

ÁREA 6: ECONOMIA INTERNACIONAL

Early warning systems: análise de um modelo probit de contágio de crise dos Estados Unidos para o Brasil (2000-2010)

Claudeci da Silva*
Hugo Agudelo Murillo**
Joaquim Miguel Couto***

Resumo

As crises financeiras presenciadas no decorrer dos últimos anos mostraram que seus impactos não se restringem à economia de origem, efeitos sociais e econômicos negativos podem atingir outras economias que não estejam diretamente interligadas à instabilidade. Diante disso, esforços se direcionaram na tentativa de encontrar uma ferramenta que permitisse antecipar a eminência de uma crise na economia local, assim como testar a vulnerabilidade desta frente às demais economias. Neste sentido, este estudo objetiva encontrar variáveis que seu monitoramento permita a previsão da chegada de uma crise na economia brasileira. Mais especificamente, buscou-se verificar os canais de contágio de uma crise nos Estados Unidos para a economia brasileira. Para tais propósitos, foi utilizado um modelo econométrico EWS: o modelo *probit*, aplicado no período amostral de janeiro de 2000 a dezembro de 2010, período de forte instabilidade na economia norte-americana. Foram testadas dez variáveis macroeconômicas e duas de contágio. Os resultados mostraram que entre as variáveis macroeconômicas três revelaram-se mais significativas: IPCA, dívida total/ PIB e variação dos termos de troca. As variáveis de contágio mostraram que a economia norte-americana tende a afetar mais fortemente a economia brasileira via canal financeiro (conta capital e financeira do balanço de pagamentos).

Palavras – chave: Early Warning Systems; Modelo *probit*; Canais de contágio; Estados Unidos; Brasil.

Abstract:

The financial crises witnessed in the last years showed that their impact is not restricted to the economy of origin, social and economic effects impacts negative may affect other economies that are not directly linked to the instability. Given this, efforts were directed at trying to find a tool that allows to anticipate the imminence of a crisis in the local economy, as well as test the vulnerability these forward the other economies. Thus, this study aims to find the variables that your monitoring allows the prediction of the arrival of a crisis in the Brazilian economy. More specifically, we sought to check the channels of contagion from a crisis in the United States for the Brazilian economy. For such purposes, been used an econometric model EWS: the probit model, applied to the sample period January 2000 to December 2010, a period of great instability in the U.S. economy. Were tested ten macroeconomic variables and two of contagion. The results showed that among the macroeconomic variables three proved to be more significant: consumer price index, total debt/GDP and variation of terms of trade. The contagion variable showed that the U.S. economy tends to affect more strongly the Brazilian economy through financial channel (capital and financial account of balance of payments).

Key – words: Early Warning Systems; Probit model; Channels of contagion; United States; Brazil.

Classificação JEL: C01, F37, F59

* Professora, mestre, assistente da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Brasil.
Email: csilva2@uem.br

** Professor, mestre, assistente da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Brasil.
Email: hamurillo@uem.br

*** Professor, doutor, adjunto da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Brasil.
Email: jmcouto@uem.br

1. Introdução

Nas últimas décadas, em especial ao longo da década de 1990, as crises financeiras se caracterizaram por um grande poder de expansão além de suas barreiras geográficas. A crise de confiança e aumento da volatilidade internacional instaurado depois da crise Mexicana (1994-95), Asiática (1997) e Russa (1998), mostrou que estas instabilidades não se limitavam ao país de origem. Por esta razão, esforços foram direcionados para identificar os possíveis canais de contágio entre as economias, possibilitando, também, identificar quão vulnerável um país se apresenta em relação aos demais.

Neste contexto, frente aos efeitos negativos que estas crises financeiras causaram nas economias nacionais, o Fundo Monetário Internacional (FMI) estimulou a elaboração de modelos que, considerando fatores internos e externos à economia, fossem capazes de antecipar a ocorrência de uma crise financeira. Inicialmente os modelos desenvolvidos visavam apenas prever a eminência de uma crise na economia local, mas, com o passar do tempo, constatou-se que, além de tentar antecipar a chegada de uma crise, era necessário, também, conhecer quais os canais que permitiam que uma crise iniciada em outro lugar do mundo afetasse negativamente uma economia local.

Esses modelos ficaram conhecidos na literatura internacional como Early Warning Systems (ou modelos EWS), os quais utilizam métodos estatísticos para determinar a probabilidade de ocorrência de crise e/ou contágio, com características definidas a priori, em um determinado espaço de tempo.

Levando-se em conta que no ano de 2009, foi a vez da principal potência mundial, a economia norte-americana, sofrer uma forte crise, onde a instabilidade com origem no setor imobiliário se alastrou não somente para o setor bancário norte-americano, como também para outras economias que mantinha algum tipo de relação financeira e/ou comercial com a economia afetada, o objetivo deste trabalho constitui em testar a vulnerabilidade da economia brasileira frente a esta economia. Mais especificamente objetiva testar se uma crise nos Estados Unidos aumenta a probabilidade de uma crise no Brasil. E, em caso afirmativo, por quais canais de contágio uma crise nos Estados Unidos afeta a economia brasileira. E por fim, selecionar algumas variáveis macroeconômicas que contribuem para prever, com certa antecedência, a probabilidade de uma crise na economia local.

Para tais propósitos será aplicado um modelo EWS desenvolvido por Eichengreen, Rose e Wyploz (1996). Os autores consideram um modelo multivariado de estimação por regressão *Probit*, o qual permite utilizar um conjunto de indicadores na previsão de uma crise e na detecção de seu contágio. Para isso faz-se necessário, a priori, uma noção bem definida do que é uma crise (indispensável para a determinação dos períodos de crise) e dos canais pelas quais estas podem atingir outras economias, imprescindível ao procedimento metodológico do modelo de previsão. Deste modo, inicialmente requer-se a apresentação de algumas definições de crise e dos possíveis canais de contágio destas antes de demonstrar a metodologia do modelo *probit*.

O período de análise escolhido neste trabalho compreende o intervalo de janeiro de 2000 a dezembro de 2010, abrangendo o período de crise no sistema financeiro da economia norte-americana o qual teve consequentes efeitos negativos sobre o balanço de pagamentos brasileiro. Dada às características do período de análise as definições a cerca de crises financeiras, a ser realizada na próxima seção, se restringirá apenas à crise cambial e a crise bancária. Realizada as definições a respeito das crises financeiras consideradas, em seguida serão apresentados os caminhos de contágio de crises entre economias e logo após é apresentada a metodologia do modelo *probit*, na penúltima parte será apresentado os resultados do modelo e por fim as considerações finais.

2. Crises financeiras: Definições de crises cambiais e bancárias

As crises financeiras podem ser facilmente entendidas quando se tem por base o que elas sejam. Segundo Reinhart e Rogoff (2009) estas são compreendidas como quaisquer conturbações econômicas que podem ser fundamentadas por eventos econômicos – calote da dívida externa ou interna e as crises bancárias – ou por limites quantitativos – crises inflacionárias ou hiperinflacionárias e crises cambiais.

Segundo Kaminsky e Reinhart (1996), uma crise cambial é definida como uma situação em que o ataque sobre a moeda conduz a uma perda substancial de reservas internacionais ou uma brusca depreciação cambial, ou ainda uma combinação destas duas situações. Essa definição atende o ataque especulativo sobre o regime de câmbio fixo e também ataques que forcem uma grande desvalorização além da estabelecida pelas regras do regime de *crawling-peg* ou bandas cambiais.¹

Estes autores construíram um índice de pressão no mercado cambial, também denominado de índice de contágio de vulnerabilidade (I). Trata-se de uma média ponderada da taxa de mudança da taxa de câmbio ($\Delta e/e$), em relação ao período imediatamente anterior, e do nível de reservas ($\Delta R/R$). Ao considerar as perdas no nível de reservas além da brusca depreciação cambial, o índice captura tantos os ataques especulativos com sucesso quanto os que não tiveram sucesso. O índice é construído considerando a seguinte relação matemática:

$$I = \left(\frac{\Delta e}{e}\right) - \left(\frac{\sigma_e}{\sigma_R}\right) \cdot \left(\frac{\Delta R}{R}\right) \quad (1)$$

Onde $\left(\frac{\sigma_e}{\sigma_R}\right)$ representa um peso que permite que os dois componentes do índice tenham volatilidade amostral igual. A variável σ_e representa o desvio padrão da taxa de mudança da taxa cambial, e σ_R o desvio padrão da taxa de mudança do nível de reservas. O índice nos mostra que uma oscilação na taxa de câmbio tem peso positivo sobre o índice, enquanto as reservas possuem um peso negativo. Segundo Kaminsky e Reinhart (1996), uma crise é catalogada quando a leitura do índice apresentar três desvios-padrão ou mais acima da média. Desse modo, constrói-se uma coluna de dados que recebe valor 0 (zero) ou 1 do seguinte modo:

$$\begin{aligned} \text{Crise}_{i,t} &= 1 \text{ se } I_{i,t} > 3\sigma_I + u_I \\ &= 0, \text{ caso contrário} \end{aligned}$$

Onde σ_I é o desvio padrão e u_I é a média amostral do indicador (I).

Eichengreen, Rose e Wyplosz (1996), complementam a equação (1) utilizado a variação da taxa de juros, não considerada por Kaminsky e Reinhart (1996) devido a periodicidade escolhida para os dados em suas pesquisas. Incluindo a variação da taxa de juros na equação (1) obtemos:

$$I = \left(\frac{\Delta e}{e}\right) - \left(\frac{\sigma_e}{\sigma_R}\right) \cdot \left(\frac{\Delta R}{R}\right) + \left(\frac{\sigma_e}{\sigma_i}\right) \cdot \left(\frac{\Delta i}{i}\right) \quad (2)$$

Onde σ_i é o desvio padrão da taxa de mudança da taxa de juros e $(\Delta i/i)$ é a taxa de mudança da taxa de juros. Nesta abordagem, uma crise no mercado cambial é configurada

¹*Crawling-peg* refere-se a uma taxa de câmbio deslizante, na qual a taxa de câmbio é ajustada periodicamente com base em alguns indicadores.

quando o índice apresenta-se no mínimo dois desvios padrão acima da média. A classificação assume a seguinte especificação:

$$\text{Crise}_{i,t} = 1 \text{ se } I_{i,t} > 2\sigma_1 + u_1 \\ = 0, \text{ caso contrário}$$

Em Kaminsky e Reinhart (1996), os autores atentam para o fato de que uma crise pode ser precedida de um evento bem definido, como a depreciação cambial, mas este evento não é pré-requisito para ocorrência de uma crise. Isto porque se o Banco Central consegue lutar contra o ataque especulativo a sua moeda, não há o evento de depreciação cambial, embora a economia apresente um cenário de crise. Considerar a taxa de juros e nível de reservas internacionais no cálculo do índice de pressão cambial permite mensurar a vulnerabilidade do regime cambial mesmo não ocorrendo um ataque bem sucedido à moeda. A exemplo de uma economia sob regime de câmbio fixo, diante de um ataque especulativo esta só conseguirá sustentar este regime via aumentos da taxa de juros ou via vendas de divisas. .

Em se tratando de crises bancárias Kaminsky e Reinhart (1996) e Reinhart, Goldstein e Kaminsky (2000) expõem que seu início é marcado por eventos onde corridas bancárias levam ao encerramento de uma ou mais instituições financeiras. Caso a empresa não encerre suas atividades, inicia-se uma onda de fusões e aquisições ou assistência em grande escala por parte do governo para assegurar a manutenção de uma instituição de grande importância financeira.

Reinhart e Rogoff (2010) acrescentam que a data inicial da crise bancária pode ser mais facilmente determinada pelo período onde há um grande aumento no número de falências das instituições financeiras e/ou nos empréstimos inadimplentes.

Nos últimos anos uma característica importante das crises financeiras iniciadas em uma economia em questão é a sua capacidade de atingir outras economias que não a de sua origem, a literatura denomina isto de “efeito contágio”. Dado os efeitos negativos que efeito imprime em outras economias faz-se necessário conhecer por quais caminhos pode ocorrer esse contágio, de modo a possibilitar que as economias determine quão vulnerável se apresenta em relação às demais economias.

3. O “efeito contágio”

A maior *globalização* da economia nos anos 1990 foi o grande propulsor do “efeito contágio” entre os países, consequência da maior exposição das economias a influências externas. Mesmo que as economias apresentassem fundamentos macroeconômicos sólidos (baixo déficit fiscal, taxa de inflação sob controle, crescimento do produto entre outros), passou a ser cada vez mais constante um cenário onde crises iniciadas em um local atingissem outras economias que não a sua de origem (LOBÃO, 2007; MIRA, 2006).

Segundo Kaminsky e Reinhart (1996), o efeito contágio refere-se ao caso em que a ocorrência de uma crise cambial em outro país, aumenta a probabilidade de uma crise na economia doméstica. Em Kaminsky, Reinhart e Végh (2003), o efeito contágio é definido como um episódio onde um evento é seguido de significantes efeitos imediatos em vários países, ou seja, quando as consequências são rápidas e devastadoras e evolui em questão de horas ou dias.

Para Lin, Engle e Ito (1991), diante da crescente integração dos mercados, o contágio é visto como resultado da propagação da volatilidade dos preços dos ativos financeiros de uma economia em crise para os mercados financeiros de outras economias. Uma das razões para a existência de correlação entre os mercados espacialmente separados está na mudança da psicologia do mercado. As informações podem ser transmitidas de um mercado para o outro, de modo a influenciar nas decisões dos agentes.

O efeito de contágio entre as regiões podem, assim, ocorrer por diferentes canais pautados nas relações de interdependência entre as regiões, sejam elas envolvendo a conta corrente (com queda dos preços das *commodities*, redução da demanda mundial, aumento de remessa de lucros ao exterior) ou a conta financeira (com queda no fluxo de entrada de recursos estrangeiros) (PRATES, 2009). Desse modo, segundo Lobão (2007), a teoria clássica se inclinou em analisar os efeitos de contágio entre as economias mundiais, identificando três possíveis canais de transmissão, a saber:

- i. Canal comercial de contágio: diz respeito às relações comerciais entre os países. As implicações deste canal são sentidos quando a desvalorização da moeda no país originário da crise resulta em impactos nos fatores fundamentais de outro país, seja por meio de variações de preços ou dos rendimentos, resultado de suas ligações nos mercados de bens (balança comercial). Estes efeitos podem ser de modo direto ou indireto. O modo direto ocorre como resultado do comércio bilateral, de modo que uma instabilidade em um dos países conduz a uma deterioração na balança comercial no país parceiro. E o efeito indireto ocorre quando os países não são parceiros, mas sim concorrentes comerciais, desse modo, o contágio ocorre quando o país originário da crise tem sua moeda desvalorizada, o país concorrente também desvaloriza sua moeda para manter a competitividade-preço relativa, de modo a não perder mercado para o primeiro país.
- ii. Canal financeiro de contágio: relaciona-se ao comportamento dos investidores internacionais. Diante de um choque econômico, estes investidores podem sentir-se motivados a mudar a composição de suas carteiras, utilizando critérios diversos como a necessidade de redução de risco, de aumento de liquidez ou aumento de rentabilidade. Ao iniciar um choque em uma economia, os investidores passam a avaliar investimentos realizados em países que podem apresentar a mesma instabilidade, tendendo a retirar seus fundos dessas economias. Se isto ocorrer, o choque local terá se propagado para outras economias, configurando o contágio via canal financeiro. Este canal também apresenta efeitos diretos e indiretos de contágio. O canal direto corresponde aos efeitos nas relações de investimentos e financiamentos existentes nos países diretamente envolvidos nas instabilidades econômicas. O canal indireto ocorre quando a relação de investimento e financiamento é entre um país envolvido na instabilidade e um terceiro não envolvido, de modo que este ao constatar a crise de natureza local, inicia uma onda de desinvestimento e de retração ao crédito a esta economia e a economias de mesmo nível de risco e rentabilidade.
- iii. Contágio puro: quando o canais comercial e financeiro não são suficientes para explicar a totalidade dos efeitos de contágio, ou seja, quando as variáveis econômicas observáveis não permitem analisar a totalidade dos movimentos dos mercados financeiros entre as economias, faz-se necessário a análise do contágio puro. Neste caso, o contágio não está relacionado a alterações no ambiente macroeconômico, mas sim do comportamento dos agentes. O contágio puro está associado aos comportamentos de manada, perda de confiança, aumento da aversão ao risco ou pânico por parte dos investidores, sendo estes comportamentos racionais ou não.

Em suma, uma crise em uma economia tende, de maneira mais intensa, a afetar outra economia por um destes canais, ou por mais de um tipo de canal. Isto vai depender das características das economias em questão e da vulnerabilidade de cada uma no momento que é deflagrada a crise em uma economia, assim como a importância desse economia em crise a nível mundial.

4 Metodologia do modelo *Early Warning System*: o modelo *probit* de previsão

O modelo *probit* de previsão de contágio de crise o qual este trabalho se baseia foi desenvolvido por Eichengreen, Rose e Wyploz (1996). Objetivando testar, mais especificamente, a existência de contágio entre economias, estes estimaram um modelo binário *probit*, no qual a variável dependente pode assumir apenas valores zero ou um de acordo com a classificação do problema. Os autores testaram a *hipótese nula* de que a incidência de uma crise cambial em algum lugar no mundo, em um ponto do tempo, não afeta a probabilidade de um ataque especulativo sobre a moeda doméstica, contra a *hipótese alternativa*, de que crise em outro lugar afeta a probabilidade de ataque especulativo sobre a moeda local.

Neste sentido Eichengreen, Rose e Wyploz (1996) propõem a estimação do seguinte modelo:

$$Crise_{i,t} = \omega D(Crise_{j,t}) + \lambda I(L)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Onde:

$$D(Crise_{j,t}) = 1 \text{ se } Crise_{j,t} = 1, \text{ para qualquer } j \neq i \\ = 0 \text{ caso contrário,}$$

A variável $I(L)_{i,t}$ representa o conjunto de informação das variáveis macroeconômicas selecionadas contemporâneas e/ou defasadas.² λ é um vetor de coeficientes e $\varepsilon_{i,t}$ é um distúrbio, normalmente distribuído, que representa a omissão de influências sobre a probabilidade de crise cambial.

A hipótese nula é: $H_0 \omega=0$. A evidência, ou aceitação, desta hipótese é incompatível com um efeito de contágio.

Após analisar as evidências de contágio, Eichengreen, Rose e Wyploz (1996) passam a considerar os canais de transmissão deste efeito. Para isso, o modelo da equação (3) sofre uma leve mudança:

$$Crise_{i,t} = \omega W_{ij,t}(Crise_{j,t}) + \lambda I(L)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Onde:

$$W_{ij,t}(Crise_{j,t}) = w_{ij,t} \text{ se } Crise_{j,t} = 1, \text{ para qualquer } j \neq i \\ = 0 \text{ caso contrário,}$$

A variável $w_{ij,t}$ é um peso que corresponde a relevância, no tempo t , do país j para o país i . A hipótese nula é $H_0: \omega=0$, rejeitando a hipótese nula a favor da hipótese alternativa $H_A: \omega \neq 0$ é consistente a evidência de existência de um efeito contágio.

Os autores consideram dois pesos de canais de transmissão de contágio. Um diz respeito às relações comerciais entre o país i e o país j , e o segundo, está relacionado à similaridade macroeconômica destes.

² Além desta influência, Eichengreen, Rose e Wyploz (1995) consideram as variáveis explicativas defasadas em até dois trimestres, um ano e dois anos. Isto é justificado pela possibilidade de que a defasagem da coleta de dados possa impossibilitar a consideração de valores contemporâneos das variáveis. As influências das variáveis defasadas são consideradas ou conjuntamente com as variáveis contemporâneas ou sozinhas. Para conservar o grau de liberdade, o modelo usa média móvel para o cálculo das defasagens.

Os pesos comerciais considerados são calculados pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), através de um modelo de taxa de troca multilateral (*Multilateral Exchange Rate Model* – MERM). Esses pesos representam a taxa real de troca multilateral efetiva entre as economias. Em relação ao segundo sistema de ponderação, o peso visa capturar as semelhanças macroeconômicas, a qual representa um potencial canal de contágio. Dois países possuem similaridade se apresentarem as mesmas condições macroeconômicas (mesma taxa de: crescimento de crédito doméstico, inflação, crescimento do produto, etc.).

Após escolher um conjunto de variáveis para analisar as semelhanças, estas são padronizadas. A padronização é realizada subtraindo o valor das variáveis de suas respectivas médias e dividindo pelos desvios padrão da amostra. Na prática, a padronização ocorre de duas maneiras: primeiro, toma-se uma abordagem para um “país específico”, onde este é comparado apenas com ele mesmo. Essa abordagem é apropriada se os especuladores de moeda comparam a taxa de crescimento de uma variável em dado período de tempo, com suas taxas de crescimento passadas deste mesmo país. Na segunda abordagem, adota-se um “tempo específico”, em que observações em um ponto do tempo são comparadas com observações para todas as economias da análise, no mesmo período de tempo. Essa abordagem é adequada se os especuladores analisam a taxa de crescimento de uma variável em um mesmo período de tempo para vários países. Algebricamente, o peso macro é calculado da seguinte forma, a partir da padronização “país específico” e “tempo específico”:

$$w_{ij,t} = \varepsilon_j (1 - \{\Phi[x_{jt} - u_i/\sigma_i] - \Phi[x_{it} - u_i/\sigma_i]\}) \text{ para qualquer } j \neq i \quad (5)$$

$$w_{ij,t} = \varepsilon_j (1 - \{\Phi[x_{jt} - u_t/\sigma_t] - \Phi[x_{it} - u_t/\sigma_t]\}) \text{ para qualquer } j \neq i \quad (6)$$

Onde $\Phi(\cdot)$ é a função distribuição cumulativa da função normal padronizada, $u_i(u_t)$ é a média amostral da variável x “país específico” (“tempo específico”), $\sigma_i(\sigma_t)$ é o desvio padrão “país específico” (“tempo específico”), e x 's representa o conjunto de variável macroeconômica em foco.

Esta especificação implica que, se o país j é atacado no tempo t e é semelhante ao país i , no sentido de ter semelhanças nas taxas de crescimento das variáveis macroeconômicas relevantes padronizadas, então, ele apresenta um peso elevado na variável contágio. Se os países j e i apresentam taxas idênticas, o peso associado é igual a uma unidade. O valor aproxima-se de zero à medida que a semelhança entre as economias torna-se mais distante (distantes em termos de distribuição acumulada). Se a taxa de crescimento da variável no país i está em seu extremo inferior (zero), enquanto no país j encontra-se em seu extremo superior (uma unidade), o peso ($w_{ij,t}$) será igual a zero.

Uma vez que se estimam duas técnicas de padronização (país e tempo específicos) o número de pesos de contágio macroeconômicos será o dobro do número de variáveis consideradas.

Com base no trabalho de Eichengreen, Rose e Wyploz (1996), Haile e Pozo (2008) desenvolveram seus estudos considerando um maior número de alternativas de canais de contágio de crises cambiais entre as economias. O modelo, não-estrutural, usado para estimar a probabilidade de crise em um país i no período t como efeito de contágio é:

$$P(C_{it} = 1) = \text{prob}[\beta_0 + \beta'X_{it} + \gamma_1 \text{trade}_{it} + \gamma_2 \text{finance}_{it} + \gamma_3 \text{macroSim}_{it} + \gamma_4 \text{neigh}_{it} + \varepsilon_{it} > 0] \quad (7)$$

Onde $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$ e ε_{it} (com $\varepsilon_{it} = U_i + V_{it}$) é a soma do grupo ou efeito heterogeneidade (U_i), e (V_{it}) é um erro idiossincrático assumido ser padrão normal e não correlacionado entre os países e no tempo. Ao menos que o efeito de heterogeneidade seja

igual à zero, a estimação de um modelo *probit pooled* (7) ignorando U_i pode fornecer uma estimação inconsistente. Se U_i em um ou mais regressores são correlacionados, deve-se associar um efeito fixo ao modelo *probit*.

A variável X_{it} na equação (7) representa um vetor de variáveis macroeconômicas selecionadas para o modelo, onde cada uma das variáveis entra como desvio da correspondente variável no país centro.

As variáveis $trade_{it}$, $finance_{it}$, $macroSim_{it}$ e $neigh_{it}$, representam os canais pelos os quais o contágio pode ocorrer. A variável $trade_{it}$ representa o canal comercial de contágio, e é construída como média ponderada de crises em outro lugar, $\sum_{j=1}^{n-1} m_{ij}^{trade} c_{it}$, sendo $j \neq i$, n igual o número de países da amostra. O peso (m_{ij}^{trade}) reflete a extensão da relação comercial ou competição entre o país i e país j .³ Quando a crise ocorre em alguns países no tempo t , todos podem não apresentar o mesmo impacto sobre a probabilidade de ataque especulativo no país de análise. Desse modo, pesos diferentes são associados para crises em outro lugar baseado na extensão das relações comerciais ou competitivas entre eles. Assim, o coeficiente (γ_1) mede o efeito do comércio ponderado pela crise em outro lugar sobre a probabilidade da crise sobre a moeda do país em análise. Se (γ_1) é estatisticamente diferente de zero, logo há evidências que existe contágio via relações comerciais.

A variável $finance_{it}$ mede a ligação financeira ponderada por crise em outro lugar dado por $\sum_{j=1}^{n-1} m_{ij}^{finance} c_{it}$, se um banco estrangeiro for um empréstador em comum igualmente importante tanto para o país i quanto para o país j , se é associado um alto valor à $m_{ij}^{finance}$, neste caso se (γ_2) for estatisticamente significativo há evidências de contágio via credor comum ou relações financeiras.⁴

Do mesmo modo a variável $macroSim_{it}$ mede a similaridade macroeconômica ponderada por crise em outro lugar dado por $\sum_{j=1}^{n-1} m_{ij}^{macro} c_{it}$, quanto maior a similaridade entre as economias maior é o valor do peso m_{ij}^{macro} . Assim se (γ_3) for estatisticamente significativo há evidências de contágio via similaridades macroeconômicas. E por fim, $neigh_{it}$ é variável *dummy* de efeito de vizinhança que recebe valor 1 no tempo t para o país i se um dos vizinhos estiver em crise no mesmo período t .⁵

Haile e Pozo (2008) observaram que o efeito de contágio de crises cambiais é mais propício quanto maior for a relação comercial ou de concorrência (*trade*), se os países

³ O peso da relação comercial é calculado conforme Glick e Rose (1998), que considera:

$$Trade_{ij} = 1 - |(X_{ij} - X_{ji})| / (X_{ij} + X_{ji})$$

Onde X_{ij} denota exportações bilateral agregada do país i para o país j (com $i \neq j$). O valor é mais alto quanto mais igual forem as exportações bilaterais entre as economias.

⁴ Seguindo a metodologia de competição comercial em um terceiro mercado de Glick e Rose (1998), Rijeckeghem e Wede (1999) calculam o peso para a ligação financeira, baseado na presença de banco credor comum entre as economias, algebricamente temos:

$$FundsComp(shares)_i = \sum_c \{ [(b_{0c} + b_{ic}) / (b_0 + b_i)] * [1 - |(b_{0c}/b_0)(b_{ic}/b_i)| / ((b_{0c}/b_0) + (b_{ic}/b_i))] \}$$

Onde 0 representa um grupo de país, c representa o empréstador comum, b_{ic} representa os empréstimos bancários de um país c para o país i e b_{0c} representa os empréstimos bancários de um país c para o país o . O indicador mede, para cada país devedor, a semelhança nos padrões de empréstimos a um grupo de país. O primeiro componente da equação é uma medida de importância total de um credor comum para os países i e o . O segundo componente captura a extensão no qual o país i e o competem por financiamento do mesmo país credor.

⁵ O peso de similaridade macroeconômica é calculado de acordo com a metodologia proposta por Eichengreen, Rose e Wyploz (1995), descrito anteriormente.

possuírem credores em comum (*finance*), haver existência de similaridades nos fundamentos macroeconômicos (*macroSim*) e se os países forem vizinhos (*neigh*). Para identificar empiricamente os relevantes canais de contágio, cada um dos canais foi capturado por uma variável ponderada “crise em outro lugar”, enquanto o peso é construído para refletir a força dos canais de contágio.

Portanto, o modelo estatístico *probit* fornece subsídios para a análise da vulnerabilidade da economia local a choques internos e externos por meio de regressão de um modelo multivariado. Considerando fatores internos o modelo possibilita selecionar variáveis macroeconômicas significativas para a previsão da eminência de uma crise na economia local. Considerando fatores externos o modelo permite verificar a significância de uma instabilidade externa na probabilidade de ocorrência de uma crise local. É importante prever a chegada de uma crise, pois, Se uma crise é constatada com certa antecedência, o governo pode tomar medidas que possam suavizar os impactos mais negativos desta sobre a economia.

5. Resultados

Para analisar o impacto de uma crise na economia norte-americana na probabilidade de ocorrência de uma crise na economia brasileira considerou-se um modelo de série binária como variável explicativa, o modelo *probit*, considerando pesos comerciais e financeiros como candidatos de canais de contágio de crise dos Estados Unidos para o Brasil.

Na tentativa de identificar variáveis que seu monitoramento permita a previsão da chegada de uma crise, consideraram-se os valores mensais de um conjunto de dez variáveis macroeconômicas, compreendidas entre o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2010 (totalizando 132 meses), a saber: Produto interno bruto – PIB (BACEN, 2011a); Índice de preço ao consumidor amplo – IPCA (IPEADATA, 2011a); Meios de pagamentos – M1 (BACEN, 2011b); Número de demissões (IPEADATA, 2011b); Risco – país (IPEADATA, 2011c); Importações (BACEN, 2011c); Exportações (BACEN, 2011d); Dívida externa total como proporção do PIB (IPEADATA, 2011d); Reservas internacionais como proporção do PIB (BACEN, 2011c; BACEN, 2011e); e Termos de troca (BACEN, 2011c; BACEN, 2011d).

5.1. Ajustamento do modelo *probit*

Pautada na definição de contágio de Kaminsky e Reinhart (1996), em que a existência de crise em outro lugar aumenta a probabilidade de crise local, e baseado no modelo de Eichengreen, Rose e Wyploz (1996), foi estimado um modelo *probit* para a economia brasileira. As binárias para crise na economia norte-americana foram criadas considerando a definição de crise bancária de Reinhart e Rogoff (2010), onde o início de uma crise bancária é marcado pelo aumento de falências de instituições financeiras.

A estimação por modelo *probit* requer que as séries sejam estacionárias para que suas frequências sejam constantes, não demonstrando nenhuma tendência nos dados. Deste modo, após aplicar o teste de estacionaridade de Dickey Fuller e verificar que apenas a série do IPCA apresentava-se estacionária, as demais séries foram transformadas de modo a tornarem-se estacionárias. Com exceção de duas séries, dívida total/PIB e reservas/importação, as quais se tornaram estacionárias apenas após calculada a primeira diferença, as demais séries tornaram-se estacionárias ao tomar-se suas taxas de crescimento.

A determinação de períodos de crises para a economia brasileira foram computados considerando a metodologia proposta por Eichengreen, Rose e Wyploz (1996), determinando como período de crise os meses em que o índice ultrapasse o valor de 3/2 de seu desvio padrão mais sua média. Dado o valor de $Y=1$ corretamente especificado, a medida de

sensibilidade do modelo foi de 53,85% (uma fração entre respostas positivas no teste e meses classificados como de crise), e dado o valor de $Y=0$ corretamente especificado, a medida de especificidade foi de 99,15% (uma fração entre respostas negativas no teste e os meses classificados como de tranquilidade).

O teste de Hosmer-Lemeshow, que analisa a qualidade do ajustamento do modelo ao comparar a correspondência dos valores efetivos e previstos da variável dependente, mostrou um valor de *chi-quadrado* não significativo. Desse modo, aceita (prob-value de 32,56%) como adequado o ajuste dos dados observados com os dados esperados.

O teste Breusch-Pagan rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade a 1% de significância. Desse modo, objetivando um melhor ajuste do modelo, estimou-se um modelo *probit* com correção de heterocedasticidade. A primeira coluna da Tabela 1 expõe os resultados do modelo *probit* padrão, este foi ajustado para presença de heterocedasticidade utilizando a variância da razão do PIB, resultando no modelo da coluna dois. O valor de χ^2 de Insigma2 mostra a significância do ajustamento heterocedástico do modelo: com 1% de significância, houve uma melhora no ajustamento do modelo inicial.

Tabela 1: Resultado do ajustamento do modelo

VARIÁVEIS	MODELO PROBIT	PROBIT HETERO-CEDÁSTICO	PROBIT HETERO-CEDÁSTICO S/1 VAR	PROBIT HETERO-CEDÁSTICO S/2 VAR	PROBIT HETERO-CEDÁSTICO S/3 VAR	PROBIT HETERO-CEDÁSTICO S/4 VAR
Crise EUA	1,245 (2,53)*	2,634 (2,95)**	2,567 (4,41)**	2,573 (4,26)**	2,275 (4,04)**	2,351 (3,42)**
Crescimento do PIB	-0,137 (2,59)**	-0,012 (0,11)	--	--	--	--
IPCA	0,883 (2,16)*	3,105 (3,12)**	3,051 (4,33)**	3,04 (4,39)**	3,101 (3,58)**	3,097 (2,97)**
Crescimento de M1	0,09 (1,2)	0,057 (0,45)	0,057 -0,46	--	--	--
Crescimento de demissões	0,001 (0,03)	-0,074 (1,57)	-0,07 (2,69)**	-0,073 (2,54)*	--	--
Varição do risco-país	0,038 (2,73)**	0,131 (2,69)**	0,128 (4,00)**	0,131 (3,99)**	0,135 (3,43)**	0,127 (2,91)**
Crescimento das importações	-0,102 (0,72)	-0,275 (1,01)	-0,267 (1,15)	-0,274 (1,17)	-0,211 (1,07)	--
Crescimento das exportações	0,193 (1,23)	0,452 (1,3)	0,434 (1,71)***	0,443 (1,73)***	0,335 (1,54)	0,117 (3,24)**
Dívida total/PIB	0,326 (1,35)	1,093 (1,72)***	1,089 (1,78)***	1,191 (2,27)*	1,216 (2,06)*	1,088 (2,04)*
Varição de reservas/import	-0,001 (1,87)**	-0,002 (2,04)*	-0,002 (4,08)**	-0,002 (4,25)**	-0,002 (3,57)**	-0,002 (3,00)**
Varição dos termos de troca	-0,196 (1,11)	-0,48 (1,22)	-0,461 (1,58)	-0,469 (1,6)	-0,38 (1,53)	-0,138 (2,80)**
Constante	-2,739 (4,33)**	-5,926 (2,96)**	-5,79 (4,73)**	-5,814 (4,89)**	-5,512 (3,87)**	-5,433 (3,32)**
Número de Observações	131	131	131	131	131	131
Chi2 de Insigma2	--	9,07	15,38	16,92	7,92	5,48
Prob>Chi2	--	0,26%	0,01%	0,00%	0,49%	1,92%
McFadden Adj R ²	0,20	0,18	0,21	0,23	0,24	0,26
Teste $\chi^2(k)$	21,79	32,91	32,17	34,88	29,01	27,24

Estadística t entre parênteses.

*Significativo a 5% **Significativo a 1% *** Significativo a 10%

Fonte: Elaboração própria.

Das onze variáveis incluídas na estimação do modelo *probit* com correção de heterocedasticidade, seis delas (Crescimento do PIB, Crescimento de M1, Crescimento de demissões, Crescimento das importações, Crescimento das exportações e Variação dos termos de trocas) mostraram-se não significativas, testes adicionais mostraram que estas variáveis apresentaram colinearidade com outras variáveis do modelo.⁶

Após realizar o teste de Wald, que permitem testar individualmente se uma variável é estatisticamente diferente de zero, verificou-se que apenas quatro variáveis (Crescimento do PIB, Crescimento de M1, Crescimento de demissões e Crescimento das importações) não rejeitavam a hipótese nula de seus coeficientes quando iguais a zero. Logo estas variáveis foram retiradas do modelo, sem prejuízos em sua qualidade de ajustamento. As variáveis foram retiradas uma a uma do modelo, dando origem, respectivamente, aos modelos sem um, dois, três e quatro variáveis.

O teste de multiplicador de Lagrange, para testar a hipótese nula de que variáveis omitidas no modelo não são significativas para o modelo, mostrou-se consistente com o teste de Wald. Os coeficientes das variáveis Crescimento do PIB, Crescimento de M1, Crescimento de demissões e Crescimento das importações não foram simultaneamente estatisticamente significativos. Desse modo, a versão do modelo com a exclusão destas quatro variáveis mostrou-se um bom ajustamento, confirmado pelo fato de ter havido uma melhora do McFadden adj R^2 de 18% para 26% do modelo inicial ao modelo final (modelo *probit* heterocedástico e modelo *probit* heterocedástico sem 4 variáveis, respectivamente).

A partir do modelo presente na última coluna da tabela, o qual excluiu as quatro variáveis não significativas, serão realizadas as análises da próxima seção a respeito do aumento da probabilidade de ocorrência de crise na economia brasileira.

5.2. Análise dos resultados *probit*

Os sinais e significância dos coeficientes obtidos pela regressão *probit* podem ser avaliados de forma semelhante às análises em relação à regressão linear de mínimos quadrados ordinários. Mas sua interpretação é diferente, uma vez que os coeficientes das variáveis explicativas do modelo *probit* indicam quanto aumenta a probabilidade de ocorrência de um evento. No caso deste trabalho, é a probabilidade de ocorrência de uma crise, para um aumento de uma unidade na variável X, explicitando uma relação não-linear. No modelo de mínimos quadrados, o coeficiente de inclinação da regressão mede o efeito sobre o valor médio da variável explicada para mudança de uma unidade do valor da variável explicativa.

Como os coeficientes do modelo *probit* não são de fácil interpretação, as análises sobre os impactos de X sobre a probabilidade de ocorrência de crise serão realizados considerando os efeitos marginais médios de cada variável explicativa. Utiliza-se o efeito marginal médio pelo fato do efeito marginal ser diferente para os diferentes níveis de observações.

O efeito marginal de X sobre a probabilidade de $Y=1$ é dada pela derivada primeira da função de probabilidade acumulativa normal para cada observação no modelo *probit*. Ela representa uma mudança na probabilidade de ocorrência de uma crise quando o valor de uma variável X se altera. Para valores de efeito marginal positivo, um acréscimo em X aumenta a

⁶ Uma das premissas do modelo clássico é a de inexistência de uma relação linear exata entre os regressores. Quando há uma correlação alta, mais não exata, entre duas ou mais variáveis independentes observa-se o problema de multicolinearidade. A correlação exata entre as variáveis independentes torna a estimação dos coeficientes indeterminados e seus erros-padrão, infinitos. No entanto, se a multicolinearidade não for exata a estimação dos coeficientes é possível, mas os erros-padrão de algumas variáveis podem ser demasiadamente grandes dificultando uma estimação com grande precisão e exatidão. A análise da matriz de variância e covariância entre as variáveis, Tabela A1 no apêndice, permitiu constatar uma alta covariância de quatro variáveis, a saber: Crescimento do PIB, Crescimento de M1, Crescimento de demissões e Crescimento das importações, com as demais variáveis do modelo.

probabilidade de ocorrência de uma crise na economia brasileira; para valores negativos, um acréscimo em X representa uma redução na probabilidade de ocorrência de crise. Os sinais positivos ou negativos são determinados única e exclusivamente pelos coeficientes (β 's) associados aos X's. Para um coeficiente positivo, quanto maior for o valor do coeficiente, maior é o poder de previsão da variável explicativa em relação a ocorrência de uma crise.

A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo *probit*. Cada uma das seis colunas assume um determinado horizonte de tempo para os regressores. São calculados defasagens para as variáveis explicativas com base em média móvel (MV) para os períodos de 3, 6, 12 e 24 meses. Os modelos considerando as MV foram regredidos junto com as variáveis contemporâneas, que corresponde ao modelo padrão, e isoladamente.

Verificou-se, com base em Kaminsky e Reinhart (1999) – os quais definem contágio como um caso onde uma crise em outro lugar aumenta a probabilidade de uma crise na economia local – que os resultados encontrados no modelo *probit* foram estatisticamente significativos e consistentes com a existência de um efeito contágio. Assim, as crises nos Estados Unidos tem efeito sobre a probabilidade de crise na economia brasileira. De acordo com os resultados do modelo com variáveis contemporâneas exposto na coluna 1, a ocorrência de uma crise bancária na economia americana aumenta, em média, 21,63% a chance de crise cambial na economia brasileira.

Tabela 2: Efeito marginal médio dos resultados *probit*

VARIÁVEIS	CONTEM-PORANÊAS	MV DE 3 LAGS	MV DE CONTEM. +3 LAGS	MV DE CONTEM. +6 LAGS	MV DE CONTEM. +12 LAGS	MV DE CONTEM. +24 LAGS
Crise EUA	21,627 (5,36)**	12,098 (2,21)*	14,599 (2,75)**	13,522 (2,39)*	14,501 (2,78)**	18,418 (2,71)**
IPCA	28,492 (3,45)**	6,057 (1,62)	12,006 (2,38)*	7,0763 (0,91)	-0,719 (-0,74)	4,054 (0,34)
Varição do risco-país	1,168 (3,73)**	0,375 (1,78)***	0,554 (2,51)*	0,489 (1,67)***	0,576 (1,05)	0,474 (0,49)
Crescimento das exportações	1,074 (4,67)**	-0,625 (-1,95)***	0,738 (1,71)***	0,577 (1,02)	2,319 (1,76)***	4,225 (2,12)*
Dívida total/PIB	10,010 (1,72)***	2,431 (0,90)	4,871 (1,09)	9,559 (1,60)	13,759 (1,58)	42,441 (2,27)*
Varição de reservas/import	-0,019 (-4,12)**	-0,021 (-1,59)	-0,041 (-2,50)***	-0,031 (-0,98)	0,038 (0,46)	0,064 (0,40)
Varição dos termos de troca	-1,267 (-4,23)**	1,173 (2,85)**	-0,633 (-0,91)	-1,447 (-1,48)	0,464 (0,28)	-5,787 (-2,21)*
Número de Observações	131	130	131	131	131	131
Chi2 de Insigma2	5,48	5,71	2,10	4,38	4,01	4,19
Prob>Chi2	1,92%	1,69%	10%	3,64%	4,53%	4,06%
McFadden Adj R ²	0,26	0,03	0,004	0,08	0,06	0,02
Teste $\chi^2(7)$	27,24	20,20	23,30	16,03	25,80	20,69
Teste Contágio $\chi^2(1)$	11,73	4,93	8,09	6,36	8,79	7,49

Estatística t entre parênteses

*Significativo a 5% **Significativo a 1% *** Significativo a 10%

(Os efeitos marginais médios foram multiplicados por 100 para converter em porcentagem).

Fonte: Elaboração própria.

Entre as variáveis incorporadas no modelo para prever a chegada de crise na economia brasileira, o IPCA mostrou-se a variável com maior efeito marginal médio sobre a probabilidade de ocorrência de crise doméstica. De acordo com o resultado desta variável, no modelo de variáveis contemporâneas, o aumento de uma unidade no IPCA aumenta, em média, aproximadamente 28% a chance de ocorrência de uma crise. A variável com segundo maior efeito temos é a proporção dívida total/PIB, que mostrou que o aumento neste indicador provoca, em média, um aumento de 10% na probabilidade de ocorrência de uma crise. Em seguida, a variável com o terceiro maior efeito sobre a probabilidade de ocorrência de crise é a Variação dos termos de trocas, com um impacto médio de aproximadamente 1,30% sobre a probabilidade de redução de ocorrência de crise.

A variável com menor efeito médio sobre a probabilidade de ocorrência de crise foi a variação de reservas/importação. Um aumento neste indicador provoca, em média, uma redução de apenas 0,019% na probabilidade de ocorrência de uma crise na economia brasileira.

Apesar da taxa de crescimento das exportações ser estatisticamente significativo, não é significativo do ponto de vista econômico. O esperado era que um aumento neste indicador reduzi-se a probabilidade de ocorrência de uma crise na economia brasileira, mas o indicador mostrou o inverso. As demais variáveis demonstraram sinais de acordo com a teoria econômica.

Seguindo o trabalho de Eichengreen, Rose e Wyploz (1996), foram regredidos, também, modelos incorporando valores defasados das variáveis explicativas, com exceção da variável utilizada para capturar a existência de crise na economia norte-americana. Na coluna 2, encontra-se o modelo defasados em 3 meses. Seus resultados mantiveram-se estatisticamente significativos à existência de contágio, mas com exceção de variação de risco-país, crescimento das exportações e variação nos termos de troca, as demais variáveis foram estatisticamente não significativas. Assim, seus valores defasados não contribuiu com a probabilidade de crise. Aqui a variável crescimento das exportações foi estatisticamente e economicamente significativa.

Na coluna 3, temos o modelo que considera a média móvel das variáveis contemporâneas mais 3 meses de defasagens. Este modelo manteve os resultados significativos encontrados no modelo que considera apenas as variáveis defasadas em três períodos. A variável crescimento das exportações mostrou-se estatisticamente significativa, mas foi rejeitada sobre o ponto de vista econômico. No modelo com média móvel das variáveis contemporâneas mais 6 meses de defasagens (coluna 4), apenas a variável de contágio e a variação do risco-país foram significativas.

Com relação ao impacto médio das variáveis defasadas em 1 ano e regredidas juntamente com a média móvel das variáveis contemporâneas (coluna 5), apenas a variável de crescimento das exportações mostrou-se estatisticamente significativas, mas não é economicamente significativa. O mesmo ocorreu em relação ao modelo com 2 anos de defasagens (coluna 6) e a variável crescimento das exportações, que mostrou significativo também as variáveis dívida total/PIB e variação dos termos de troca. Ambos os modelos mantiveram a significância de existência de contágio.

De maneira geral, percebe-se que o valor das variáveis defasadas apresentaram pouco, ou nenhum, efeito sobre a probabilidade de ocorrência de crise na economia brasileira. O valor de Mcfadden adj R^2 mostrou uma redução da qualidade do modelo.

Foi checado o modelo *probit* a respeito de sua sensibilidade a perturbações. A Tabela 3 expõe os resultados de alguns relaxamentos do modelo. Foram consideradas quatro perturbações sobre o modelo básico. Primeiramente alterou-se a definição de crise, passando a considerar como crise o período onde os valores do índice, calculados de acordo com a equação (2), ultrapasse o valor de sua média mais 2 desvio padrão, e não mais 1,5 como considerado no

modelo padrão. Depois estendeu o relaxamento do modelo por considerar no cálculo do índice o valor do câmbio registrado no último dia do mês e não mais em relação a seu valor médio. Com o objetivo de verificar a importância de crises passadas ocorridas nos Estados Unidos sobre a probabilidade de ocorrência de uma crise hoje na economia brasileira, foi regressido um modelo utilizando a variável crise nos Estados Unidos, defasada em um mês, juntamente com as variáveis contemporâneas. E, por último, delimitou-se o período amostral para verificar se ocorria um aumento na magnitude do coeficiente do efeito contágio.

Tabela 3: Efeitos marginais médio do *probit* com análises de sensibilidades

VARIÁVEIS	CRISE=1 SE $I > 2\sigma + \mu$ (Câmbio Médio)	CRISE=1 SE $I > 1,5\sigma + \mu$ (Câmbio Final)	CRISE_EUA DEFASADO EM 1 PERÍODO	PERÍODO AMOSTRAL DE JAN 2002 A DEZ 2010
Crise EUA	20,528 (4.77)**	3,988 (2.75)**	9,847 (1.64)***	7,411 (2.41)*
IPCA	25,504 (2.80)**	19,055 (3.59)**	14,487 (2.97)**	6,413 (1.43)
Variação do risco-país	1,063 (2.91)**	0,898 (3.84)**	0,500 (2.97)**	0,201 (1.54)
Crescimento das exportações	0,998 (3.97)**	0,679 (5.57)**	0,718 (4.65)**	0,394 (2.23)*
Dívida total/PIB	7,729 (1.41)	11,529 (1.84)***	7,641 (1.81)***	0,458 (0.24)
Variação de reservas/import	- 0,018 (-3.27)**	- 0,014 (-4.45)**	- 0,010 (-2.67)**	-0,005 (-1.99)*
Variação dos termos de troca	- 1,188 (-3.39)**	- 1,099 (-4.29)**	-0,693 (-2.97)**	-0,341 (-1.90)***
Número de Observações	131	131	131	108
Chi2 de Inigma2	3,33	3,68	9,22	7,84
Prob>Chi2	6,81%	5,51%	0,24%	0,51%
McFadden Adj R ²	0,28	0,29	0,19	0,50
Teste $\chi^2(7)$	24,90	17,77	35,91	40,84
Teste Contágio $\chi^2(1)$	8,34	9,37	2,73	12,85

Estatística t entre parênteses.

*Significativo a 5% **Significativo a 1% *** Significativo a 10%

(Os efeitos marginais médios foram multiplicados por 100 para converter em porcentagem).

Fonte: Elaboração própria.

Os testes de sensibilidade confirmaram uma das principais constatações deste trabalho: de que uma crise na economia norte-americana aumenta significativamente a probabilidade da ocorrência de uma crise na economia brasileira. Em todas as variações do modelo padrão, a binária associada à existência de crise em outro lugar mostrou-se estatisticamente significativa. Mas esta conclusão não é suficiente para distinguir por quais caminhos ocorrem o contágio. Desse modo, faz-se necessário o teste de significância dos possíveis canais de contágio de uma crise nos Estados Unidos para o Brasil.

5.2.1 Teste dos canais comercial e financeiro de contágio

Inicialmente a variável Crise_EUA foi ponderada pelo peso comercial, calculada segundo a metodologia de Glick e Rose (1998), para verificar a significância do canal comercial como propagadora de crise entre as duas economias analisadas. Depois a variável Crise_EUA foi

ponderada pelo peso financeiro. Considerando que os Estados Unidos é a economia mais segura do mundo, onde mesmo diante de uma crise de origem interna, os investidores preferem manter seus investimentos em papéis de sua origem. Analisar o Brasil como concorrente de fundos com os Estados Unidos pode ser um tanto quanto audacioso. Desse modo, calculou-se um índice financeiro baseado no índice de globalização como uma alternativa ao canal de contágio financeiro proposto por Rijeckeghem e Wede (1999).⁷ Os resultados das ponderações encontra-se na Tabela 4.

Tabela 4: Efeito marginal médio do *probit* com variável contágio ponderado pelo peso comercial e financeiro

VARIÁVEIS	PONDERAÇÃO PELO PESO COMERCIAL			PONDERAÇÃO PELO PESO FINANCEIRO		
	CONTEM-PORANÊAS	MV DE 3 LAGS	MV DE CONTEM. +6 LAGS	CONTEM-PORANÊAS	MV DE 3 LAGS	MV DE CONTEM +6 LAGS
Crise EUA	27,634 (5,06)**	14,050 (2,17)*	15,452 (2,28)*	22,595 (5,39)**	12,995 (2,28)*	14,638 (2,46)*
IPCA	29,643 (3,25)**	6,039 (1,61)	6,976 (0,91)	27,854 (3,54)**	6,039 (1,63)	7,025 (0,91)
Variação do risco-país	1,196 (3,46)**	0,391 (1,85)***	0,493 (1,69)***	1,152 (3,85)**	0,369 (1,77)***	0,487 (1,68)***
Crescimento das exportações	1,125 (4,33)**	-0,637 (-1,99)*	0,605 (1,07)	1,045 (4,81)**	-0,619 (-1,94)***	0,559 (1,00)
Dívida total/PIB	9,745 (1,65)***	2,211 (0,80)	9,313 (1,55)	10,192 (1,77)***	2,494 (0,93)	9,638 (1,62)
Variação de reservas/ímport	-0,020 (-3,81)**	-0,021 (-1,59)	-0,030 (-0,95)	-0,019 (-4,26)**	-0,021 (-1,58)	-0,032 (-0,99)
Variação dos termos de troca	-1,291 (-3,90)**	1,199 (2,87)**	1,505 (-1,48)	-1,256 (-4,39)**	1,165 (2,86)**	-1,404 (-1,47)
Número de Observações	131	130	131	131	130	131
Chi2 de Inigma2	4,90	5,76	4,32	5,81	5,83	4,39
Prob>Chi2	2,68%	1,64%	3,76	1,59%	1,58%	3,61%
McFadden Adj R ²	0,25	0,04	0,09	0,26	0,03	0,08
Teste $\chi^2(7)$	25,73	19,86	14,90	28,10	20,88	16,52
Teste Contágio $\chi^2(1)$	10,36	4,85	5,74	12,43	5,18	6,68

Estatística t entre parênteses.

*Significativo a 5% **Significativo a 1% *** Significativo a 10%

(Os efeitos marginais médios foram multiplicados por 100 para converter em porcentagem)

Fonte: Elaboração própria.

A ponderação de crise em outro lugar pelo peso comercial manteve o bom ajustamento do modelo padrão, reduzindo sensivelmente o McFadden. Apesar da variável Crise_EUA ponderada pelo peso comercial mostrar-se estatisticamente e economicamente significativa, a análise do tamanho da variável de contágio não é fácil, uma vez que trata-se de uma *proxi* resultado da ponderação da variável que representa crise em outro lugar pelo peso comercial. Mas o sinal positivo da variável sugere que uma crise nos Estados Unidos afeta

⁷ O índice de globalização é calculado pelo Instituto Econômico Suíço, o KOF. O índice oscila de 1 a 100%, sendo formado por três *proxies*: uma para medir a globalização financeira (com participação de 36% no cálculo do índice), outra para medir a globalização política (com 26% de participação no índice) e por último uma para medir a globalização social (com 38% de participação). Cada uma dessas *proxies* considera uma série de outras variáveis em seu cálculo antes de compor o índice de globalização (DREHER, 2006).

significativamente a probabilidade de crise no Brasil e que estes efeitos são transmitidos, em parte, via laços de comércio bilaterais entre essas duas economias.

Além do canal comercial, foi testado também o canal financeiro de contágio de crise. O qual apresentou um melhor ajustamento do modelo do que a ponderação comercial. No modelo com ponderação comercial o valor do McFadden sofreu uma leve redução em relação ao modelo inicial, diferentemente do modelo com ponderação financeiro cujo o valor se manteve o mesmo que o do modelo inicial.

A significância da variável de contágio tanto em relação a variável sem ponderação quanto a ponderada pelo peso comercial e pelo peso financeiro, fornece subsídios para fortes evidências de existência de contágio de uma crise nos Estados Unidos para o Brasil. E mais, a economia brasileira é afetada pelos dois canais testados, o canal comercial e o canal financeiro. Em ambos os modelos a variável de contágio mostrou-se estatisticamente significativa e demonstrou o sinal esperado. Mas o resultado ligeiramente melhor da variável com ponderação pelo peso financeiro da idéia de que a ocorrência de uma crise nos Estados Unidos tende afetar mais intensivamente a economia brasileira por este canal do que em relação ao canal comercial.

5.2.2 Comparando os canais de contágio

Uma vez que os coeficientes de contágio ponderados tanto pelo peso comercial quanto pelo peso financeiro são estatisticamente significativos, há evidência de existência de contágio pelos dois canais. É interessante compará-los com o intuito de verificar se uma crise na economia norte-americana afeta o Brasil proporcionalmente por ambos os canais, ou o contágio via um canal domina o outro.

O objetivo é testar o poder de explicação das diferentes medidas de contágio contra o outro. A Tabela 5 fornece o resultado do modelo *probit* heterocedástico, onde o efeito das três diferentes classes de contágio – contágio não ponderado e o ponderado pelo peso comercial e pelo peso financeiro – são consideradas simultaneamente.

Os resultados corroboram com a evidência de existência de contágio. A hipótese de que todas as três variáveis de contágio são estatisticamente significativas é inconsistente com a hipótese nula de ausência de contágio, como pode ser verificada no teste de contágio no final da Tabela 5. A variável de contágio ponderada pelo peso financeiro é positiva e significativa, consistente com a existência de contágio via canal financeiro.

A importância em manter a variável sem ponderação no modelo, mesmo quando se inclui a medida de contágio comercial e financeiro simultaneamente, é capturar a existência de outros canais de contágio que não os considerados no modelo. A variável demonstrou o valor esperado, mas não significativo, possivelmente indicando que há evidências de que os canais considerados no modelo explicam o caminho de contágio de uma crise nos Estados Unidos para o Brasil.

As influências das relações comerciais desaparecem quando são consideradas as três variáveis de contágio simultaneamente. A ponderação pelo peso comercial mostra-se negativa e insignificante, o que sugere que a ocorrência de uma crise bancária nos Estados Unidos se espalha para o Brasil principalmente em função do canal financeiro.

Apesar da variável sem ponderação e com ponderação comercial terem se mostrado não significativas, o aumento do MacFadden sugere que uma ou as duas variáveis ajudam a explicar o modelo, que não foram significativas por algum outro problema, possivelmente de multicolinearidade entre as variáveis de contágio. O que pode ser confirmado ao verificar as estimações onde cada uma destas variáveis de contágio foi considerada isoladamente, mostrando-se estatisticamente e economicamente significativa, conforme exposto na Tabela 4.

Tabela 5: Efeito marginal médio do *probit* com as três medidas de contágio

VARIÁVEIS	CONTEM- PORANÊAS	MV DE CONTEM. + 3 LAGS	MV DE CONTEM. +12 LAGS	MV DE CONTEM. +24 LAGS
Crise_EUA	17,713 (0,47)	40,524 (1,29)	22,895 (0,45)	30,449 (0,72)
Crise_EUA*Peso comercial	-14,181 (-0,31)	-26,230 (-0,70)	-10,387 (-0,17)	-14,737 (-0,29)
Crise_EUA*Peso Financeiro	3,031 (3,18)**	11,299 (4,34)**	5,450 (2,19)*	5,295 (1,69)***
IPCA	9,228 (2,30)*	23,608 (4,48)**	-0,457 (-0,05)	13,924 (1,00)
Varição do risco-país	0,436 (2,63)**	0,681 (4,46)**	0,278 (0,57)	0,024 (0,03)
Crescimento das exportações	0,559 (3,90)**	2,056 (3,98)**	2,535 (1,94)***	4,464 (2,20)*
Dívida total/PIB	5,981 (1,72)***	2,408 (0,61)	8,959 (1,17)	36,279 (1,82)***
Varição de reservas/import	-0,009 (-3,92)**	-0,088 (-4,46)**	-0,019 (-0,37)	-0,014 (-0,10)
Varição dos termos de troca	-0,569 (-3,11)**	-1,681 (-1,79)***	0,805 (0,43)	-4,637 (-1,71)***
Número de Observações	131	131	131	131
Chi2 de Insigma2	9,06	6,34	5,37%	4,71
Prob>Chi2	0,26%	1,18%	2,05%	3,00%
McFadden Adj R ²	0,31	0,07	0,06	0,04
Teste $\chi^2(9)$	65,85	23,14	29,61	20,80
Teste Contágio $\chi^2(3)$	22,83	18,14	15,15	13,62

Estatística t entre parênteses.

*Significativo a 5% **Significativo a 1% *** Significativo a 10%

(Os efeitos marginais médios foram multiplicados por 100 para converter em porcentagem).

Fonte: Elaboração própria.

Uma vez que o peso comercial não mostrou o sinal esperado sendo por isso economicamente e estatisticamente não significativo, e considerando que a variável sem ponderação mostrou-se economicamente significativa. Isto sugere que esta última pode contribuir mais com a previsão de um efeito contágio, que, no entanto, não foi estatisticamente significativa pela presença da multicolinearidade. Assim, o contágio de uma crise na economia norte-americana pode atingir o Brasil, ainda, por outros canais que não os mensurados pelo modelo ou mesmo por canais imensuráveis, o que remete a possibilidade da existência do contágio puro ou por similaridade macroeconômica.

A diferença entre a economia norte-americana e brasileira no que diz respeito ao comportamento de seus fundamentos não institui indícios de que uma crise na economia norte-americana possa atingir o Brasil através da similaridade macroeconômica, evidenciando, deste modo, a possibilidade do contágio via contágio puro.

6. Considerações finais

Este trabalho analisou empiricamente a vulnerabilidade da economia brasileira frente à economia norte-americana, procurando identificar por quais canais de contágio uma crise nos

Estados Unidos atinge o Brasil, assim como encontrar variáveis que seu monitoramento sinalize que a economia esta na véspera da eminência de uma crise.

Os resultados obtidos sugeriram que, das dez variáveis macroeconômicas consideradas no modelo, três variáveis se destacaram em relação ao seu poder de previsão, a saber: IPCA, dívida total/ PIB e variação dos termos de troca. Estas variáveis apresentaram maior efeito marginal médio sobre a probabilidade de crise em todas as derivações do modelo. Desse modo, estas variáveis tendem a ser mais significativas no processo de previsão de uma crise na economia local. O acompanhamento da dinâmica destas variáveis é importante tanto para as autoridades econômicas (que podem desenvolver políticas que amortizem parte dos efeitos de uma crise), quanto aos investidores internacionais (em auxílio a diversificação de riscos de seus portfólios).

Para testar a significância de uma crise nos Estados Unidos na probabilidade do desenvolvimento de uma crise na economia brasileira os indicadores macroeconômicos foram regredidos no modelo *probit* junto com a variável de contágio, construída em relação aos períodos de crise nos Estados Unidos. Inicialmente. Verificou-se que a ocorrência de uma crise nos Estados Unidos aumenta, em média, 21,63% a chance de uma crise cambial no Brasil. Desse modo, o efeito contágio é significativo. Para verificar por quais canais ocorre o efeito contágio, foram regredidos modelos ponderando a variável de contágio por um peso comercial e um peso financeiro, utilizadas individualmente e em conjunto nos modelos.

Ambas as ponderações se mostraram significativas, quando regredidas individualmente no modelo, mostrando que uma crise nos Estados Unidos afeta o Brasil tanto pelo canal comercial quanto pelo canal financeiro de contágio. Uma vez constatado que ambos os canais de contágio foram significativos sobre a probabilidade de uma crise na economia brasileira, foi regredido um modelo considerando as três variáveis de contágio (sem ponderação, com ponderação comercial e com a ponderação financeira), simultaneamente, com o intuito de verificar se os efeitos através de algum canal se sobressaísse aos demais. Averiguou-se que uma crise nos Estados Unidos tende mais fortemente a afetar a probabilidade de uma crise cambial no Brasil via canal financeiro de contágio, tendo espaço ainda para o efeito contágio via canal de contágio puro.

Referências bibliográficas

AMARAL, M.; SEABRA, F. (2007). Determinantes do investimento direto externo (IED) na América Latina: Uma perspectiva institucional. **Revista de Economia**, Brasília (DF), Vol. 8, n.2: pp. 231-247.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. PIB mensal – valores correntes (Tabela 4380). **Séries Temporais**. Disponível em:< <http://www.bacen.gov.br/>>. Acesso: 16 de Out. de 2011a.

_____. Meios de pagamentos – M1 (média nos dias úteis do mês) (Tabela 1824). **Séries Temporais**. Disponível em:< <http://www.bacen.gov.br/>>. Acesso: 16 de Out. de 2011b.

_____. Importações de bens (fob) - mensal (Tabela 2734). **Séries Temporais**. Disponível em:< <http://www.bacen.gov.br/>>. Acesso: 16 de Out. de 2011c.

_____. Exportações de bens (fob) - mensal (Tabela 2733). **Séries Temporais**. Disponível em:< <http://www.bacen.gov.br/>>. Acesso: 16 de Out. de 2011d.

_____. Reservas internacionais – conceito liquidez – mensal (Tabela 3546). **Séries Temporais**. Disponível em:< <http://www.bacen.gov.br/>>. Acesso: 16 de Out. de 2011e.

EICHENGREEN, B.; ROSE, A. K; WYPLOSZ, C. (1996). Contagious currency crises. **NBER Working Paper** 5681, p.p.1-48.

DREHER, A. (2006). Does globalization affect growth? Empirical evidence from a new Index. **Applied Economics** 38, 10, p.p.1091-1110.

GLICK, R.; ROSE, A. K. (1998). Contagion and trade: Why are currency crisis regional. **NBER Working Paper** 6806, p.p. 1-29.

INSTITUTO DE PEQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Inflação IPCA (% mensal)**. Dados macroeconômicos. Disponível em:< <http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 16 de Out. de 2011a.

_____. **Empregados – demissões (unidades de pessoas)**. Dados macroeconômicos. Disponível em:< <http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 16 de Out. de 2011b.

_____. **EMBI + Risco Brasil (pontos)**. Dados macroeconômicos. Disponível em:< <http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 16 de Out. de 2011c.

_____. **Dívida total líquida do Governo Federal e Banco Central (% PIB)**. Dados macroeconômicos. Disponível em:< <http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 16 de Out. de 2011d.

KAMINSKY, G.L; REINHART, C.(1996). The twin crises: the causes of banking and balance-of-Payments problem. 1996. Board of Governors of the Federal Reserve System. **International Finance Discussion Papers**. N 544, p.p. 1-28.

KAMINSKY, G.L; REINHART, C.; VÉGH, C.A.(2003). The unholy trinity of financial contagion. 2003. **Journal of Economic Perspectives**, Volume 17 N°4, p.p. 51-74.

LIN, W.L.; ENGLE, R.F.; ITO, T. (1991). Do bulls and bears move across borders? International transmission of stock returns and volatility as the world turns. National Bureau of Economic Research. **Working Paper** nº3911, p.p. 1-37.

LOBÃO, J.F.S.S.M. (2007). **Contágio entre mercados de ações de países desenvolvidos: Um estudo de processos de transmissão de choque de rentabilidade num contexto de episódio de crises financeiras**. 2007. 586 f. Tese (Doutorado em Economia). Universidade do Minho (Uminho): Gualtar – Praga.

MIRA, R. (2006). **Ataques especulativos e crises cambiais: uma análise da crise brasileira de 2002**. 2006. 125 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC - SP): São Paulo.

MORAES, B.; RAMOS, H.R.; Soares, M.C.; Almeida, M.I.R. (2010). **Fatores determinantes para a entrada de investimento estrangeiro direto no setor sucroalcooleiro do Brasil**. In: Congresso Internacional de Estratégia SLADE, 2010, Guayaquil. XXIII Congresso Internacional de Estratégia SLADE. Guayaquil : SLADE. v. 1, p.p. 1-23.

PRATES, D.M.(2005). Resenha Crítica: A literatura convencional sobre crises financeiras nos países “emergentes”: os modelos desenvolvidos nos Anos 90. **Estudos Econômicos**. São Paulo, V. 35, N. 2, p.p. 359-385.

REINHART, C.M; ROGOFF, K.S. (2009). The aftermath of financial crises. National Bureau of Economic Research. **NBER Working Paper** 14656, p.p.1-13.

_____. (2010) From Financial Crash to Debt Crisis. National Bureau of Economic Research. **NBER Working Paper** 15795, p.p.1-46.

RIJCKEGHEM, C.V.; WEDER, B. (1999). Sources of contagion: finance or trade?. International onetary fund. **IMF Working Paper** N 146, p.p. 1-28.

Tabela A1: Matriz de Variância e Covariância

VARIÁVEIS VARIÁVEIS	CRESC. PIB	IPCA	CRESC.M1	CRESC. DEMISSÕES	VAR. RISCO-PAÍS	CRESC.DAS IMPORT	CRESC. DAS EXP	DIVIDA TOTAL/PIB	VAR. RESER/IMP	VAR. TERMOS TROCAS
Crescimento do PIB	40,880	-0,002	-0,0367	0,2597	-0,3601	0,2755	0,2327	-0,3796	-0,0799	-0,0544
IPCA	-0,002	0,1852	0,0246	0,0147	-0,1443	-0,0226	-0,035	-0,1277	0,1002	-0,024
Crescimento de M1	-0,0367	0,0246	18,640	0,4112	-0,0122	-0,1827	0,1033	0,1706	-0,1396	0,3815
Cresc. de demissões	0,2597	0,0147	0,4112	95,544	0,0093	0,498	0,6293	0,0189	-0,0474	0,1575
Variação do risco-país	-0,3601	-0,1443	-0,0122	0,0093	152,489	0,0094	-0,0015	0,0482	0,0007	-0,0205
Cresc. das importações	0,2755	-0,0226	-0,1827	0,498	0,0094	178,752	0,706	0,0926	-0,0114	-0,4106
Cresc. das exportações	0,2327	-0,035	0,1033	0,6293	-0,0015	0,706	171,101	0,2136	-0,0706	0,3497
Divida total/PIB	-0,3796	-0,1277	0,1706	0,0189	0,0482	0,0926	0,2136	0,856	0,0024	0,1535
Var. de reservas/import	-0,0799	0,1002	-0,1396	-0,0474	0,0007	-0,0114	-0,0706	0,0024	41904,5	-0,0741
Var. dos termos de troca	-0,0544	-0,024	0,3815	0,1575	-0,0205	-0,4106	0,3497	0,1535	-0,0741	105,658

Fonte: Elaboração própria.