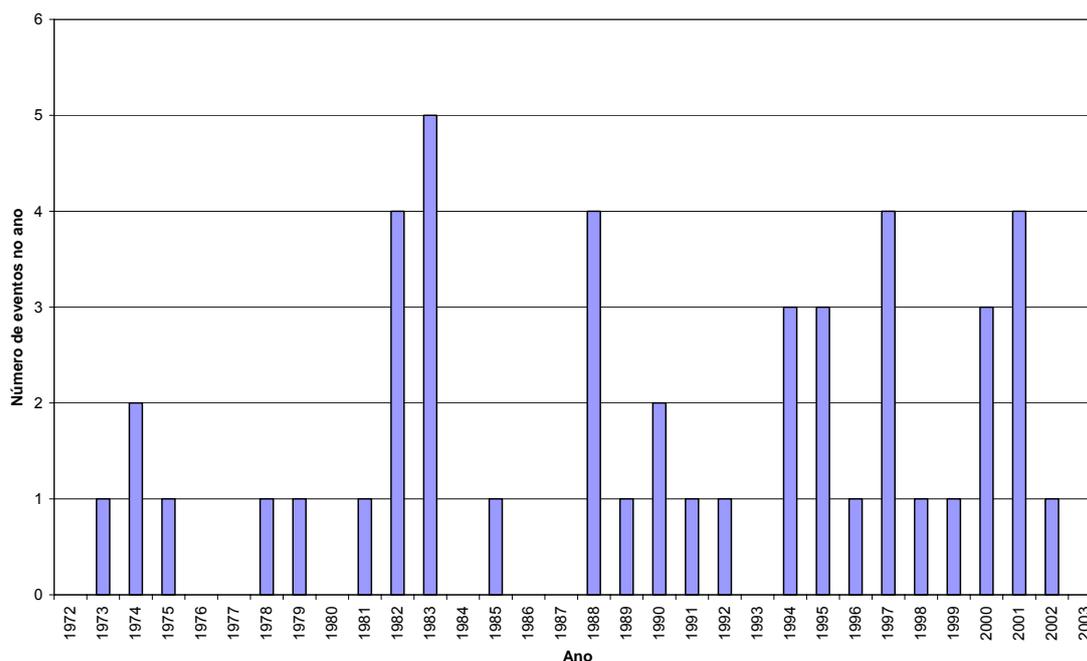
A descrição das origens e da forma de cálculo de cada série de dados está apresentada no apêndice a este capítulo. Dentre outras informações, apresentamos a definição e a forma de identificação dos *sudden stops*.

4.2

Alguns fatos estilizados sobre reservas e *sudden stops*

Usando os procedimentos descritos, identificamos 47 *sudden stops* na amostra. A Figura 4 apresenta o número de eventos verificado em cada ano. A lista com todos os eventos por país está apresentada no apêndice a este capítulo.

Figura 4: *Sudden Stops*



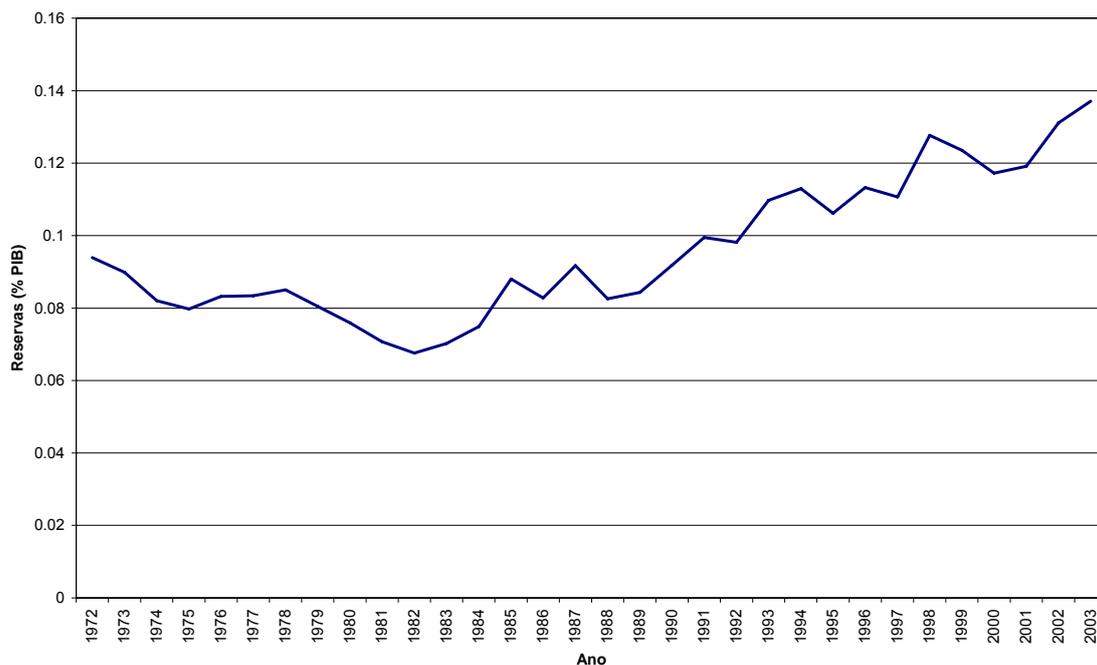
A figura sugere que de ano para ano ocorrem grandes variações no número de eventos. Isso é verdade apenas em parte. De fato, a literatura usando dados trimestrais ou mensais identifica mais eventos em torno de certos anos de crise,

¹⁹ Estamos cientes das perdas que isso determina. Dependendo da definição, capturamos cerca de metade dos eventos que seriam capturados com dados trimestrais.

como 1983 e 1997, mas com um pouco menos variância do que encontramos em nossos dados.

Já o nível de reservas apresenta menor variação. A Figura 5 mostra a evolução do estoque médio de reservas para os 43 países da amostra que possuem dados para todo o período em estudo. Do início dos anos 70 a meados dos 80, percebe-se uma leve tendência de queda que é revertida para uma clara elevação a partir dos anos 90. Como comentamos no capítulo 2, essa queda inicial está associada ao abandono dos câmbios controlados do sistema Bretton Woods, enquanto a reversão dessa tendência é atribuída à proliferação de regimes de “flutuação suja”. Já entrando um pouco em nossa discussão central, vemos que a evolução nos estoques médios de reservas nos anos 90 não parece ter reduzido a incidência de *sudden stops*.

Figura 5: Estoque médio de reservas

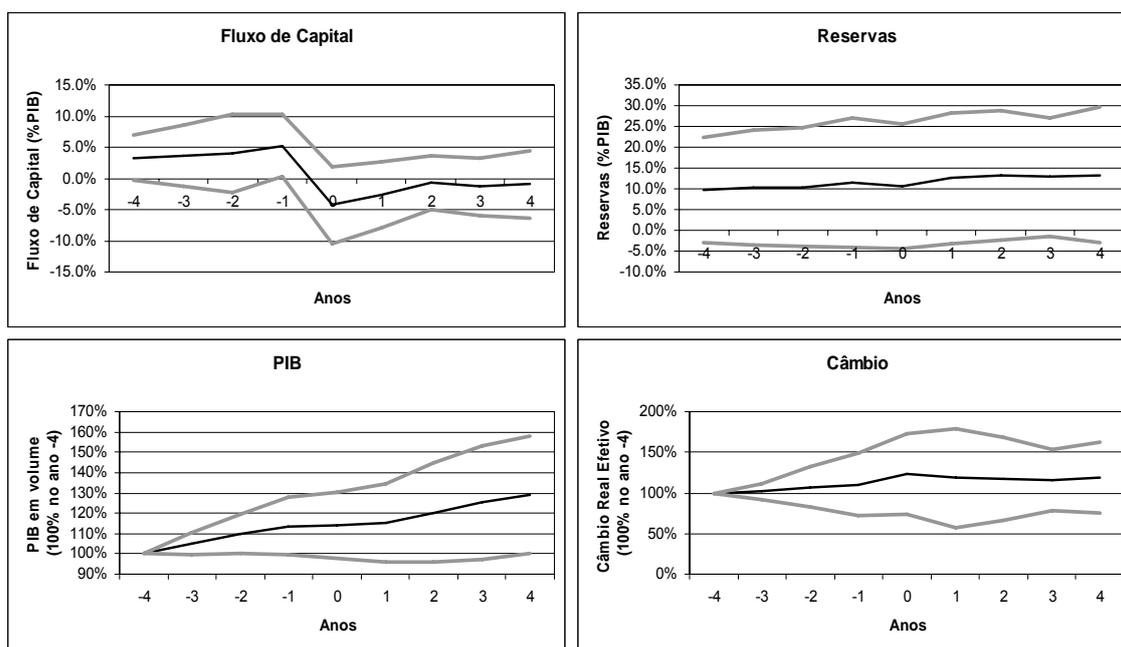


É interessante observarmos também como se comportam as principais variáveis em torno da crise. A Figura 6 reúne os gráficos referentes à evolução do valor médio entre países de quatro variáveis: fluxo de capital, reservas, PIB e taxa de câmbio real efetiva. A janela vai de quatro anos antes a quatro após a crise, que

¹⁹ Na verdade, gostaríamos de ir até 2004, mas não há disponibilidade de dados para esse ano. Na verdade, algumas séries nem mesmo têm dados até 2003.

é representada como o ano zero. Cada média é tomada apenas entre os países que possuem o dado para os nove anos apresentados, de modo que o grupo de países retratado em cada gráfico pode ser diferente. Além disso, para dar uma percepção da variabilidade dos dados entre países, apresentamos mais duas curvas em cada gráfico, uma somando e outra diminuindo da média o valor do desvio-padrão dentro da amostra de cada ano.

Figura 6: Dinâmica de algumas variáveis em torno do *sudden stop*



De um modo geral, à exceção do gráfico do fluxo de capital, nota-se que as variabilidades entre países são significativamente maiores do que a variação no tempo perto do *sudden stop*. Olhando os gráficos individualmente, há também algumas peculiaridades. Primeiramente, podemos ver que na média o produto não chega a apresentar queda, apenas uma estagnação de crescimento de cerca de dois anos de duração. Outro ponto é que *sudden stops* eventualmente são precedidos de um processo de depreciação cambial, mas este se amplifica no ano da crise.

O comportamento das reservas merece uma atenção especial. Como o gráfico sugere, há muita variação no estoque de reservas entre países. Entretanto, ocorre uma leve redução no desvio-padrão no ano da crise, quando a média das reservas apresenta queda, sugerindo, possivelmente, que a tendência de uso de reservas é forte entre os países. Esse detalhe merece ser observado mais a fundo.

Suponhamos que diante de uma crise os países questionem intervir para tentar fazer com que a queda no fluxo de capital seja compensada por gasto de reservas. Isso, motiva três perguntas sobre a amostra. Quão usual é um país ter reservas suficientes para cogitar intervir na crise? Com que frequência eles de fato intervêm? Quão comum é a intervenção ser bem-sucedida?

Obviamente, essas perguntas se baseiam em critérios subjetivos. Primeiro, não existe um patamar de reservas claro a partir do qual torna-se cogitável a intervenção, mesmo porque, como já argumentamos, essa é uma prática controversa. Segundo, reservas variam também em períodos normais, de forma que sua variação na crise pode não significar um tentativa de intervenção. Terceiro, como poderíamos medir o sucesso de uma intervenção, se não sabemos como teria sido a crise sem a ação do governo e se não temos nem mesmo como afirma que de fato uma intervenção ocorreu? Não podendo evitar essa subjetividade, o que faremos é apresentar três grupos de estatísticas relacionadas a essas questões, trabalhando em todos apenas com as 47 observações de crise.

A primeira idéia é comparar o nível de reservas na véspera de cada crise com o valor de queda no fluxo de capital a partir do qual a definição de *sudden stop* é atingida (chamemos esse valor de *ponto de corte*). Temos em mente que a autoridade monetária, diante do início da queda no fluxo de capital, pode se sentir forte para intervir se suas reservas forem grandes comparadas ao ponto de corte (que se baseia na variância da série do fluxo de capital).

Tabela 1: Reservas na véspera, excedendo o ponto de corte de *sudden stop*

Número mínimo de vezes que as reservas excedem o ponto de corte	0,5	1	2	3	4	5
Número de eventos verificados	37	30	18	7	3	3

A Tabela 1 apresenta o número de eventos em que o país tinha reservas superando um dado número de vezes o ponto de corte. Em 30 dos 47 eventos as reservas superavam a cota em si. Uma estatística interessante da tabela é que em três eventos (Singapura, 1994, Índia, 1995 e Singapura, 2001) as reservas eram maiores que cinco vezes o *threshold* e ainda assim ocorreu *sudden stop*!

Em segundo lugar, quanto à evidência de que o país de fato decidiu intervir, pode ser interessante olhar para o tamanho da queda das reservas no ano da crise comparativamente ao padrão de variância da série dessa mesma variável para o país. A Tabela 2 apresenta o número de eventos em que essa queda excede um certo número de vezes o desvio-padrão da série.

Tabela 2: Queda de reservas maior que o usual no *sudden stop*

Número de mínimo de vezes que a queda excede o desvio-padrão	1	1,5	2	2,5	3
Número de eventos verificados	13	8	3	2	2

Observando a tabela, vemos que a reação ao *sudden stop* com o gasto de reservas não parece ser tão comum. Não podemos dizer quais países tentaram de fato reagir ao evento, até porque muitos podem ter iniciado uma reação e abortado precocemente. Ainda assim, aparentemente a reação apenas é advinda de países que dispõem de reservas: dos 13 países que têm queda superior a um desvio-padrão, apenas um não pertence ao grupo de 30 países que tinham reservas maiores que o ponto de corte de *sudden stop*, conforme a Tabela 1.

Por fim, quanto ao sucesso das intervenções, poderíamos tentar observar qual fração da queda no fluxo de capital equivale a gasto de reservas. Quanto maior essa fração, mais bem-sucedida poderíamos considerar a tentativa do país de intervir no *sudden stop*. Essa informação é mostrada na Tabela 3.

Tabela 3: Fração da crise “defendida” por reservas

Percentual mínimo da queda no fluxo de capital correspondente à redução de reservas	10%	25%	50%	75%	90%
Número de eventos verificados	26	13	3	1	1

Percebe-se, portanto que ainda mais raro é um sucesso em uma intervenção em *sudden stop*. Dos 13 eventos em que se fez frente a mais de 25% da crise, 11 pertencem ao grupo de 13 países da Tabela 2 que tiveram queda de reservas superior a um desvio-padrão, um possível indício de que, de fato, era uma

tentativa de reação à crise. Entretanto, em um único evento se conseguiu responder a mais de 75%. Isso aconteceu na Grécia, em 2001.

4.3

Análise econométrica

Passemos agora à parte econométrica. Cada sub-seção a seguir se propõe a responder uma das perguntas que apresentamos no início deste capítulo. As regressões foram implementadas nos programas Eviews e Stata.

4.3.1

Efeitos sobre a probabilidade de crise

Este primeiro exercício baseia-se em PROBITs em painel, usando como variável dependente uma *dummy* indicadora da ocorrência de *sudden stop*. As regressões são executadas com efeitos aleatórios. Na prática, como a variável dependente é binária, a teoria de séries temporais e estacionariedade não se aplica e os resultados são equivalentes a fazer um grande *cross-section*. Estaremos trabalhando com covariâncias robustas à distribuição subjacente da variável dependente, usando o método QML (quase máxima verossimilhança de Hubber & White). Acreditamos que pode também haver problemas de heterocedasticidade, especialmente devido à diversidade dos países e anos, mas não conhecemos maneira simples de contorná-los no PROBIT.

Naturalmente, a principal variável explicativa que queremos introduzir são as reservas. Usaremos um valor relativo, ponderando o estoque de reservas pelo PIB, avaliado no ano anterior à crise. Essa defasagem é necessária para capturar a influência das reservas sobre as expectativas dos agentes. Inclusive, essa é uma prática que adotaremos não apenas para as reservas: todas as variáveis explicativas que entram nesse teste são avaliadas com defasagem. Os resultados estão apresentados na Tabela 4.

Tabela 4: Resultados dos PROBITs da seção 4.3.1

Variável dependente: *dummy* de *sudden stop*

Entre parênteses: p-valores

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	-1.8322 (0.0000)	-1.8958 (0.0000)	-2.1782 (0.0000)	-2.4389 (0.0000)	-2.9478 (0.0002)	-2.4242 (0.0000)
Abertura comercial _{t-1}	-0.1795 (0.2081)	-0.1385 (0.4546)	-0.1045 (0.6238)	0.0583 (0.7923)	-0.7622 (0.2345)	-0.0046 (0.9833)
Endividamento dolarizado _{t-1}	6.98E-08 (0.2986)	2.02E-07 (0.0479)	2.26E-07 (0.0188)	-4.00E-04 (0.1681)	8.74E-01 (0.6557)	-3.50E-04 (0.1613)
<i>Dummy</i> de câmbio controlado _{t-1}		-0.1343 (0.6381)	0.1591 (0.3608)	0.3690 (0.0785)	-0.0519 (0.8955)	0.3078 (0.1540)
<i>Dummy</i> de "flutuação suja" _{t-1}		0.1262 (0.4562)	-0.1640 (0.6105)	0.2057 (0.5924)	0.6877 (0.1457)	0.1151 (0.7510)
Fluxo de capital _{t-1} /PIB _{t-1}			7.6755 (0.0000)	8.2318 (0.0000)	11.3647 (0.0009)	7.7470 (0.0002)
Taxa de juros real _{t-1}				1.1495 (0.0858)	1.8640 (0.0406)	1.1313 (0.1114)
Dívida externa _{t-1}					0.3625 (0.7405)	
Dívida de curto prazo _{t-1}					4.5349 (0.2954)	
<i>Dummy</i> de dívida _{t-1} *Dívida externa _{t-1}						-0.8232 (0.2634)
<i>Dummy</i> de dívida _{t-1} *Dívida de curto prazo _{t-1}						4.5552 (0.1081)
Reservas _{t-1} /PIB _{t-1}	1.1037 (0.0592)	1.2937 (0.0488)	1.4090 (0.0773)	0.9060 (0.3241)	-0.7174 (0.7930)	1.2059 (0.1765)
Número de observações	1150	888	888	663	228	644

As regressões identificadas por (1) e (2) na tabela usam configurações usuais na literatura. Na primeira, além das reservas entram o índice de abertura comercial e dolarização do endividamento²⁰. Na segunda, controlamos também pelo regime cambial. Fazemos isso inserindo duas variáveis *dummy* geradas a partir da base de Sturzenegger e Levy-Yeyati, comentada no apêndice, considerando sua classificação em cinco categorias. A primeira *dummy* identifica câmbio controlado, assumindo valor um quando a base classifica o regime como câmbio fixo ou *crawling-peg*; a segunda *dummy* identifica “flutuação suja”, correspondendo exatamente a essa categoria na base original.

Em ambas as regressões, reservas se mostram significantes e com coeficiente positivo, isto é, elas teriam um efeito de elevação da probabilidade de ocorrência de *sudden stop*. Contudo, se as regressões não estiverem bem especificadas, esse resultado pode ser espúrio: reservas podem estar capturando o efeito de outras variáveis com as quais estejam correlacionadas.

Um exemplo de como isso poderia ocorrer seria reservas capturarem o efeito do ingresso de capital especulativo. É razoável que essas duas variáveis tenham correlação porque, em uma situação de forte ingresso de capital com perfil de curto prazo, governos podem compor reservas tanto para suavizar o movimento de apreciação cambial quanto para tentar se proteger de uma eventual reversão desse fluxo. Por outro lado, se o capital que ingressa tem de fato um caráter especulativo, é natural esperar que isso eleve a probabilidade de crise no futuro próximo.

Tentando controlar esse eventual problema, testamos mais duas configurações: a regressão (3) acrescenta o fluxo de capitais e a (4) acrescenta ainda o juro real, o que ajuda a identificar o caráter especulativo do capital entrante²¹. Como resultado, vemos que, especialmente nesta quarta especificação, reservas perdem significância, enquanto tanto o fluxo de capital quanto o juro se mostram significantes. Esse resultado é robusto a uma série de mudanças nos

²⁰ Para uma consistente argumentação e evidências sobre a importância dessas duas variáveis na determinação da probabilidade de *sudden stops*, ver Calvo, Izquierdo e Mejía (2004).

²¹ O juro real é uma das variáveis com disponibilidade limitada de observações. Sua introdução limita um pouco o tamanho da amostra. Poderia surgir a dúvida se essa redução amostral não ocorre com algum viés que explicaria o resultado. Na verdade, se trabalharmos apenas com essa sub-amostra, sem, contudo, introduzir o juro entre as variáveis explicativas, a significância das reservas se mantém. Isso sugere que de fato a queda de significância se deve à correção de um problema de variável omitida.

demais controles, de forma que acreditamos que seja de fato a especificação mais adequada.

Há ainda mais duas regressões apresentadas na tabela (identificadas como (5) e (6)), referentes a uma outra família de controles: os níveis da dívida externa total e de curto-prazo. Essas são variáveis potencialmente relevantes não apenas pelo tamanho do endividamento em si, mas também porque são um motivo de demanda futura de moeda estrangeira, podendo influenciar bastante as expectativas. Há um problema, todavia, que dificulta a utilização dessas variáveis: alguns países, geralmente os industrializados, não as computam. Com isso, o uso direto dessas séries não apenas implica redução no número de observações, mas, principalmente, pode gerar um viés, já que nossa amostra se torna essencialmente de países emergentes.

Diante disso, tentamos duas especificações. A primeira simplesmente insere os dados de dívida entre as variáveis explicativas, reduzindo com isso o tamanho da amostra. A segunda usa uma variável *dummy* que acusa a presença dos dados de dívida. Isso nos permite trabalhar com tantas observações quanto tínhamos nas regressões anteriores, mas, na prática, o que esse procedimento faz é zerar o valor da dívida quando o dado não existe.

Os dois resultados obtidos não são muito diferentes um do outro nem das regressões anteriores, ambos apresentando coeficientes não significantes para reservas e significantes para fluxo de capital e juros reais. Os coeficientes das variáveis de dívida são não significantes.

Em resumo, uma vez impondo controles adequados, especialmente fluxo de capital e juros reais, *não encontramos evidência de que o estoque de reservas afeta a probabilidade de sudden stop no período seguinte*. Esse resultado é contrário não apenas ao sugerido pelo nosso modelo, mas também às expectativas tradicionais de que esse instrumento poderia aumentar a confiança dos investidores e evitar ataques de retirada de capital.

Outro aspecto a observar é que não apenas as reservas são não significantes, mas também a maioria das demais variáveis na maior parte das regressões. É o caso, por exemplo, das variáveis *dummy* para os tipos de regime cambial, que geralmente são altamente relevantes na previsão de outros tipos de crise, como as cambiais. As exceções são o fluxo de capital e o juro defasados, que, como acabamos de comentar, se mostraram significantes. Isso sugere que a melhor

forma de estimar o risco de *sudden stop* para um país é observando situações de ingresso anormal de capital e tentando identificar se ele tem caráter especulativo.

4.3.2

Efeitos sobre a dimensão da crise

Devemos agora testar se o uso de reservas afeta o tamanho da queda no fluxo de capital, uma vez que aconteça a crise. Essa questão guarda alguma semelhança com a questão abordada no item anterior. Quando tratamos da probabilidade de crise, o que estava em análise era a probabilidade de que a variação no fluxo de capital ficasse abaixo de uma certa cota inferior negativa. Agora, estamos olhando o quão longe vai essa queda, dado que ela já passou dessa cota inferior.

Apesar da semelhança, há uma diferença sutil no tratamento que deve ser dado a cada questão. Na primeira, julgamos que apenas fazia sentido observar variáveis defasadas. Isto é, a queda vir com força suficiente para cruzar a cota inferior seria essencialmente um problema de expectativas. Na questão que abordamos agora, a dinâmica das variáveis durante a crise parece ter relevância e, com isso, variáveis contemporâneas também são incluídas.

Usaremos Mínimos Quadrados onde cada observação corresponde a um *sudden stop* (trata-se, portanto, de um *cross-section*). A variável dependente é a variação no fluxo de capital entre a véspera e o ano de início da crise, dividida pelo PIB da véspera²². As reservas, agora, entrarão de duas formas, originando dois grupos de regressões: no primeiro, apenas usamos Reservas/PIB defasado; no segundo, incluímos também o gasto de reservas entre a véspera e o ano da crise,

²² Existe um comentário técnico a ser feito quanto à escolha do método econométrico da seção 4.3.2. Ao usarmos Mínimos Quadrados, apesar de ser o usual, descartamos uma informação populacional importante: *dado que ocorreu a crise, a queda no fluxo de capital tem que exceder o ponto de corte estabelecido na definição, isto é, a população da variável dependente tem uma restrição*. Essa restrição deve ser considerada se quisermos realizar uma estimação ótima. É uma situação análoga à da estimação de probabilidades, cujo valor deve estar entre zero e um. Uma simples estimação linear pode levar a previsões negativas ou maiores que um. Métodos como PROBIT e LOGIT se propõem a corrigir essa estimação com o apoio de densidades bicaudais. Não conhecemos, entretanto, um método que possa resolver o nosso problema, nem vemos como resolvê-lo. Mesmo assim, nossa intuição sugere que uma correção alteraria o modelo linear no sentido de prever *maiores quedas no fluxo de capital*. Isso nos levaria, dentre outras coisas, a só obter previsões de queda grandes o suficiente para serem de fato *sudden stops*.

novamente como proporção do produto. Com isso, esperamos na primeira configuração capturar apenas o efeito da expectativa dos agentes quanto a uma potencial intervenção do governo gastando reservas em caso de crise. A segunda configuração deveria capturar ainda a dinâmica promovida pela intervenção em si, seja ela da magnitude esperada pelos agentes ou não.

Para cada configuração de reservas, rodamos quatro regressões acrescentando diferentes variáveis explicativas. A primeira, assim como fizemos na seção 4.3.1, inclui abertura comercial e dolarização do endividamento. Em seguida, também como antes, adicionamos as *dummies* para regimes cambiais. Uma terceira especificação faz a inclusão da taxa real de juros na véspera, tentando capturar movimentos especulativos de ingresso de capital²³. Por fim, na quarta especificação, adicionamos a ainda variação dos juros do ano anterior para o ano da crise. Com isso, queremos controlar para o impacto de subidas repentinas dessa variável, muitas vezes um esforço controverso para tentar reduzir a saída de capital.

Os resultados estão apresentados na Tabela 5. Antes de descrevê-los, vale comentarmos a questão da heterocedasticidade. Realizamos testes de White em todas as regressões. No entanto, o baixo número de observações reduz significativamente o poder do teste, o que pode ter determinado que muitas vezes a heterocedasticidade não fosse identificada, independentemente de existir. Como acreditamos na presença do problema, apresentamos, conforme sugerido pela literatura econométrica, dois p-valores: um sem correção e outro com correção pelo método de White. A descrição de resultados a seguir toma como base os p-valores corrigidos.

²³ Note que não temos mais uma especificação colocando o fluxo de capitais da véspera como *proxy* de um movimento especulativo, tal qual fizemos na seção 4.3.1. O motivo de descartarmos essa variável está no fato de que ela entra diretamente na fórmula da variável dependente. Com isso, sua introdução nessas novas regressões poderia gerar um distorção do resultado, roubando significância das demais variáveis sem, contudo, refletir um efeito especulativo. uma distorção do resultado, roubando significância das demais variáveis sem, contudo, refletir um efeito especulativo.

Tabela 5: Resultados das regressões da seção 4.3.2

Variável dependente: $(\Delta\text{Fluxo de Capital})_t/\text{PIB}_{t-1}$

Primeiro valor entre parênteses: p-valores por MQO

Segundo valor entre parênteses: p-valores corrigidos por White

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	-0.085634 (0.0000) (0.0000)	-0.0899 (0.0000) (0.0000)	-0.0673 (0.0236) (0.0387)	-0.0547 (0.0388) (0.0781)	-0.0862 (0.0000) (0.0000)	-0.0907 (0.0000) (0.0001)	-0.0702 (0.0329) (0.0626)	-0.0367 (0.2091) (0.2616)
Abertura comercial _{t-1}	0.0376 (0.4742) (0.3107)	0.0767 (0.1569) (0.0387)	0.0523 (0.4263) (0.2310)	0.0519 (0.3707) (0.3425)	0.0391 (0.4844) (0.3518)	0.0787 (0.1768) (0.0671)	0.0574 (0.4172) (0.2631)	0.0268 (0.6558) (0.6891)
Endividamento dolarizado _{t-1}	3.08E-09 (0.5887) (0.0040)	2.47E-09 (0.6448) (0.1720)	-5.11E-05 (0.5154) (0.1978)	-7.22E-05 (0.3044) (0.0785)	3.07E-09 (0.5956) (0.0028)	2.47E-09 (0.6514) (0.1846)	-5.04E-05 (0.5334) (0.2337)	-8.25E-05 (0.2404) (0.0392)
<i>Dummy</i> de câmbio controlado _{t-1}		0.0090 (0.6389) (0.6387)	0.0119 (0.6560) (0.6870)	6.20E-04 (0.9793) (0.1493)		0.0091 (0.6430) (0.6418)	0.0124 (0.6528) (0.6920)	-5.22E-03 (0.8279) (0.1579)
<i>Dummy</i> de "flutuação suja" _{t-1}		-0.0940 (0.0062) (0.0931)	-0.1016 (0.0153) (0.1284)	-0.0650 (0.0917) (0.9838)		-0.0937 (0.0076) (0.0936)	-0.1004 (0.0203) (0.1331)	-0.0598 (0.1162) (0.8538)
Taxa de juros real _{t-1}			-0.1707 (0.0905) (0.0488)	-0.1451 (0.1040) (0.0743)			-0.1699 (0.1013) (0.0628)	-0.1412 (0.1090) (0.0582)
Δ juro real _t /juro real _{t-1}				0.0255 (0.0222) (0.0403)				0.0332 (0.0121) (0.0526)
Reservas _{t-1} /PIB _{t-1}	-0.2258 (0.1706) (0.0524)	-0.3419 (0.0452) (0.0035)	-0.2832 (0.1634) (0.0357)	-0.3621 (0.0529) (0.0363)	-0.2293 (0.1817) (0.0463)	-0.3465 (0.0534) (0.0047)	-0.2944 (0.1692) (0.0423)	-0.3313 (0.0736) (0.0807)
Δ Reservas _t /PIB _{t-1}					-0.0227 (0.9279) (0.9341)	-0.0262 (0.9125) (0.9035)	-0.0657 (0.8039) (0.7628)	0.3218 (0.2311) (0.2154)
p-valor do Teste de White (sem termos cruzados)	0.9986	0.1221	0.0470	0.1122	0.9783	0.1774	0.0784	0.1328
Número de observações	38	32	25	25	38	32	25	25
R ² ajustado	0.1045	0.3516	0.3519	0.4999	0.0776	0.3260	0.3163	0.5155

Desta vez, a evidência da importância das reservas é bastante sólida. Na primeira família de regressões (de (1) a (4) na tabela), usando apenas as reservas da véspera, seu coeficiente é significativo a 10% na primeira especificação, a 1% na segunda e a 5% nas duas seguintes. O coeficiente oscila entre -0.22 e -0.36, sempre com sinal negativo. Esse coeficiente tem um significado muito imediato, já que tanto as reservas quanto a variação do fluxo de capital estão medidos como percentual do PIB da véspera: aproximadamente um terço do gasto de reservas é revertido diretamente para um aumento da queda do fluxo de capitais. Isto é, *uma elevação no estoque de reservas em 1% do PIB tende a fazer com que o país, se sofrer um sudden stop, perca mais 0,3% do PIB em saída de capital.*

Contudo, vale notar que, por esse resultado, os demais 0,7% do PIB gastos em reservas deveriam ser revertidos para uma redução na necessidade de ajuste em conta corrente. Na realidade, se realizarmos as mesmas regressões usando como variável dependente a própria variação do saldo em conta corrente (apresentadas no apêndice, Tabela 9), obtemos coeficientes significantes em torno de 0,4 e não 0,7²⁴. Essa evidências nos levam a formar uma expectativa quanto às regressões da próxima sub-seção: o alívio esperado na conta corrente pode ser um canal pelo qual reservas amenizem os impactos da crise sobre o produto.

No segundo grupo de regressões (de (5) a (8) na tabela), as reservas na véspera se mantiveram com coeficientes significantes e com valores semelhantes aos do primeiro grupo. A variação de reservas entre os dois períodos, no entanto, não se mostrou significativa em nenhuma das regressões. Esse resultado é também importante pois sugere que o impacto das reservas é essencialmente expectacional. Se a maneira como as reservas na véspera estão influenciando é de fato através da expectativa de intervenção do governo em caso de crise, então essa expectativa é mais relevante para o tamanho da crise do que a intervenção em si.

Em ambos os grupos de regressões, as demais variáveis explicativas que se mostraram significantes têm sinais compatíveis com o esperado. Em especial vale comentar o efeito dos juros. Um maior patamar na véspera tende a acompanhar crises mais agressivas, o que pode de fato estar refletindo que essa variável atraia capital especulativo, que sai com facilidade na ocorrência da crise. Entretanto, a

²⁴ Vale comentar que o coeficiente significativo, nesse novo grupo de regressões, é o da variação das reservas e não o do estoque, como tivemos nesta seção. Essa discrepância não nos parece grave, já que as regressões na conta corrente apresentaram problemas maiores de robustez.

elevação de juros durante a crise é capaz de reduzir as saídas²⁵. A relevância desse resultado deve-se à controvérsia em torno dessa medida: existem argumentos dizendo que essa elevação é ineficiente para a contenção de crises e que penaliza ainda mais o setor real. Temos aqui uma evidência em favor dessa prática.

4.3.3

Efeitos sobre o produto

Nesta terceira seção, nosso objetivo é investigar os efeitos das reservas sobre o *custo do sudden stop*. Acreditamos que o produto seja a variável ideal para medir esse custo por algumas razões: é uma variável de observação fácil, é influenciada pela crise através de uma série de canais e é uma das maiores determinantes do bem-estar. É justamente por isso que essa é a principal variável mencionada na literatura quando se trata de custo de crises em geral.

Novamente recorreremos a Mínimos Quadrados, restringindo-nos às observações de crises. Como variável dependente usaremos a variação relativa do PIB em volume entre a véspera e o ano da crise. É muito importante trabalhar com o PIB em volume – e não em dólares – porque o sudden stop costuma trazer depreciação cambial, cuja magnitude varia de caso para caso. Essa depreciação por si só tem um impacto nominal no produto, mas esse não é o fenômeno de desaquecimento que queremos capturar.

Nossa abordagem consiste em trabalhar com uma seqüência de regressões semelhante à realizada no item 4.3.2, mas agora com o produto ao invés do fluxo de capitais como variável dependente. São quatro especificações inserindo apenas reservas como estoque na véspera e quatro análogas inserindo também sua variação no ano da crise. Outra diferença está no fato de que voltamos a introduzir o fluxo de capital da véspera para tentar capturar o ingresso de capitais especulativos. Os argumentos justificando o uso das outras variáveis explicativas são os mesmos de antes. Nosso objetivo com essas regressões é entender a influência das reservas sobre o custo de uma maneira direta.

²⁵ Para essa variável ser significativa, ela deve ser introduzida como variação relativa dos juros, isto é, a variação dividida pelo patamar de juros da véspera. Apenas a variação não é significativa. Isso significa que para a elevação ser bem sucedida na atração do capital, ela deve ser grande comparada ao patamar original da taxa.

Os resultados estão apresentados na Tabela 6. Os mesmos comentários que fizemos na seção 4.3.2 sobre o tratamento da heterocedasticidade se aplicam aqui e, mais uma vez, apresentamos p-valores com e sem correção para o problema.

Os coeficientes das reservas não se mostraram significantes em nenhuma especificação e independentemente de trabalharmos com o estoque na véspera da crise ou com sua variação no ano do episódio. Ou seja, *não encontramos evidência de que reservas sejam capazes de amenizar os custos da crise.*

Quanto às demais variáveis explicativas, vale novamente um comentário sobre os juros. Como na sub-seção 4.3.2, são significantes tanto no patamar defasado quanto em sua variação no ano da crise, quando inseridos conjuntamente. Entretanto, ao contrário do ocorrido anteriormente, aqui ambas as variáveis atuam na mesma direção: elevam os custos da crise. Entretanto, não acreditamos que o efeito capturado seja relacionado especificamente à crise ou a capitais especulativos, como gostaríamos. Podemos ver que os fluxos de capitais, que também deveriam contribuir nesse sentido, são não significantes. Assim, provavelmente o efeito dos juros é o efeito contracionista observado em momentos normais. Isso justificaria o fato de que tanto o nível de juros na véspera quanto sua variação influenciem no mesmo sentido.

Tabela 6: Resultados das regressões no produto, da seção 4.3.3

Variável dependente: $\Delta\text{PIB}(\text{volume})_t/\text{PIB}(\text{volume})_{t-1}$

Primeiro valor entre parênteses: p-valores por MQO

Segundo valor entre parênteses: p-valores corrigidos por White

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	-0.013475 (0.3242)	-0.0224 (0.2061)	-0.0368 (0.1272)	0.0017 (0.9478)	-0.0084 (0.5808)	-0.0157 (0.4215)	-0.0307 (0.2173)	0.0021 (0.9443)
Abertura comercial _{t-1}	0.0114 (0.8278)	0.0297 (0.5963)	0.0483 (0.4216)	-0.0145 (0.8038)	-0.0014 (0.9792)	0.0144 (0.8096)	0.0329 (0.5986)	-0.0150 (0.8103)
Endividamento dolarizado _{t-1}	-1.47E-09 (0.7962)	-1.02E-09 (0.8559)	-7.55E-10 (0.8939)	2.79E-06 (0.9668)	-1.39E-09 (0.8095)	-1.02E-09 (0.8573)	-7.22E-10 (0.8989)	2.45E-06 (0.9723)
<i>Dummy</i> de câmbio controlado _{t-1}		-0.0026 (0.8964)	0.0009 (0.9652)	0.0072 (0.7446)		-0.0032 (0.8759)	0.0007 (0.9741)	0.0070 (0.7614)
<i>Dummy</i> de "flutuação suja" _{t-1}		0.0593 (0.0861)	0.0517 (0.1456)	0.0001 (0.9988)		0.0573 (0.1004)	0.0484 (0.1750)	0.0001 (0.9970)
Fluxo de capital _{t-1} /PIB _{t-1}			0.1848 (0.3658)	0.0675 (0.7162)			0.2057 (0.3198)	0.0685 (0.7250)
Taxa de juros real _{t-1}			(0.4924)	(0.7708)			(0.4233)	(0.7806)
Δ juro real _t /juro real _{t-1}				-0.1943 (0.0236)				-0.1942 (0.0286)
Reservas _{t-1} /PIB _{t-1}	0.0529 (0.7458)	-0.0039 (0.9820)	-0.0594 (0.7469)	0.1791 (0.3265)	0.0821 (0.6267)	0.0317 (0.8601)	-0.0251 (0.8939)	0.1794 (0.3426)
Δ Reservas _t /PIB _{t-1}	(0.6641)	(0.9778)	(0.6556)	(0.2130)	(0.4802)	(0.8223)	(0.8475)	(0.2236)
					0.1910 (0.4458)	0.1997 (0.4233)	0.2278 (0.3652)	0.0076 (0.9765)
					(0.4355)	(0.4174)	(0.2556)	(0.9681)
p-valor do Teste de White (sem termos cruzados)	0.6461	0.5220	0.1081	0.3164	0.9314	0.8143	0.1858	0.4061
Número de observações	38	32	32	25	38	32	32	25
R ² ajustado	0.0198	0.0959	0.0906	0.3581	0.0080	0.0840	0.0852	0.3153

É importante confrontar a falta de significância das reservas encontrada nesta sub-seção com a evidência da sub-seção anterior, de que esse instrumento permitiria um alívio da reversão em conta corrente. Esse alívio deveria ser um canal pelo qual a presença de reservas na véspera permitiria uma redução dos custos da crise. Ao não encontrarmos alívio no produto, surge a dúvida se podem existir outros canais através dos quais a presença de reservas impacte em sentido oposto, isto é, elevando o custo da crise. Isso justificaria esse resultado global não significativo: ele seria fruto do cancelamento de efeitos opostos dos canais indiretos de influência das reservas.

A dificuldade em abordar esse problema está na escassez de dados. Para trabalharmos adequadamente com esses canais, sem incorrer em problemas de endogeneidade, teríamos que trabalhar com um sistema de equações. O número de coeficientes a estimar seria muito maior do que nas regressões apresentadas. Com o número de sudden stops de que dispomos, isso não pode ser feito.

Contudo, há uma variável além do próprio produto que o impacta e merece ser observada mais atentamente: o investimento. Em nosso modelo, todo o impacto do *sudden stop* sobre o produto se dá via queda de investimento, que deveria ser mais forte na presença de reservas. Além disso, independentemente do que foi abordado no Capítulo 3, o investimento é importante para o custo pois determina impactos de longo prazo.

Realizamos regressões análogas às da Tabela 6, usando como variável dependente a variação nos investimentos entre o ano da crise e o anterior. Os resultados estão apresentados na Tabela 7 e são muito semelhantes aos obtidos usando o produto. Ao contrário do previsto no modelo, não encontramos evidência de que reservas tenham impacto sobre o investimento em qualquer especificação. Novamente, das variáveis explicativas apenas os juros se mostraram significantes e com sinais e interpretações semelhantes aos que já apresentamos.

Tabela 7: Resultados das regressões no investimento, da seção 4.3.3

Variável dependente: Δ Investimento(volume)/Investimento(volume)_{t-1}

Primeiro valor entre parênteses: p-valores por MQO

Segundo valor entre parênteses: p-valores corrigidos por White

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	-0.0935 (0.0062) (0.0128)	-0.1421 (0.0023) (0.0059)	-0.1954 (0.0016) (0.0027)	-0.0768 (0.2981) (0.3146)	-0.0926 (0.0153) (0.0236)	-0.1543 (0.0030) (0.0079)	-0.2026 (0.0019) (0.0041)	-0.1026 (0.2123) (0.2203)
Abertura comercial _{t-1}	0.0731 (0.5599) (0.5293)	0.0481 (0.7236) (0.7210)	0.1173 (0.4107) (0.3309)	-0.0588 (0.7132) (0.6471)	0.0708 (0.5959) (0.5452)	0.0761 (0.6012) (0.5840)	0.1359 (0.3679) (0.2772)	-0.0250 (0.8809) (0.8435)
Endividamento dolarizado _{t-1}	1.09E-09 (0.9363) (0.6273)	6.74E-09 (0.6227) (0.0959)	7.74E-09 (0.5652) (0.0722)	8.63E-06 (0.9625) (0.9327)	1.10E-09 (0.9364) (0.6201)	6.74E-09 (0.6273) (0.1020)	7.70E-09 (0.5736) (0.0793)	3.40E-05 (0.8569) (0.7631)
Dummy de câmbio controlado _{t-1}		0.0269 (0.5845) (0.6092)	0.0401 (0.4163) (0.4877)	0.0546 (0.3697) (0.4405)		0.0279 (0.5757) (0.5991)	0.0403 (0.4208) (0.4919)	0.0641 (0.3090) (0.3601)
Dummy de "flutuação suja" _{t-1}		0.1647 (0.0516) (0.0083)	0.1361 (0.1074) (0.0188)	0.0679 (0.4791) (0.5242)		0.1684 (0.0504) (0.0053)	0.1400 (0.1056) (0.0174)	0.0620 (0.5241) (0.6085)
Fluxo de capital _{t-1} /PIB _{t-1}			0.6878 (0.1605) (0.2352)	0.4661 (0.3640) (0.3907)			0.6626 (0.1856) (0.2601)	0.3983 (0.4477) (0.4863)
Taxa de juros real _{t-1}				-0.5679 (0.0166) (0.0383)				-0.5734 (0.0174) (0.0364)
Δ juro real _t /juro real _{t-1}				-0.0232 (0.3771) (0.3880)				-0.0368 (0.2494) (0.3282)
Reservas _{t-1} /PIB _{t-1}	-0.0582 (0.8808) (0.8695)	0.0407 (0.9228) (0.9198)	-0.1659 (0.7039) (0.6462)	0.3438 (0.4874) (0.3996)	-0.0530 (0.8958) (0.8776)	-0.0241 (0.9561) (0.9519)	-0.2070 (0.6476) (0.5756)	0.3193 (0.5242) (0.4281)
Δ Reservas _t /PIB _{t-1}					0.0341 (0.9546) (0.9417)	-0.3639 (0.5489) (0.5173)	-0.2735 (0.6485) (0.4974)	-0.5514 (0.4270) (0.3337)
p-valor do Teste de White (sem termos cruzados)	0.4400	0.1745	0.1349	0.1138	0.5912	0.3541	0.2317	0.2185
Número de observações	38	32	32	25	38	32	32	25
R ² ajustado	-0.0151	0.0870	0.1238	0.2229	-0.0457	0.0643	0.0953	0.2064

4.3.4

Análise da robustez dos resultados

Em cada sub-seção anterior comentamos os critérios de escolha das variáveis e dos métodos econométricos empregados. Nesta sub-seção alteramos algumas dessas especificações para testar a robustez dos resultados. Uma dificuldade em fazer isso está no fato de que algumas configurações alternativas reduzem muito o tamanho da amostra, tornando-se de pouca valia. Apresentamos, portanto, apenas as alterações que permitem que trabalhemos com uma amostra semelhante à anterior.

A primeira alteração consiste de uma flexibilização da definição de *sudden stop*. A definição alternativa que queremos testar é baseada na definição original apresentada no apêndice, alterando apenas sua primeira condição, que passa a aceitar *quedas no fluxo de capital superiores a 1,5 desvios-padrão ao invés de dois*. É uma alteração de caráter ilustrativo, já que o uso de dois desvios-padrão é uma prática consolidada na literatura e julgamos que seja de fato o mais adequado. O que torna essa mudança importante é o fato de que ela eleva o tamanho da amostra, um dos maiores limitadores de nossos resultados: passamos de 47 *sudden stops* para 84.

Com essa segunda definição, realizamos regressões análogas às que vimos nas sub-seções anteriores e apresentamos os resultados nas Tabelas 10 a 12 do apêndice, correspondendo, respectivamente, às Tabelas 4 a 6. Há poucas alterações. Os coeficientes das reservas nos PROBITs ganham mais significância, com coeficiente novamente positivo, isto é, sugerindo elevação na probabilidade de crise. Ainda assim, com a introdução do fluxo de capital e do juro defasado, deixam de ser significantes a 10%, como antes. Quanto às regressões de dimensão da crise, os resultados são muito semelhantes, reforçando a evidência de que o estoque de reservas defasado eleva o tamanho das crises (porém com menor significância). Mais uma vez, a variação de reservas no ano da crise não se mostrou significativa. Por fim, não encontramos evidência de influência das reservas sobre o custo da crise. Os coeficientes são não significantes em todas as especificações, tanto para as reservas defasadas quanto para sua variação no ano da crise.

Uma segunda alteração que realizamos foi a introdução de reservas através de outras medidas relativas. Nas regressões apresentadas até aqui, usamos sempre a razão reservas/PIB, mas, como comentado no Capítulo 2, a literatura usa também outras medidas. Uma das principais é reservas/M2, pois o M2 daria uma aproximação da presença de capitais voláteis no país. Usando essa ponderação realizamos regressões semelhantes às das Tabelas 4 a 6, que estão apresentadas nas Tabelas 13 a 15 do apêndice. Na primeira dessas tabelas colocamos também uma regressão (identificada como (7)), usando reservas/dívida externa de curto-prazo. Essa variável também apresenta relevância na literatura e gostaríamos de testá-la nas demais regressões. Contudo, diversos países não divulgam os dados de dívida, de modo que a introdução dessa medida de reservas restringe muito a amostra. Apenas a consideramos no PROBIT porque esse método de estimação, não estando restrito aos eventos de crise, permite uma estimação com menos dados.

Em resumo, não encontramos evidências de impacto das reservas em nenhuma especificação, em qualquer grupo de regressões. Esse resultado coincide com o encontrado nas sub-seções 4.3.1 e 4.3.3, mas diverge do resultado da 4.3.2, onde havíamos encontrado evidência de que o estoque de reservas teria impacto significativo na elevação do tamanho da queda no fluxo de capital. Não acreditamos que essa diferença seja um problema por dois motivos. Primeiro, as regressões com reservas/M2 se mostraram mais instáveis que as originais, com reservas/PIB. Segundo, a informação capturada pela introdução de M2 já estava de certa forma controlada pelo fluxo de capital e pelo juro como variáveis explicativas nas regressões originais, de forma que não acreditamos em um problema de especificação.

Uma última alteração que realizamos está relacionada à seção 4.3.3. Nas regressões lá apresentadas, usamos como variáveis dependentes as variações do PIB e do investimento em um ano, isto é, do ano anterior para o ano da crise. Contudo, há alguma evidência na literatura de que os efeitos recessivos de *sudden stops* durem entre um e dois anos. Assim, pode ser interessante regredir também em variações de dois anos, isto é, entre o ano anterior e o ano seguinte à crise. Isso está apresentado nas Tabelas 16 e 17 do apêndice, com regressões análogas às das Tabelas 6 e 7. Como podemos ver, os resultados são semelhantes: em um espaço

de dois anos, também não há evidência da influência das reservas sobre a queda do produto ou do investimento. (De fato, as significâncias foram ainda menores.)