

A origem das crises financeiras internacionais: fracos fundamentos ou puro contágio? uma análise empírica

Milton de Assis[§]

RESUMO

Alguns analistas defendem que existe um padrão de contágio das crises financeiras internacionais que é explicitado por fracos fundamentos macroeconômicos, enquanto para outros o padrão de contágio é aleatório e resulta do comportamento irracional dos investidores e/ou da especulação desestabilizadora. Os trabalhos empíricos de Sachs (1996), para analisar a crise do México, e de Stiglitz (1998), usando o mesmo modelo de Sachs para analisar a crise da Ásia, são as referências básicas desta controvérsia. Trabalhos empíricos posteriores, realizados por Kaminsky e Reinhart (1998), Glick e Rose (1998) e Berg e Patillo (1999), entre outros, chegaram a resultados contraditórios. Este trabalho realiza uma análise econométrica dos contágios ocorridos nas crises do México, Ásia e Brasil usando uma versão do modelo de Sachs, que incorpora variáveis compostas e dados estatísticos atualizados de 22 países emergentes. A análise conjunta das crises (“pooling time series cross section data”) deste trabalho tem a vantagem de melhorar a inferência estatística e aumentar os graus de liberdade na estimação dos parâmetros do modelo e, quando comparada com as análises econométricas específicas das crises, permite verificar se existe um padrão comum. Os resultados de nossa análise sugerem que o alastramento da crise depende fortemente do comportamento irracional do mercado, mas não afastam a hipótese de que maus fundamentos podem ter algum papel na ignição do processo de contágio. A nossa conclusão é de que para se proteger do contágio da crise o país deveria complementar a prática de bons fundamentos com a disponibilidade de uma linha de contingência com o FMI e limitar a mobilidade dos capitais voláteis de curto prazo.

Palavras-chave: contágio da crise financeira internacional, fundamentos macroeconômicos e a crise financeira.

ABSTRACT

Some analysts defend that there is a pattern of contagion for the international financial crises defined by weak macroeconomic fundamentals while for others the pattern of contagion is random and results from investors irrational behavior and/or destabilizing speculation. The empirical analysis conducted by Sachs (1996) for the Mexican crises and Stiglitz (1998), using the Sachs model, for the Asian crises are the basic references for this controversy. Additional empirical works by Kaminsky and Reinhart (1998), Glick and Rose (1998) and Berg and Patillo (1999) among others, reached conflicting results. This article is an econometric analysis of the contagion occurred during the Mexican, Asian and Brazilian crises, using a different version of the Sachs model incorporating composite variables and updated statistics for 22 developing countries. The pooling time series cross section data analysis used in the study improved the statistical inference and increased the degrees of freedom in the parameters estimates and, when compared with the econometric analysis of each crises, helped check the hypothesis of a single pattern for all financial crises. The analysis suggests that the spreading of crises depends heavily on the irrational behavior of the markets, but does not reject the hypothesis that weak fundamentals may play some role starting the contagion process. The conclusion is that a country to protect itself from contagion crises should complement good fundamentals with a contingency credit line from the IMF and constrain the short-term capital volatility.

Key words: international contagion crises, macroeconomic fundamentals and financial crises.

JEL classification: F41

§ Professor Adjunto da FCE/UERJ.

Recebido em agosto de 2001. Aceito em maio de 2002.

1 Introdução

Em dezembro de 1994 o México adotou o regime de taxas flutuantes pressionado pelo baixo nível das reservas internacionais (inferior a um mês de importações) e após uma desvalorização de 11% no período janeiro a dezembro de 1994. A moratória unilateral do México marcou o início de uma nova fase na atuação do FMI para impedir que a crise mexicana contagiasse outros países da América Latina e acabasse abalando o sistema financeiro dos países desenvolvidos, especialmente o setor bancário dos EUA. Este risco levou os governos dos países desenvolvidos, principalmente Estados Unidos, Grã-Bretanha e Alemanha, a intervirem ativamente no processo de reescalonamento da dívida dos países em desenvolvimento. A assistência financeira ao programa de ajuste exigiu co-financiamento de US\$ 51 bilhões.

A crise financeira dos países do sudeste asiático aconteceu no segundo semestre de 1997. A crise foi caracterizada por uma forte desvalorização cambial, baixas reservas internacionais, colapso nos mercados domésticos de ativos, falências generalizadas de bancos e empresas e forte risco de moratória da dívida externa. A crise coreana foi considerada a mais séria porque a elevada dívida externa do país e a eventual fuga dos investidores estrangeiros poderiam afetar o sistema financeiro e econômico do Japão e, desta forma, contagiar o resto do mundo. Coreia, Tailândia e Indonésia acertaram programas de ajuste com o FMI no último trimestre de 1997 com recursos de co-financiamento de US\$ 57 bilhões para a Coreia, enquanto Tailândia e Indonésia receberam, respectivamente, US\$ 17 bilhões e US\$ 40 bilhões.

Em janeiro de 1999 a crise financeira chegou ao Brasil com a interrupção do fluxo de capitais externos, mudança do regime cambial e elaboração de um programa de ajuste coordenado pelo FMI com recursos de co-financiamento no valor de US\$ 41.5 bilhões.

Alguns analistas defendem que existe um padrão de contágio explicitado por fracos fundamentos macroeconômicos, enquanto para outros o padrão de contágio é aleatório. Os primeiros argumentam que a crise iniciada em um país deteriora a percepção dos fundamentos econômicos de outros países, causando o contágio, enquanto para os últimos o contágio é causado pelo pânico especulativo ou comportamento de manada dos investidores. Os trabalhos empíricos de Sachs (1996), para analisar a crise do México, e de Stiglitz (1998), usando o mesmo modelo de Sachs para analisar a crise da Ásia, são as referências básicas da controvérsia, respectivamente, entre os defensores da existência de um padrão de contágio e os defensores do contágio puro ou aleatório. Trabalhos empíricos posteriores para explicar as crises do México e dos países asiáticos usando o modelo de Sachs, mas com diferentes grupos de países, definições das variáveis e fontes de dados estatísticos, realizados por Kaminsky e

Reinhart (1998), Glick e Rose (1998) e Berg e Patillo (1999), entre outros, chegaram a resultados contraditórios.

Neste trabalho, definimos crise de contágio como a crise financeira que resulta de uma deterioração na crença dos investidores em relação à saúde financeira do país em decorrência da decisão de reavaliar os fundamentos macroeconômicos devido à eclosão da crise em outro país. Se a reavaliação dos fundamentos indicar que o país é fraco e vulnerável, os investidores irão retirar seus capitais para se protegerem de perdas de capital por ocasião de uma possível mudança na taxa de câmbio, enquanto os especuladores irão atacar a moeda para obter lucros especulativos. O objetivo deste trabalho é realizar uma análise econométrica dos contágios ocorridos nas crises do México, Ásia e Brasil usando uma versão do modelo de Sachs e dados estatísticos atualizados de 22 países emergentes para testar a hipótese de que a inter-relação entre os fundamentos macroeconômicos de um país explicam sua vulnerabilidade à severidade da crise. A análise conjunta das crises (*“pooling time series cross section data”*) tem a vantagem de aumentar os graus de liberdade na estimação dos parâmetros do modelo e, quando comparada com as análises econométricas específicas das crises, permite verificar se existe um padrão comum.

2 Os estudos empíricos de Sachs (1996), Stiglitz (1998) e Patillo (1999)

No modelo usado para analisar a crise do México de 1994, Sachs (1996) faz a hipótese de que os investidores internacionais fogem de países onde existe a expectativa de ocorrer uma grande desvalorização da moeda no futuro próximo e de que a crise especulativa ocorre quando os fundamentos macroeconômicos são fracos e as reservas internacionais inadequadas. No modelo de Sachs, os fracos fundamentos macroeconômicos considerados são apreciação exagerada da taxa de câmbio real e empréstimos bancários excessivos para o setor privado. A apreciação da taxa de câmbio real é usada como uma *“proxy”* dos fracos fundamentos que originam o desequilíbrio do balanço de pagamentos. Neste modelo, quanto maior o grau de apreciação da moeda nacional maior é a probabilidade de que o governo irá promover uma desvalorização da moeda, e quanto mais debilitado o sistema bancário menor a probabilidade do governo defender a moeda por meio do aumento da taxa de juros interna e maior a probabilidade de decidir desvalorizar a moeda. Finalmente, como uma fuga de capitais pode ser financiada pela utilização das reservas internacionais, quanto menor o nível das reservas maior a probabilidade de o governo desvalorizar a moeda caso ocorra uma reversão dos fluxos de capitais. O modelo de Sachs testa a hipótese de que os fundamentos e as reservas devem estar fracos para que haja uma crise especulativa.

A variável dependente índice da crise foi estimada como uma média dos aumentos percentuais das taxas de câmbio nominais em relação ao dólar e das quedas das reservas internacionais de uma amostra de 20 países no período novembro de 1994 a março de 1995 ponderados pelas respectivas variâncias. As variáveis explicativas são a variação percentual das taxas de câmbio reais médias ocorridas nos períodos 1986 a 1989 e 1990 a 1994, a variação percentual da razão entre os empréstimos nominais ao setor privado e o PIB entre os anos 1990 e 1994, usada como “*proxy*” da fragilidade do setor bancário, e a variação percentual da razão entre M2 e o estoque de reservas internacionais entre os anos 1990 e 1994. Os longos períodos usados na estimativa da variação da taxa de câmbio real procuram captar a idéia de que a sobrevalorização prolongada da taxa de câmbio real acaba excluindo do mercado externo as empresas que produzem bens de exportação. A taxa de câmbio real usada é uma média das taxas de câmbio bilaterais em relação ao dólar, ien e o marco e uma variável *dummy* relaciona os níveis fraco e forte das reservas internacionais com as variáveis que representam os fundamentos macroeconômicos.

Os resultados obtidos por Sachs encontram-se na Tabela 1, e mostram que os coeficientes estimados para apreciação da taxa de câmbio real e aumentos dos empréstimos bancários para países com fracos fundamentos e insuficientes reservas internacionais apresentam os sinais previstos e são estatisticamente significativos a 5%. Os restantes coeficientes estimados não são significativos ou apresentam sinais contrários aos esperados. Para os países com fortes fundamentos, mas baixos níveis de reservas internacionais, os coeficientes das variáveis taxa de câmbio real e empréstimos não são significativos a 5%, enquanto para os países com fortes fundamentos e altos níveis de reservas internacionais os coeficientes estimados são significativos, mas contrariando a hipótese de que a crise não alcançaria os países com fortes fundamentos e altas reservas, o coeficiente estimado dos empréstimos é positivo. Estas variáveis explicam 69% da variância da variável dependente, 54% quando ajustada pelos graus de liberdade, e os resultados da análise de regressão foram usados como evidência estatística para a tese defendida por Sachs de que fracos fundamentos macroeconômicos e baixos níveis de reservas explicam o padrão de contágio.

As conclusões de Sachs (1996) foram refutadas por Stiglitz (1998) em sua análise empírica da crise asiática de 1997 usando modelo igual ao de Sachs para uma amostra de 34 países emergentes. A taxa de câmbio real usada no estudo foi uma média das taxas de câmbio reais dos países parceiros ponderadas pela participação no comércio, estimadas pelo Banco Mundial, e a variação percentual da taxa de câmbio real foi estimada usando as médias dos períodos 1988 a 1992 e janeiro de 1996 a junho de 1997. Na estimação do índice da crise, Sachs (1996) usou as variações percentuais das taxas de câmbio nominais e das quedas das reservas internacionais ocorridas no período junho de 1997 a dezembro de 1997.

Tabela 1
Regressões Realizadas por Sachs (1996) e Patillo (1999) para a Crise do México e por Stiglitz (1998) para a Crise Asiática

Variáveis independentes	Coeficientes estimados		
	Sachs (1996) crise do México	Stiglitz (1998) crise Asiática	Patillo (1999) crise do México
Apreciação da taxa de câmbio real com baixas reservas internacionais e fracos fundamentos	0,27 * (n.d.)	-0,66 (n.d.)	1,59 1,13
Excesso de empréstimos com baixas reservas internacionais e fracos fundamentos	0,38 * (n.d.)	0,32 * (n.d.)	3,75 * 1,41
Apreciação da taxa de câmbio real com baixas reservas internacionais e fortes fundamentos	-0,23 (n.d.)	0,35 (n.d.)	0,06 0,23
Excesso de empréstimos com baixas reservas internacionais e fortes fundamentos	-0,51 (n.d.)	0,17 (n.d.)	-16,9 * 7,29
Apreciação da taxa de câmbio real com altas reservas internacionais e fortes fundamentos	-0,64 * (-2.73)	0,29 (n.d.)	-6,46 * 1,86
Excesso de empréstimos com altas reservas internacionais e fortes fundamentos	0,18 * -0,95	-0,03 (n.d.)	1,74 * 0,65
R ²	0,69	0,05	0,66
R ² ajustado	0,54	-0,16	0,50

Obs. Os erros padrões encontram-se em parênteses e o asterísco * indica que o coeficiente estimado é significativo a 5%.

Os resultados da análise econométrica de Stiglitz para a crise asiática, apresentados na Tabela 1, mostram que a capacidade de explicação do modelo é extremamente pobre e que somente o coeficiente estimado do excesso de empréstimos dos países com baixas reservas e fracos fundamentos é significativo e tem o sinal previsto. Os fracos resultados empíricos da análise foram usados por Stiglitz como evidência de que o alastramento da crise dos países asiáticos não resultou de fracos fundamentos macroeconômicos.

Patillo (1999) reestimou as regressões feitas por Sachs para a crise do México usando dados atualizados para os países da amostra original. Os resultados apresentados na Tabela

l mostram que, para países com baixos níveis de reservas internacionais e fracos fundamentos, o coeficiente estimado para o aumento dos empréstimos é significativo, mas que o coeficiente estimado para o aumento da taxa de câmbio real não é significativo. Patillo menciona, sem divulgar os resultados estatísticos, que o uso do modelo Sachs para explicar a crise asiática apresentou ajustamentos estatísticos pobres e que apenas o coeficiente estimado dos empréstimos excessivos dos países com baixos níveis de reservas internacionais e fracos fundamentos foi significativo e com o sinal correto. A conclusão de Patillo foi de que a relação de causalidade entre fundamentos macroeconômicos e intensidade da crise do modelo de Sachs foi verificada na crise do México, mas não na crise do Leste Asiático.

3 Um modelo de variáveis compostas

O modelo que vamos especificar é uma extensão do modelo de Sachs (1996) usando como indicadores da vulnerabilidade externa ao contágio variáveis compostas discutidas no World Economic Outlook do FMI (1999).

A crise financeira pode ser definida como uma forte pressão sobre o mercado de moedas, que se reflete na desvalorização da moeda, na variação das reservas internacionais ou na variação da taxa de juros. Isto acontece porque durante uma corrida especulativa o governo pode deixar a moeda se desvalorizar, intervir no mercado de moedas vendendo reservas internacionais, aumentar a taxa de juros para estimular a entrada de capitais a fim de neutralizar as pressões especulativas sobre a moeda nacional ou decidir por uma combinação destas três alternativas de política econômica.

Neste estudo, a intensidade da crise financeira experimentada por um país em um determinado período é definida como uma média das variações percentuais das taxas de câmbio nominais, quedas dos estoques de reservas internacionais e taxas de juros nominais ponderadas pelas respectivas variâncias dos países da amostra. Apesar das variâncias refletirem a função de reação dos governos, e não o “*trade off*” entre variáveis de política econômica, a ponderação pelas variâncias tem sido utilizada na maior parte das estimativas de índices das crises porque é impossível estimar as funções objetivo dos governos, como discutido em Eichengreen (1995 e 1997). Além disso, a exemplo dos estudos empíricos anteriores, excluimos a taxa de juros da estimativa do índice da crise porque os dados existentes não são comparáveis.

Na estimativa dos índices das crises do México, Ásia e Brasil usamos o Internacional Financial Statistics do FMI para calcular as médias das variações percentuais das taxas de câmbio e das quedas das reservas internacionais dos países da amostra nos períodos novembro de 1994 a março de 1995, junho de 1997 a dezembro de 1997 e dezembro de 1998 a março

de 1999, ponderadas pelas respectivas variâncias durante as crises do México, Ásia e Brasil. O índice da crise para Hong Kong durante a crise do México não foi estimado por falta de informações estatísticas.

A análise da Tabela 2 mostra que a crise do México de 1994 contagiou principalmente o Brasil e Argentina, enquanto a crise da Tailândia de 1997 afetou mais duramente a Coreia, Indonésia, Filipinas e Malásia. Apesar dos principais impactos destas crises terem se verificado em nível regional, Malásia e Filipinas foram contagiados pela crise do México, enquanto Turquia, Colômbia, Paraguai, Paquistão, Nova Zelândia e Cingapura também foram afetados pela crise da Ásia. A crise do Brasil foi bastante localizada, não tendo afetado outros países da Ásia e da América Latina, exceto Paraguai.

Tabela 2
Índice das Crises do México, Ásia e Brasil

Países	Crise do México	Crise da Ásia	Crise do Brasil
África do Sul	-23,30	2,43	2,67
Argentina	19,29	-3,54	1,00
Bolívia	-8,59	0,52	5,79
Brasil	13,87	5,08	36,48
Chile	-6,45	3,21	5,97
China	-10,48	-4,51	-0,56
Cingapura	-4,85	14,43	4,53
Colômbia	-2,85	15,69	0,42
Coreia	-6,88	55,90	-6,24
Filipinas	7,23	36,81	-15,31
Hong Kong	n.d.	-10,09	0,11
Índia	-3,44	8,02	-6,85
Indonésia	0,80	78,38	-1,82
Israel	-19,26	-1,51	0,50
Malásia	8,03	40,52	-4,01
México	67,71	-4,46	0,54
N.Zelândia	-6,58	10,25	4,72
Paquistão	-0,53	12,43	-39,19
Paraguai	-0,05	9,98	16,74
Peru	0,28	0,84	4,94
Tailândia	-0,99	59,66	0,31
Turquia	-24,59	26,61	0,01
Uruguai	-5,76	-1,21	4,52
Venezuela	2,22	0,20	8,40

Fonte : World Development Indicators 2000.

Vamos testar a hipótese de que as crises de contágio estão sistematicamente relacionadas aos fracos fundamentos macroeconômicos dos países, isto é, que a crise em um país induz os investidores de outros países a reavaliarem os fundamentos destes países e, se o país for considerado vulnerável, retirar seus capitais antes que a esperada depreciação da moeda resulte em perdas de capital. Além disso, a vulnerabilidade do país estimula os especuladores a atacarem a moeda para obterem lucros causando uma corrida que intensifica a crise.

Os fundamentos macroeconômicos podem ser divididos em três grupos: vulnerabilidade externa, vulnerabilidade interna e vulnerabilidade à fuga de capitais. A crise é chamada de financeira quando a fragilidade do país está associada à ocorrência simultânea de problemas com o balanço de pagamentos e com o sistema bancário, enquanto a crise cambial é uma vulnerabilidade decorrente de problemas com o balanço de pagamentos. A importância das crises do balanço de pagamentos e do setor bancário na vulnerabilidade de um país às crises financeiras internacionais foram extensivamente analisadas por Glick (1999).

Na vulnerabilidade externa, a crise da moeda resulta de um desequilíbrio do balanço de pagamentos, que pode resultar de vários fatores tais como sobrevalorização da moeda nacional, déficit em conta corrente, déficit fiscal, reversão do fluxos de capitais etc... Como o desequilíbrio do balanço de pagamentos está associado a vários fatores, vamos criar quatro variáveis compostas alternativas como “proxies” da vulnerabilidade externa e testar a hipótese de que a inter-relação entre os fatores que compõem a variável composta aumenta a vulnerabilidade do país à crise internacional.

- 1) A variável composta COMP1 procura captar a interação entre a taxa de câmbio real e o déficit do balanço de pagamentos em conta corrente e foi construída multiplicando a taxa de câmbio real por uma variável *dummy* que assume o valor um se o déficit do balanço de pagamentos em relação ao PIB for superior a 5% e zero se for inferior. A hipótese a ser testada é de que uma apreciação das moedas dos países com alto déficit do balanço de pagamentos em conta corrente resulta numa intensificação da crise financeira.
- 2) A variável composta COMP2 foi construída multiplicando-se a relação entre o déficit em contas correntes e o PIB por uma variável “*dummy*” que assume o valor um se a apreciação da taxa de câmbio real é superior a 10% e zero se for inferior. A apreciação da taxa de câmbio real igual a 10% corresponde à mediana da amostra e é considerada pelos analistas de mercado como um valor de referência. A hipótese que vamos testar é que um aumento do déficit em conta corrente dos países com moeda fortemente apreciada aumenta o índice da crise financeira.
- 3) A variável composta COMP3 é igual ao déficit em conta corrente menos os investimentos externos diretos, ambos medidos em relação ao PIB, vezes uma variável “*dummy*” que as-

sume o valor um se a apreciação da taxa de câmbio real é superior a 10% e zero se for inferior. A lógica na construção desta variável é que o déficit em contas correntes preocupa menos o investidor quando financiado por investimentos diretos do que por empréstimos de curto prazo porque o caráter volátil dos empréstimos de curto prazo pode requerer uma forte desvalorização da moeda, ou redução da absorção interna, o que agravaria a crise. Além disso, os investimentos diretos externos estão associados a uma melhor expectativa de crescimento das exportações. A hipótese que vamos testar é de que um aumento do déficit em conta corrente não financiado por investimentos externos diretos dos países com moeda fortemente apreciada afeta positivamente o índice da crise.

- 4) A variável composta COMP4 é igual ao déficit em conta corrente vezes uma variável *dummy* igual a 1 se o déficit fiscal é igual ou superior a 3% e igual a zero se for inferior. A identidade básica das contas nacionais mostra que o déficit em conta corrente é um problema quando o déficit fiscal é financiado pelas poupanças interna privada e externa. Vamos testar a hipótese de que um aumento do déficit em conta corrente afeta positivamente o índice da crise dos países com forte déficit fiscal.

Na construção das variáveis compostas usamos as estimativas do J. P. Morgan para a taxa de câmbio real efetiva e o World Bank Economic Indicators ano 2000 para as estimativas do déficit do balanço de pagamentos em conta corrente e dos investimentos líquidos diretos externos em relação ao PIB. A variação percentual da taxa de câmbio real efetiva é estimada a partir das médias dos períodos 1990 a 1994 e 1986 a 1989 para a crise do México, 1992 a 1996 e 1987 a 1991 para a crise da Ásia, e 1994 a 1998 e 1989 a 1993, para a crise do Brasil. A variação percentual da razão entre os déficits dos balanços de pagamentos em conta corrente e dos investimentos líquidos externos diretos e o PIB são entre os anos 1990 e 1994, 1992 e 1996 e 1994 e 1998, respectivamente para as crises do México, leste da Ásia e Brasil.

A fragilidade do setor bancário foi a maior fonte de vulnerabilidade doméstica nas crises do México (1994) e da Ásia (1997). Quando os empréstimos para o setor privado aumentam excessivamente, os bancos têm dificuldade para analisar a viabilidade dos projetos e a supervisão do banco central torna-se mais difícil, deteriorando a qualidade dos empréstimos e aumentando a fragilidade dos bancos. Nesta situação, o governo não pode aumentar a taxa de juros para defender a moeda devido ao risco de um aumento significativo da taxa de inadimplência. Portanto, quanto mais fragilizado o sistema bancário, maior a probabilidade do governo desvalorizar a moeda para enfrentar a crise e mais intenso deverá ser o ataque dos especuladores. Da mesma forma como Sachs (1996) e Stiglitz (1998), usamos como “*proxy*” para a fragilidade do sistema bancário a taxa de crescimento percentual EMP da razão entre os haveres dos bancos com o setor privado e o PIB no ano anterior à crise e quatro anos atrás. A fonte de dados usada foi o World Bank Economic Indicators ano 2000 e estimamos a taxa de crescimento em termos percentuais da razão entre os haveres dos bancos sobre o

setor privado e o PIB entre os anos 1990 e 1994 para a crise do México, 1992 e 1996 para a crise dos países asiáticos e 1994 e 1998 para a crise do Brasil.

A vulnerabilidade às fugas de capitais é um problema de liquidez que acontece quando as obrigações externas de curto prazo do país excedem as reservas internacionais. Neste caso, se os investidores perdem a confiança e em pânico decidem retirar seus ativos do país teremos uma crise de falta de liquidez se as reservas existentes forem insuficientes para financiar a saída de capitais de curto prazo. Sachs (1996) e Stiglitz (1998) argumentam que a razão entre os estoques de empréstimos internacionais de curto prazo e as reservas internacionais é uma medida da falta de liquidez porque os credores externos podem se recusar a refinarçar os empréstimos de curto prazo. Neste estudo, da mesma forma como no World Economic Outlook do FMI (1999), vamos medir a vulnerabilidade do país aos movimentos de capitais de curto prazo pela razão entre os estoques de moeda M2 e de reservas internacionais porque os investidores podem rapidamente converter os ativos líquidos M2 em moeda externa. A fonte de dados usada foi o World Bank Economic Indicators ano 2000, e estimamos a taxa de crescimento em termos porcentuais da razão entre os estoques de M2 e reservas internacionais entre os anos 1990 e 1994 para a crise do México, 1992 e 1996 para a crise dos países asiáticos e 1994 e 1998 para a crise do Brasil.

O modelo de variáveis compostas que vamos estimar é dado pela equação:

$$CRISE = a_1 + a_2 COMP + a_3 EMP + a_4 DUMMY * COMP + a_5 DUMMY * EMP + \varepsilon$$

A variável DUMMY assume o valor 0 quando as reservas são relativamente baixas, isto é, a razão entre M2 e as reservas é alta, e o valor 1 quando as reservas são relativamente altas, isto é, a razão entre M2 e as reservas é baixa. A probabilidade de ocorrer uma crise financeira aumenta quando o nível das reservas internacionais é baixo e os fundamentos macroeconômicos são fracos, isto é, quanto maior a vulnerabilidade externa COMP e a fragilidade do sistema bancário EMP. A hipótese básica que vamos testar é que quando os fundamentos externos do país são fracos e as reservas internacionais são insuficientes, um aumento da variável COMP aumenta o índice da crise ($a_2 > 0$), e que quando o sistema bancário encontra-se fragilizado e as reservas são insuficientes, um aumento dos empréstimos excessivos também aumenta o índice da crise ($a_3 > 0$). Em outras palavras, aumentos das variáveis COMP e EMP aumentam os riscos de crise quando as reservas são insuficientes. Em adição, quando os fundamentos são fracos, mas as reservas são altas, aumentos de COMP e EMP não afetam os índices da crise devido à proteção dada pelas altas reservas. Estatisticamente, vamos testar a hipótese de que os coeficientes estimados a_2 e a_3 apresentam os sinais positivos esperados e são significativamente diferentes de zero e que os coeficientes

a_2+a_4 e a_3+a_5 não são significativamente diferentes de zero. Entretanto, a hipótese de que altas reservas conseguem proteger da crise países com fracos fundamentos é uma questão sujeita a controvérsias.

4 Resultados empíricos

Nas Tabelas 3 e 4 apresentamos um sumário das principais resultados obtidos pelo modelo de variáveis compostas quando, respectivamente, juntamos as 68 observações das três crises e analisamos separadamente as crises do México, Ásia e Brasil. No Anexo Estatístico apresentamos a análise de regressão completa para fins de análise da estabilidade das estimações e dos testes de ajustamento efetuados. Os dados usados nas regressões estão à disposição dos interessados mediante solicitação.

Tabela 3
Regressões Conjuntas das Crises do México, Ásia e Brasil Usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e COMP4 como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,96	-0,97	0,17	-0,18	14,82	0,21	0,16	4,10	68
	0,58	0,66	0,08	0,11	3,84				
	1,65	-1,46	2,09	-1,60	3,86				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	1,61	-1,81	0,15	-0,15	14,80	0,18	0,13	3,48	68
	2,12	2,22	0,08	0,12	3,90				
	0,76	-0,82	1,75	-1,34	3,79				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	5,31	-5,32	0,15	-0,16	14,72	0,18	0,13	3,55	68
	5,58	5,60	0,08	0,12	3,92				
	0,95	-0,95	1,79	-1,37	3,76				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	DASIA	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	-0,99	0,95	0,14	-0,15	15,47	0,18	0,13	3,41	68
	1,49	3,04	0,08	0,12	4,01				
	-0,66	0,31	1,73	-1,34	3,86				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado pela regressão linear, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.64$ e significativo a 10% para $t > 1.28$.

Tabela 4
Regressões das Crises do México, Ásia e Brasil Usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e COMP4 como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regressões da crise do México usando o modelo de variáveis compostas								
Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	2,28	-2,28	0,24	-0,22	0,23	0,10	1,77	22
	1,00	1,07	0,17	0,22				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	2,29	-2,13	1,43	-0,97	0,07	-0,08	0,48	22
	16,99	-16,41	0,05	-0,02				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	12,39	-12,17	0,03	0,00	0,05	-0,10	0,35	22
	12,76	12,79	0,15	0,21				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,97	-0,95	0,17	0,01				
	15,05	15,13	0,15	0,21				
Matriz quase singular								
Regressões da crise da Ásia usando o modelo de variáveis compostas								
Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	-95,12	95,30	0,28	-0,05	0,02	-0,13	0,14	23
	51,59	51,60	0,15	0,37				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	-1,84	1,85	1,81	-0,14	-0,12	-0,29		23
	9,64	-10,60	0,38	-0,14				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	16,08	16,17	0,16	0,39	-0,14	-0,33		23
	0,60	-0,66	2,31	-0,35				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	6,91	-7,36	0,36	-0,15	-0,12	-0,30		23
	33,54	33,57	0,16	0,40				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,21	-0,22	2,22	-0,38				
	2,80	-4,57	0,36	-0,06				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	4,22	6,51	0,16	0,44				
	0,66	-0,70	2,27	-0,14				
Regressões da crise do Brasil usando o modelo de variáveis compostas								
Regr. 1	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,23	1,59	-0,11	-0,01	0,06	-0,09	0,39	23
	0,67	2,00	0,22	0,25				
Regr. 2	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	0,35	0,80	-0,51	-0,02	0,11	-0,03	0,82	23
	2,57	-2,57	-0,20	0,18				
Regr. 3	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	1,68	1,81	0,21	0,22	0,11	-0,03	0,78	23
	1,53	-1,42	-0,97	0,80				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	6,95	-7,19	-0,18	0,15	0,09	-0,06	0,59	23
	4,98	5,01	0,21	0,22				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	1,39	-1,44	-0,86	0,67				
	-0,39	5,60	-0,07	0,05				
Regr. 4	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
	1,35	4,39	0,20	0,21				
	-0,29	1,28	-0,38	0,25				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.74$ e significativo a 10% para $t > 1.33$.

Na análise econométrica juntando as observações das três crises (“*pooling time series cross section data*”) verificamos que os coeficientes estimados do intercepto e das variáveis “*dummy*” para os interceptos das crises do México e do Brasil são pequenos e não significativos. Entretanto, a variável *dummy* estimada para o intercepto da crise da Ásia é significativa e sua omissão reduz bastante o valor do R^2 , sugerindo que existem fatores específicos da crise da Ásia que não foram especificados no modelo de variáveis compostas. As especificações do modelo que apresentaram os melhores resultados estatísticos excluem o intercepto e são apresentadas nas tabelas seguintes. Os coeficientes estimados representam as elasticidades das variáveis explicativas em relação à variável dependente.

Analisando os resultados apresentados na Tabela 3 verificamos que na regressão 1 os coeficientes estimados de COMP1 e EMP apresentam os sinais positivos esperados e são significativos, mas o poder de determinação $R^2 = 0.21$ é reduzido. Esta regressão mostra que um aumento da apreciação da moeda para países com fortes déficits do balanço de pagamentos e baixas reservas internacionais aumenta a probabilidade destes países serem contaminados pela crise financeira porque a apreciação da moeda reduz a competitividade das exportações e piora o déficit em contas correntes. Além disso, um aumento dos empréstimos dos países que apresentam problemas de fragilidade bancária e baixos níveis de reservas internacionais aumenta o risco de contágio da crise iniciada em outros países. O coeficiente estimado da variável DCOMP1 é significativo a 10%, mas a soma dos coeficientes estimados de COMP1 e DCOMP1 não é significativamente diferente de zero. Este resultado é uma evidência empírica de que não podemos rejeitar a hipótese de que a existência de fortes reservas internacionais protege o país da crise quando sua moeda é apreciada, apesar da existência de um alto déficit em conta corrente.

Quando testamos os indicadores alternativos da vulnerabilidade externa COMP2, COMP3 e COMP4 os coeficientes estimados destas variáveis não foram significativos, mas os coeficientes estimados de EMP apresentaram-se estáveis, com os sinais esperados e significativos. O poder de determinação $R^2 = 0.18$ das regressões usando COMP1, COMP2 e COMP3 são inferiores ao da regressão com COMP1. Os coeficientes estimados das variáveis DCOMP2, DCOMP3 e DCOMP4 não são significativos.

Os coeficientes estimados de DEMP são significativos a 10%, mas a soma dos coeficientes estimados de EMP e DEMP não é significativamente diferente de zero. Portanto, não há razão para rejeitarmos a hipótese de que altas reservas internacionais protegem da crise países que aumentam os empréstimos internos não obstante a fragilidade do sistema bancário. Apesar das hipóteses do modelo não terem sido rejeitadas pela evidência empírica quando usamos COMP1, devemos observar que a capacidade explicativa do modelo mostrou-se reduzida,

sugerindo que variáveis importantes foram omitidas ou que o ajustamento linear não é a melhor especificação.

A análise da Tabela 4 mostra que o modelo de variáveis compostas estimado é mais adequado para explicar a crise do México do que as crises dos países asiáticos e do Brasil. As regressões para a crise do México usando COMP1 como indicador da vulnerabilidade externa são as que apresentaram melhor ajustamento. Os coeficientes estimados de COMP1 e EMP apresentam os sinais esperados e são significativos, respectivamente, a 5% e 10%, e o coeficiente de determinação estimado $R^2 = 0.23$ foi o melhor da análise de regressão. Comparando os resultados da regressão 1 da Tabela 4 para a crise do México com o da regressão 1 da Tabela 3 obtido quando juntamos as observações das três crises, verificamos que os coeficientes de explicação são semelhantes, mas que na análise separada da crise do México o nível de significância do coeficiente estimado para COMP1 é maior do que o estimado para EMP e que o oposto acontece quando juntamos todas as observações.

Quando usamos os indicadores COMP2 e COMP3 para medir a vulnerabilidade externa à crise do México, os resultados obtidos são bastante inferiores ao uso da variável COMP1. Os coeficientes estimados de COMP2 e COMP3 nas regressões 2 e 3 da Tabela 4 apresentam os sinais esperados, mas não são significativos, assim como os coeficientes estimados de EMP, enquanto o poder de explicação das regressões é muito pequeno. A regressão com COMP4 não foi possível porque a matriz é quase singular. O coeficiente estimado de DCOMP1 é significativo, mas a soma dos coeficientes estimados de COMP1 e DCOMP1 não é significativamente diferente de zero, evidenciando que os países com fortes reservas ficaram protegidos da crise do México ao apreciarem suas moedas apesar dos altos déficits existentes nas contas correntes. A não significância dos coeficientes estimados de DEMP rejeita a hipótese de que fortes reservas seriam suficientes para proteger da crise países que tenham decidido aumentar os empréstimos apesar do sistema bancário não se encontrar em uma posição saudável. Este resultado é consistente com a avaliação de muitos analistas de que a fragilidade dos bancos foi importante na crise do México.

As regressões para a crise da Ásia mostram que o coeficiente estimado de COMP1 na regressão 1 apresenta sinal contrário ao esperado e que os coeficientes estimados nas restantes regressões para COMP2, COMP3 e COMP4 apresentam os sinais esperados mas não são significativos. Por outro lado, os sinais dos coeficientes estimados para EMP em todas as regressões são sempre os esperados e altamente significativos, enquanto os coeficientes de DEMP não são significativos. Estes resultados são consistentes com as análises feitas por vários economistas de que a fragilidade do sistema bancário foi muito importante na propagação da crise asiática. Entretanto, os coeficientes R^2 estimados são bastante reduzidos, mostrando o fraco poder explicativo do modelo para a crise asiática.

As regressões para a crise do Brasil mostram que o modelo apresenta baixo poder explicativo. Os coeficientes estimados de COMP1, COMP2 e COMP3 nas regressões 1, 2 e 3 são os esperados, mas somente o coeficiente de COMP2 é significativo, enquanto os coeficientes de EMP apresentam sinais contrários aos esperados. Na regressão 2 o coeficiente de DCOMP2 é significativo a 10%, enquanto a soma dos coeficientes das variáveis COMP2 e DCOMP2 não é significativamente diferente de zero, significando que países com fortes reservas foram protegidos da crise quando os déficits em conta corrente aumentaram, apesar da apreciação existente da moeda. Os coeficientes estimados das variáveis EMP e DEMP não são significativos em todas as regressões e na regressão 4 os coeficientes estimados de COMP4 e EMP apresentam sinais contrários aos esperados e não são significativos. Estes resultados são consistentes com as avaliações de que na crise do Brasil os bancos encontravam-se razoavelmente saudáveis, mas o reduzido poder de explicação das regressões mostra a omissão de importantes variáveis na especificação do modelo.

5 Conclusões finais e sugestões para trabalhos futuros

A tese de que a principal defesa contra ataques especulativos é a existência de fortes fundamentos macroeconômicos é simpática para maior parte dos economistas e baseia-se no princípio de que a administração da economia deve ser prudente, observando parâmetros limites para os principais indicadores macroeconômicos como déficit fiscal, déficit do balanço de pagamentos, razão dos endividamentos interno e externo em relação ao PIB, taxa de inflação, taxa de juros etc...

O modelo de variáveis compostas que usamos é uma versão do modelo dos fundamentos macroeconômicos de Sachs estendido, para incluir definições alternativas para a variável independente que reflete a vulnerabilidade externa e a utilização de fontes de dados atualizada. As variáveis compostas incorporam as inter-relações entre os fundamentos externos para explicar o contágio da crise, enquanto a maior parte dos estudos empíricos usam os fundamentos independentemente nas regressões. A hipótese testada foi de que os países são mais vulneráveis às crises iniciadas em outras partes do mundo quando os déficits existentes nas contas correntes são acompanhados pela sobrevalorização da moeda, o sistema bancário encontra-se fragilizado e as reservas internacionais são reduzidas em relação às dívidas externas de curto prazo.

Os resultados econométricos obtidos com o modelo de variáveis compostas sugere que, em adição à irracionalidade do mercado, os fundamentos tiveram algum papel na crise do México. Entretanto, os contágios nas crises da Ásia e do Brasil parecem ter resultado quase

que exclusivamente da irracionalidade do mercado. Estes resultados são evidências de que não existe um padrão único para o contágio das crises financeiras, e que cada crise exige um modelo específico ou são causadas aleatoriamente. Como os coeficientes estimados da variável EMP são quase sempre significativos na análise de regressão, isto sugere que a existência de um sistema bancário frágil aumenta a vulnerabilidade do país à crise de contágio.

Os resultados da análise econométrica sugerem que o alastramento da crise depende fortemente do comportamento irracional do mercado, mas não afastam a hipótese de que maus fundamentos podem ter algum papel na ignição do processo de contágio. Neste caso, para se proteger do contágio da crise o país deveria complementar a prática de bons fundamentos com uma linha de contingência com o FMI para ser usada no caso de necessidade e limitar a mobilidade dos capitais voláteis de curto prazo criando o imposto Tobin.

No desenvolvimento futuro deste trabalho devemos reconhecer que ainda não exaurimos todas as possibilidades de se encontrar uma evidência empírica mais forte para a importância dos fundamentos no contágio da crise. A variável índice da crise, além de não incluir a taxa de juros, foi estimada como uma média das variações das taxas de câmbio nominais e das quedas das reservas internacionais ponderadas pelas respectivas variâncias nas crises do México, Ásia e Brasil. Entretanto, como as variações da taxa de câmbio nominal e das reservas internacionais são variáveis de política, e a estimação da função objetivo das políticas do governo é muito difícil, deveríamos testar pesos alternativos para verificar a sensibilidade das estimativas a diferentes critérios de pesos. Além disso, também devemos reconhecer que importantes fundamentos devem ser incorporados ao modelo, como a importância das dívidas interna e externa medidas em relação ao PIB. Finalmente, podemos construir outras variáveis compostas que apresentem maior número de inter-relações entre os fundamentos e o déficit em contas correntes. Uma linha de pesquisa complementar seria incluir variáveis independentes que reflitam a interdependência dos mercados como fonte de transmissão dos contágios conforme recentes desenvolvimentos da literatura especializada encontrados em Glick e Rose (1998), Rigobon (2001), Forbes e Rigobon (2000) e Fratzscher (2000).

Anexo estatístico

Tabela A1

Regressões Conjuntas das Crises do México, Ásia e Brasil usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP1 e COMP2 de Vulnerabilidade Externa

Reg.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	1,00	-0,96	0,21	-0,19					0,02	-0,03	0,42
	0,64	0,73	0,09	0,13							
	1,57	-1,31	2,34	-1,53							
2	0,89	-0,95	0,17	-0,20	4,90				0,07	0,01	1,22
	0,63	0,72	0,09	0,12	2,58						
	1,41	-1,33	1,88	-1,63	1,90						
3	0,99	-0,94	0,22	-0,19		-0,83			0,02	-0,04	0,32
	0,64	0,74	0,09	0,13		4,45					
	1,54	-1,27	2,33	-1,52		-0,19					
4	0,96	-0,97	0,17	-0,18			14,82		0,21	0,16	4,10
	0,58	0,66	0,08	0,11			3,84				
	1,65	-1,46	2,09	-1,60			3,86				
5	1,05	-1,00	0,22	-0,19				-1,56	0,02	-0,04	0,34
	0,66	0,74	0,09	0,13				4,49			
	1,60	-1,34	2,35	-1,47				-0,35			
6	0,95	-0,96	0,18	-0,18		-0,30	14,81		0,21	0,14	3,23
	0,58	0,67	0,08	0,12		4,03	3,87				
	1,63	-1,42	2,07	-1,59		-0,07	3,82				
7	0,98	-0,98	0,18	-0,18	-0,84	0,50	15,60		0,21	0,13	2,66
	0,60	0,69	0,09	0,12	4,12	5,65	5,54				
	1,63	-1,43	2,06	-1,55	-0,20	0,09	2,82				
Reg.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	2,02	-2,20	0,18	-0,16					-0,01	-0,05	
	2,33	2,44	0,09	0,13							
	0,87	-0,90	2,01	-1,28							
2	0,98	-1,07	0,15	-0,18	4,88				0,04	-0,02	0,74
	2,36	2,47	0,09	0,12	2,66						
	0,41	-0,43	1,61	-1,41	1,83						
3	2,00	-2,19	0,19	-0,16		-1,06			-0,01	-0,07	
	2,35	2,46	0,09	0,13		4,44					
	0,85	-0,89	2,01	-1,28		-0,24					
4	1,61	-1,81	0,15	-0,15			14,80		0,18	0,13	3,48
	2,12	2,22	0,08	0,12			3,90				
	0,76	-0,82	1,75	-1,34			3,79				
5	2,41	-2,62	0,19	-0,15				-1,96	0,00	-0,07	
	2,54	2,66	0,09	0,13				4,83			
	0,95	-0,98	2,03	-1,20				-0,41			
6	1,60	-1,81	0,15	-0,15		-0,65	14,78		0,18	0,12	2,75
	2,14	2,24	0,08	0,12		4,04	3,93				
	0,75	-0,81	1,74	-1,33		-0,16	3,76				
7	1,79	-2,01	0,15	-0,15	-0,94	0,25	15,67		0,18	0,10	2,26
	2,33	2,45	0,09	0,12	4,45	5,90	5,77				
	0,77	-0,82	1,74	-1,28	-0,21	0,04	2,72				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado pela regressão linear, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.64$ e significativo a 10% para $t > 1.28$. As regressões foram feitas com 68 observações.

Tabela A2

Regressões Conjuntas das Crises do México, Ásia e Brasil Usando o Modelo de Variáveis Compostas e as Definições COMP3 e COMP4 de Vulnerabilidade Externa

Reg.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	6,52	-6,70	0,19	-0,17					0,00	-0,05	0,03
	6,11	6,13	0,09	0,13							
	1,07	-1,09	2,06	-1,34							
2	4,62	-4,61	0,15	-0,18	4,85				0,05	-0,01	0,84
	6,09	6,13	0,09	0,12	2,67						
	0,76	-0,75	1,63	-1,42	1,81						
3	6,40	-6,59	0,19	-0,17		-0,72			0,00	-0,06	0,03
	6,20	6,21	0,09	0,13		4,47					
	1,03	-1,06	2,04	-1,33		-0,16					
4	5,31	-5,32	0,15	-0,16			14,72		0,18	0,13	3,55
	5,58	5,60	0,08	0,12			3,92				
	0,95	-0,95	1,79	-1,37			3,76				
5	7,64	-7,87	0,19	-0,16				-2,36	0,01	-0,06	0,08
	6,55	6,60	0,09	0,13				4,80			
	1,17	-1,19	2,09	-1,27				-0,49			
6	5,27	-5,28	0,15	-0,16		-0,25	14,72		0,18	0,12	2,80
	5,66	5,67	0,08	0,12		4,07	3,95				
	0,93	-0,93	1,76	-1,36		-0,06	3,72				
7	5,74	-5,77	0,15	-0,15	-0,98	0,70	15,62		0,18	0,10	2,30
	6,08	6,13	0,09	0,12	4,43	5,96	5,71				
	0,94	-0,94	1,76	-1,31	-0,22	0,12	2,74				
Reg.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	DMEX	DASIA	DBRA	R ²	R ² ajust.	Est. F
1	0,15	0,93	0,19	-0,17					-0,02	-0,06	
	1,61	3,35	0,09	0,13							
	0,09	0,28	2,04	-1,34							
2	-1,51	1,95	0,14	-0,18	6,22				0,05	-0,01	0,90
	1,74	3,29	0,09	0,12	2,87						
	-0,87	0,59	1,47	-1,44	2,17						
3	0,20	0,87	0,19	-0,17		-1,16			-0,02	-0,08	
	1,63	3,39	0,09	0,13		4,49					
	0,12	0,26	2,04	-1,33		-0,26					
4	-0,99	0,95	0,14	-0,15			15,47		0,18	0,13	3,41
	1,49	3,04	0,08	0,12			4,01				
	-0,66	0,31	1,73	-1,34			3,86				
5	0,22	0,88	0,19	-0,17				-0,47	-0,02	-0,08	
	1,78	3,42	0,09	0,13				4,94			
	0,12	0,26	2,02	-1,31				-0,09			
6	-0,97	0,93	0,15	-0,16		-0,37	15,45		0,18	0,11	2,69
	1,51	3,07	0,08	0,12		4,08	4,04				
	-0,64	0,30	1,71	-1,33		-0,09	3,82				
7	-1,31	1,17	0,14	-0,16	2,06	-2,21	13,67		0,18	0,10	2,24
	1,70	3,14	0,09	0,12	4,59	5,81	5,68				
	-0,77	0,37	1,60	-1,36	0,45	-0,38	2,41				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado pela regressão linear, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.64$ e significativo a 10% para $t > 1.28$. As regressões foram feitas com 68 observações.

Tabela A3
Regressões das Crises do México e da Ásia Usando o Modelo de Variáveis
Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e e COMP4
como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regressões da crise do México									
Regr.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
1	2,28	-2,28	0,24	-0,22		0,23	0,10	1,77	22
	1,00	1,07	0,17	0,22					
	2,29	-2,13	1,43	-0,97					
2	2,29	-2,27	0,25	-0,22	-0,28	0,23	0,05	1,25	22
	1,03	1,10	0,18	0,23	4,18				
	2,23	-2,06	1,37	-0,94	-0,07				
Regr.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
3	16,99	-16,41	0,05	-0,02		0,07	-0,08	0,48	22
	15,05	15,13	0,15	0,21					
	1,13	-1,08	0,35	-0,10					
4	17,12	-16,53	0,05	-0,02	0,60	0,08	-0,14	0,35	22
	15,51	15,59	0,16	0,22	4,41				
	1,10	-1,06	0,30	-0,09	0,14				
Regr.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
5	12,39	-12,17	0,03	0,00		0,05	-0,10	0,35	22
	12,76	12,79	0,15	0,21					
	0,97	-0,95	0,17	0,01					
6	13,22	-12,95	0,02	0,00	1,36	0,06	-0,16	0,27	22
	13,39	13,39	0,16	0,21	4,60				
	0,99	-0,97	0,11	0,01	0,30				
Regr.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
7	Matriz quase singular								
Regressões da crise do Leste Asiático									
Regr.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
1	-95,12	95,30	0,28	-0,05		0,02	-0,13	0,14	23
	51,59	51,60	0,15	0,37					
	-1,84	1,85	1,81	-0,14					
2	-73,11	73,09	0,24	-0,25	12,86	0,29	0,13	1,85	23
	45,88	45,90	0,14	0,33	4,91				
	-1,59	1,59	1,75	-0,76	2,62				
Regr.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
3	9,64	-10,60	0,38	-0,14		-0,12	-0,29		23
	16,08	16,17	0,16	0,39					
	0,60	-0,66	2,31	-0,35					
4	-4,53	3,62	0,28	-0,31	14,81	0,21	0,04	1,21	23
	14,82	14,89	0,15	0,34	5,41				
	-0,31	0,24	1,89	-0,90	2,74				
Regr.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
5	6,91	-7,36	0,36	-0,15		-0,14	-0,33		23
	33,54	33,57	0,16	0,40					
	0,21	-0,22	2,22	-0,38					
6	-15,74	15,88	0,28	-0,33	15,14	0,20	0,03	1,15	23
	29,86	29,93	0,14	0,34	5,40				
	-0,53	0,53	1,96	-0,95	2,81				
Regr.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
7	2,80	-4,57	0,36	-0,06		-0,12	-0,30		23
	4,22	6,51	0,16	0,44					
	0,66	-0,70	2,27	-0,14					
8	-1,76	0,24	0,28	-0,27	15,26	0,21	0,03	1,16	23
	4,01	5,90	0,14	0,39	5,60				
	-0,44	0,04	1,98	-0,70	2,72				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.74$ e significativo a 10% para $t > 1.33$.

Tabela A4
Regressões da Crise do Brasil Usando o Modelo de Variáveis
Compostas e as Definições COMP1, COMP2, COMP3 e COMP4
como Indicadores da Vulnerabilidade Externa

Regr.	COMP1	DCOMP1	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
1	0,23	1,59	-0,11	-0,01		0,06	-0,09	0,39	23
	0,67	2,00	0,22	0,25					
	0,35	0,80	-0,51	-0,02					
2	0,16	1,89	-0,16	0,01	2,67	0,09	-0,11	0,45	23
	0,68	2,05	0,23	0,25	3,33				
	0,24	0,92	-0,72	0,03	0,80				
Regr.	COMP2	DCOMP2	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
3	2,57	-2,57	-0,20	0,18		0,11	-0,03	0,82	23
	1,68	1,81	0,21	0,22					
	1,53	-1,42	-0,97	0,80					
4	2,42	-2,40	-0,21	0,18	0,85	0,12	-0,08	0,60	23
	1,82	1,98	0,22	0,23	3,43				
	1,33	-1,21	-0,97	0,80	0,25				
Regr.	COMP3	DCOMP3	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
5	6,95	-7,19	-0,18	0,15		0,11	-0,03	0,78	23
	4,98	5,01	0,21	0,22					
	1,39	-1,44	-0,86	0,67					
6	6,71	-6,93	-0,18	0,15	0,44	0,11	-0,09	0,56	23
	5,45	5,53	0,22	0,23	3,58				
	1,23	-1,26	-0,84	0,66	0,12				
Regr.	COMP4	DCOMP4	EMP	DEMP	C	R ²	R ² ajust.	Est. F	n
7	-0,39	5,60	-0,07	0,05		0,09	-0,06	0,59	23
	1,35	4,39	0,20	0,21					
	-0,29	1,28	-0,38	0,25					
8	-1,02	5,33	-0,13	0,08	2,75	0,11	-0,09	0,54	23
	1,65	4,47	0,22	0,22	4,05				
	-0,62	1,19	-0,60	0,37	0,68				

Obs. Abaixo de cada variável seguem o coeficiente estimado, o desvio padrão e a estatística t. O coeficiente estimado da variável independente é significativo a 5% para $t > 1.74$ e significativo a 10% para $t > 1.33$.

Referências bibliográficas

- Berg, Andrew; Patillo, Catherine. Are currency crises predictable? A test. *IMF Staff Papers*, 46, p. 107-138, 1999
- Cole, Harold; Kehoe, Timothy. A self-fulfilling model of Mexico's 1994-1995 debt crisis. *Journal of International Economics*, 41, p. 309-330, 1996.
- Corsetti, Giancarlo; Pesenti, Paolo; Roubini, Nouriel. Paper tigers? A model of the Asian crisis. *NBER Working Paper Series*, Working Paper no. 6783, nov. 1998.
- Eichengreen, Barry; Rose, Andrew; Wyplosz, Charles. Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks. *Economic Policy*, 21, p. 249-312, 1995.
- _____ Contagious currency crises: first tests. *Scandinavian Journal of Economics* 98, p. 1-22, 1997.
- Forbes, Kristin; Rigobon, Roberto. Contagion in Latin America: definitions, measurement, and policy implications. *NBER Working Paper Series*, Working Paper no. 7885, set. 2000.
- Fratzscher, Marcel. *On currency crises and contagion*. Institute for International Economics, Number 00-9, dez. 2000.
- Furman, Jason; Stiglitz, Joseph. Economic crises: evidence and insights from East Asia. *Brookings Papers of Economic Activity* 2, p. 1-114, 1998.
- Glick, Reuven; Rose, Andrew. Contagion and trade: why are currency crises regional? *NBER Working Paper* n. 6806, National Bureau of Economic Research, 1998.
- Hernandez, Leonardo; Valdés, Rodrigo. What drives contagion: trade, neighborhood, or financial links? *IMF Working Paper* WP/01/29, março 2001.
- International Monetary Fund. *World economic outlook*. Washington D.C.: IMF, maio 1999.
- Kaminsky, Gabriela; Lizondo, Saul; Reinhart, Carmen M. Leading indicators of currency crises. *IMF Staff Papers*, v. 45, n. 1, p. 1-48, 1998.
- Rigobon, Roberto. Contagion: how to measure it? *NBER Working Paper Series*, Working Paper n. 8118, fevereiro, 2001.
- Sachs, Jeffrey; Tornell, Aaron; Velasco, Andrés. Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, p. 147-215, 1996.

