

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**OS DETERMINANTES DO SPREAD DO CREDIT DEFAULT SWAP
SOBERANO DE PAÍSES LATINO-AMERICANOS**

DIOGO AUGUSTO GUTIERREZ FERNANDES
MATRÍCULA: 1310513

ORIENTADOR: MÁRCIO GOMES PINTO GARCIA

JUNHO DE 2017

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**OS DETERMINANTES DO SPREAD DO CREDIT DEFAULT SWAP
SOBERANO DE PAÍSES LATINO-AMERICANOS**

DIOGO AUGUSTO GUTIERREZ FERNANDES
MATRÍCULA: 1310513

ORIENTADOR: MÁRCIO GOMES PINTO GARCIA

JUNHO DE 2017

Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri a nenhuma forma de ajuda externa para realizá-lo, exceto quando autorizado pelo professor orientador.

Diogo Augusto Gutierrez Fernandes

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Agradecimentos

Ao meu orientador Márcio Garcia, pelo interesse e pelos valiosos ensinamentos. À minha família, pelo apoio e pela inspiração. Ao BTG Pactual e à PUC-Rio, pela bolsa de estudos.

Mistakes are the portal of
discovery.

James Joyce, *Ulysses*

Conteúdo

1	Introdução	8
1.1	Revisão da literatura	9
2	Credit Default Swaps: uma introdução	12
2.1	Os derivativos de crédito	12
2.2	O contrato do Credit Default Swap	13
2.3	O mercado de CDS	14
2.3.1	Volume de negociações e principais atores	14
2.3.2	Ambiente regulatório	17
3	O apreamento do CDS	20
3.1	O princípio da não-arbitragem no mercado de derivativos de crédito	20
3.2	Modelo de apreamento na forma reduzida	21
3.2.1	A intensidade de chegada do <i>default</i>	22
3.2.2	Modelando a intensidade λ	23
3.2.3	A relação básica de apreamento do CDS	25
4	Estudo de caso: Co-movimento entre o CDS soberano de países latino-americanos	29
4.1	Análise de componentes principais e comparativo com câmbio e equity	29
4.2	Análise de regressão: as fontes do co-movimento	38
4.3	Extração da probabilidade de <i>default</i> implícita no CDS	40
5	Conclusão	45

Lista de Figuras

1	Montante nocional total por tipo de derivativos (em milhões de dólares). Estatísticas para o CDS agregam <i>single-name</i> CDS e índices de CDS. Fonte: Bank of International Settlements (BIS).	14
2	Montante nocional de CDS comprado e vendido por <i>hedge funds</i> (em milhões de dólares). Bank of International Settlements (BIS).	16
3	Montante nocional de CDS comprado e vendido por companhias de seguro e de garantia (em milhões de dólares). Bank of International Settlements (BIS).	16
4	Estrutura a termo da intensidade simulada para um dia. Processo de Poisson não homogêneo.	24
5	Simulações de Montecarlo do processo de Vassicek. <i>Software</i> utilizado: R	25
6	Passo a passo no cálculo do valor presente esperado da <i>protection leg</i> . Baseado em <i>Valuation of Credit Default Swaps</i> [22].	27
7	<i>Loadings</i> dos componentes principais da variação mensal do CDS	31
8	Contribuição dos países: análise de componente principal da variação do CDS	35

9	Contribuição dos países: análise de componente principal dos retornos mensais da bolsa de valores.	36
10	Contribuição dos países: análise de componente principal da variação mensal da taxa de câmbio.	37
11	Estrutura a termo do CDS da Venezuela para o dia 28 de dezembro de 2015.	41
12	Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default da Argentina.	43
13	Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default da Venezuela.	43
14	Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default do Brasil. .	44
15	Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default do México. .	44

Resumo

Esta monografia estuda o comportamento do risco soberano de países da América Latina utilizando os *spreads* do CDS soberano. Os retornos do mercado acionário americano e doméstico foram as variáveis com o maior poder explicativo para explicar as variações mensais dos *spreads* dos países. A análise de componentes principais aponta que somente o primeiro componente já explica 68 por cento da variação nos *spreads*, contrastando com 42 por cento na análise para os retornos da bolsa de valores. Argentina e Venezuela apresentam curvas de probabilidade de *default* invertidas em cerca de 30 por cento do período analisado.

1 Introdução

Credit Default Swaps (CDS) soberanos são derivativos que funcionam como contratos de seguro contra um calote da dívida soberana ou uma reestruturação da mesma. CDSs já foram descritos como tóxicos¹, bombas de hidrogênio das finanças² e armas de destruição em massa³. Em 2010 a Alemanha banii *naked* CDSs para títulos de dívida soberana denominados em euro. Seguindo os reguladores alemães, em 2012 a União Europeia aprovou uma regulação que restringia a compra de CDS soberanos a investidores credores de dívida soberana, eliminando parcialmente o caráter especulativo do derivativo.

Os defensores do CDS soberano argumentam que o seu uso traz ganhos de eficiência ao facilitar transferência e manejo de risco de crédito soberano. Além disso, o seu preço espelha as percepções de mercado quanto ao grau risco de um país, o que o torna um objeto de estudo particularmente útil para destrinchar fatores que estressam o mercado global de dívida soberana.

Os preços do CDS são diariamente acompanhados por investidores e reguladores por serem uma *proxy* da saúde do crédito de um país, empresa ou banco. Basileia III, por exemplo, explicitamente considera o CDS soberano como uma forma de *hedge* elegível para reduzir as taxas por risco de capital previstas na nova regulação[21]. Hart e Zingales (2011)[9] propõem que o preço CDS de bancos seja utilizado como um termômetro oficial para reguladores de grandes instituições financeiras.

Nesta monografia, utilizaremos a riqueza informacional do *spread* do CDS soberano para estudar o comportamento e os determinantes do risco soberano em países da América

¹Ver o investidor húngaro-americano George Soros em <https://www.ft.com/content/49b1654a-ed60-11dd-bd60-0000779fd2ac>.

²Ver Felix Rohatyn, um *investment banker* americano, no livro *Fool's Gold: How the Bold Dream of a Small Tribe at J.P. Morgan Was Corrupted by Wall Street Greed and Unleashed a Catastrophe*, escrito por Gillian Tett.

³Ver o investidor americano Warren Buffett no Berkshire Hathaway Annual Report de 2002, página 13, <http://www.berkshirehathaway.com/2002ar/2002ar.pdf>.

Latina. Uma grande vantagem de examinar o risco de crédito soberano utilizando o CDS é o fato deste ser tipicamente mais líquido e padronizado do que os títulos de dívida soberana.

Esta monografia se divide em duas partes. A primeira, provê uma introdução às principais características do CDS. O capítulo 2 descreve o funcionamento do contrato, o volume de negociações e resume as mudanças regulatórias que incidiram sobre o derivativo no pós-Crise de 2008. O capítulo 3 introduz o leitor ao ferramental básico do apreçamento de CDS soberanos.

A segunda parte estuda empiricamente a natureza do risco de crédito soberano em países da América Latina (capítulo 4). O co-movimento entre os CDSs soberanos afeta a capacidade dos investidores de diversificar o risco em portfólios de dívida soberana. Analisamos a comunalidade entre o CDS, conduzimos um comparativo com outras classes de ativo e investigamos os determinantes do CDS, visando separar as variáveis globais e domésticas que impactam as variações no *spread*. Finalmente, inferimos as probabilidades de *default* implícitas nos preços dos contratos e realizamos um comparativo intra-países.

1.1 Revisão da literatura

A literatura de finanças e macroeconomia tem dado atenção crescente ao comportamento do CDS soberano desde a crise do euro: o risco de insolvência da dívida soberana da Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha e Chipre levou o *spread* dos contratos de CDS soberano desses países a picos de suas séries históricas.

Pan e Singleton (2008)[23] exploram a estrutura a termo do CDS soberano do México, da Turquia e da Coreia do Sul e demonstram que um modelo de fator único captura grande parte da variação na estrutura a termo do *spread*. A análise da movimentação conjunta entre as estruturas a termo desses países sugeriu que ao longo de diversos períodos da amostra, os movimentos foram induzidos por mudanças na aversão ao risco global, ao invés de reavaliações dos fundamentos dessas economias específicas. Regredindo o prêmio de risco no VIX, no *spread* entre os títulos corporativos classificados como B-B e a *T-Bill* de 6 meses e na volatilidade das opções em moeda local, os autores corroboraram a hipótese de que o prêmio de risco para economias emergentes é influenciado por *spillovers* do setor real da economia americana.

Longstaff et. al. (2011) [17] investigam a natureza do risco soberano utilizando o *spread* do CDS soberano de 26 países como *proxy*; a amostra vai de 2000 a 2010. Os autores fazem uma análise de principal das variações nos spreads dos CDS soberanos e contrastam o resultado com análise de componente principal para os índices de bolsas de valores desses países. O resultado aponta que o risco de crédito soberano tende a ser mais correlacionado

entre os países do que os índices de retorno da bolsa de valores.

Para compreender a elevada correlação agregada entre os CDSs, uma regressão para cada país é especificada. A variável dependente é a variação no *spread* do CDS 5 anos e os regressores são particionados em variáveis locais (retorno do mercado de ações, a variação da taxa de câmbio da moeda local frente ao dólar, as variações percentuais do valor em dólares das reservas internacionais), variáveis financeiras globais (taxa de juros de títulos de maturidade constante de 5 anos e variação nas taxas de juros de papéis corporativos americanos arriscados), prêmios de risco globais e controle para spreads de CDS regionais e globais. Os autores concluem que o risco de crédito soberano é mais influenciado por fatores globais, prêmios de risco globais e fluxos de investimento do que por componentes idiossincráticos.

Utilizando um modelo de apreçamento de CDS soberano definido por Pan e Singleton (2008), o prêmio de risco é calculado com o hiato entre o preço do CDS cotado no mercado e o valor que o modelo retorna. O preço, então, é decomposto em um prêmio de risco e em um prêmio de risco de *default*. Na média, aproximadamente um terço do *spread* do CDS é explicado pelo prêmio de risco.

Arce, Mayordomo e Peña (2012)[2] averiguam se o mercado de CDS soberano e o mercado de dívida soberana refletem as mesmas informações sobre risco de crédito. Os países analisados são membros da União Europeia e a amostra se inicia em janeiro de 2004 e termina em outubro de 2011.

Os autores encontram um hiato persistente entre os *spreads* dos títulos soberanos e dos CDS após a crise de 2008. Uma vez que isso contradiz a relação teórica de ausência de arbitragem entre o CDS soberano e o título soberano em um mercado financeiro global sem fricções, o artigo se propõe a explicar essa diferença econometricamente. Dentre os regressores especificados, destaca-se a *proxy* para risco de contraparte obtida através do primeiro componente principal dos *spread* do CDS dos 14 bancos mais ativos em termos de volume de CDS negociados. O risco-país (medido pela média do index da bolsa de valores), a liquidez relativa do mercado de dívida soberana frente ao mercado de CDS e as compras do BCE em maio de 2010 de dívida soberana tiveram um efeito positivo sobre o *basis*. Em contrapartida, custos de financiamento (medidos como o *spread* entre os a taxa de juros dos papéis comerciais AA e a T-Bill de 90 dias) e o risco de contraparte tiveram um efeito negativo sobre a diferença.

Hilscher e Nosbusch (2010) [11] evidenciam que os fundamentos macroeconômicos influenciam a variação *spread* do CDS de países emergentes e encontram uma relação positiva entre a volatilidade dos termos de troca e o *spread*. Países com elevada flutuação no termos

de troca (associada à uma parcela elevada de *commodities* na cesta de bens exportados) estariam mais expostos à choques externos que alteram o apreçamento do risco de crédito.

Acharya, Drechsler e Schnabl (2014)[1] modelam a relação entre o risco de crédito soberano e bancário. Crises financeiras induzem *bailouts* de governos, o que gera incerteza sobre a qualidade do crédito soberano. Esse aumento, por sua vez, erode o valor das garantias em débito soberano e o portfólio de títulos soberanos das instituições financeiras. O autores concluem que a mudanças no CDS soberano pós *bailout* possuem elevado poder explicativo para entender as variações no CDS corporativo dos bancos.

Salomão (2014)[25] demonstra através de um modelo endógeno dinâmico que a existência dos contratos de CDS aumenta o poder de barganha dos credores durante uma renegociação, aumentando a fração da dívida paga durante a renegociação para todos os níveis de dívida. O modelo teórico aponta que o seguro contra o *default* resulta na redução da probabilidade de *default*. Calibrado para dados da Grécia, a autora conclui que aumentar os níveis de CDS de 0 para 5%, diminui a probabilidade anual incondicional de *default* em aproximadamente 0.6%. O artigo fornece uma evidência empírica contra a má fama do derivativo.

2 Credit Default Swaps: uma introdução

2.1 Os derivativos de crédito

Derivativos são contratos financeiros cujo valor deriva de taxa de juros, taxa de câmbio, preços de ativos, índice ou qualquer outra variável desejada pelas partes do contrato e cuja liquidação acontece em uma data futura. Um derivativo de crédito explicitamente transfere risco de crédito entre as partes do contrato e o seu valor depende do risco de crédito de dívidas de governos ou empresas, hipotecas ou qualquer tipo de instrumento de crédito.

Seguros que prometem um *payoff* em caso de *default* existem desde a criação da American Municipal Bond Assurance Corporation em 1971. Derivativos de crédito, entretanto, diferem de seguros de títulos. Alguns derivativos de crédito prometem *payoffs* sujeitos à mudanças em *rating* da dívida ou qualquer outro evento de crédito e não somente em caso de *default*. Eventos de crédito englobam falências, moratórias, reestruturação de dívida, aceleração das obrigações, repudição ou qualquer falha em cumprir o contrato da dívida. Diferentemente de um seguro, o *payoff* do derivativo não é condicional a possuir o título protegido pelo contrato.

Os primeiros contratos de derivativos de crédito surgiram em Nova Iorque em 1991. Inicialmente, o produto financeiro se desenvolveu devido à necessidade de instituições financeiras mitigarem o risco de carteiras de crédito pouco diversificadas. Denominados *default puts*, eles foram sendo gradativamente utilizados por bancos para manejar concentrações nas carteiras de crédito. Em 1994, o volume notional de transações de derivativos de crédito já excedia dois bilhões de dólares[8].

Em linhas gerais, o risco de crédito é o risco de um tomador de empréstimo não honrar o pagamento do empréstimo conforme os termos acordados. Derivativos de crédito permitem a gestão do risco de crédito de forma separada da gestão da dívida subjacente. Por exemplo, suponha que um gestor de portfólio possua uma carteira de títulos. Os riscos inerentes ao portfólio incluem riscos relacionados à taxa de juros, convexidade, crédito, câmbio, dentre outros. Ao invés do gestor ter que comprar e vender os títulos para ajustar a exposição ao risco de crédito, um manejo de risco independente para cada fonte de risco torna-se possível através de derivativos.

A desagregação dos riscos traz ganhos de eficiência [19]. Um exemplo ilustrativo é um leiloeiro vendendo proteção para riscos para diferentes tipos de eventos climáticos (exemplo: furacão, seca, tempestade de neve). Na maioria dos casos, conduzir leilões separados para cada tipo de risco gerará um lance agregado superior ao lance para a venda da proteção agregada. Filtrar o risco de crédito de outros tipos de risco permite que a exposição ao

risco de crédito seja transferida de portfólios **expostos ao risco e que não desejam a exposição** para portfólios que **não estão expostos ao risco e desejam a exposição**.

2.2 O contrato do Credit Default Swap

O CDS é o tipo mais comum de derivativo de crédito negociado no mercado de balcão. O **comprador da proteção** paga prêmios periódicos fixos ao longo da vida do contrato e, condicional a um evento de crédito, recebe um pagamento efetuado pelo **vendedor da proteção** correspondente à perda do valor de face da dívida⁴. A **obrigação de referência** é um título ou qualquer outro tipo de instrumento de crédito especificado no contrato. Para contratos de CDS corporativos, as obrigações de referência geralmente abrangem classes específicas da estrutura de capital da firma, como por exemplo, dívidas seniores, juniores, subordinada etc.

A **entidade de referência** é o governo ou empresa responsável por honrar a obrigação de referência. O **montante nominal** é o valor de face da dívida protegido pelo contrato. O prêmio periódico é fixado como uma porcentagem fixa do valor de face da dívida, denominada *spread* e cotada no mercado em *basis points*. A *taxa de recuperação* é o valor de um instrumento de débito pós-*default* como um porcentagem do valor de face do instrumento. No *default* do Lehman Brothers a recuperação da dívida não segurada era de 8 centavos para cada 1 dólar investido. Ou seja, a taxa de recuperação foi de 8 %.

O tipo de liquidação é especificado no contrato e geralmente é feito de duas formas:

- **Liquidação financeira:** na ocorrência de um evento de crédito o contrato estipula que o vendedor da proteção deverá pagar a diferença entre o montante nominal e o valor de face da dívida após o evento de crédito. Após a ocorrência do evento, ocorre um leilão dos títulos de modo que o valor de mercado pós-*default* é determinado. O vendedor da proteção, portanto, paga a diferença entre o valor de face menos o valor de mercado pós-*default* do título.
- **Liquidação física:** o comprador da proteção transfere a obrigação de referência para o vendedor da proteção em troca do montante nominal total subjacente ao contrato. Ou seja, o comprador entrega os títulos inadimplentes para o vendedor da proteção e recebe o valor integral do montante nominal. Os títulos entregues serão os mais baratos (*cheapest to deliever*) que o comprador conseguir achar no mercado ou tipicamente em um leilão pós-evento de crédito.

⁴Ao longo dessa monografia lidaremos apenas com o tipo mais simples de CDS, denominado informalmente na literatura como CDS *plain-vanilla*.

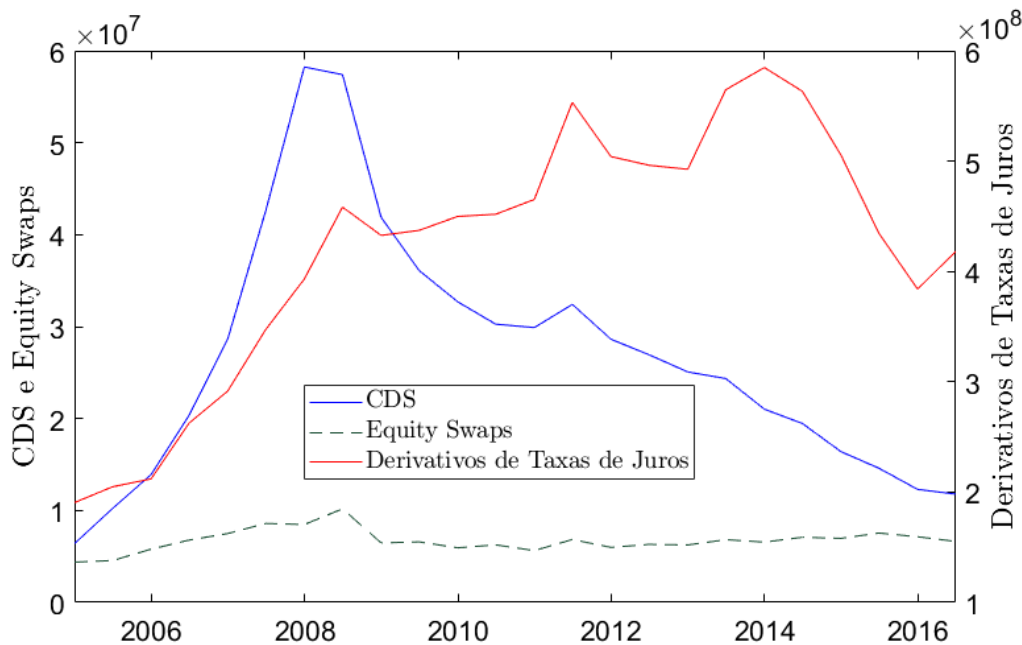


Figura 1: Montante notional total por tipo de derivativos (em milhões de dólares). Estatísticas para o CDS agregam *single-name* CDS e índices de CDS. Fonte: Bank of International Settlements (BIS).

2.3 O mercado de CDS

2.3.1 Volume de negociações e principais atores

O CDS foi criado em 1994 pelo J.P. Morgan (JPM) com o intuito de reduzir a exposição de crédito em relação à Exxon Mobil. O Banco Europeu para a Reconstrução e o Desenvolvimento (BERD) concordou em firmar um contrato de *swap* com o banco americano, onde se estabelecia que se a Exxon desse *default*, o BERD cobriria o JPM. Desde a sua inepção, o derivativo é negociado exclusivamente no mercado de balcão, o que suscita críticas frequentes em relação a uma possível opacidade no mercado de CDS. Geralmente, os contratos envolvem montantes nominais elevados (aproximadamente 5 milhões de dólares).

O crescimento de negociações entre o final dos anos 1990 até a crise de 2008 é exponencial. Após a crise de 2008, o mercado de CDS encolheu consideravelmente uma vez que o contrato foi um componente central da crise do *subprime*. Esse encolhimento é explicado majoritariamente por compressão de portfólio de *swaps*⁵. Somente a TriOptima, provedora

⁵Compressão é o processo em que os participantes do mercado de swaps podem reduzir o número de posições individuais e o montante notional de um portfólio através de combinações e neutralizações de posições com características compatíveis. Ver: <http://www.markit.com/Product/Compression>

de serviços de compressão, foi responsável pela terminação de 30 trilhões de dólares em posições de CDS em 2008.

O tamanho do mercado, entretanto, mantém-se expressivo quando comparado ao mercado de *equity swaps* mas relativamente pequeno em relação ao mercado de derivativos de taxa de juros. Em junho de 2016, o montante notional de CDS era aproximadamente 11 trilhões de dólares, de *equity swaps* 6 trilhões de dólares e de derivativos de taxas de juros 418 trilhões de dólares (Figura 1) de acordo com o Bank of International Settlements (BIS).

Inicialmente as companhias de seguro eram os principais vendedores de proteção, enquanto bancos comerciais eram os principais compradores. *Hedge funds* aumentaram consideravelmente sua participação no pré-crise e desde 2010 são vendedores líquidos de CDS. Diversos *hedge funds* participam do comitê da ISDA o que é um indicador expressivo da importância desses atores no mercado de CDS. Interessantemente, seguradoras manejam o risco de portfólios de renda fixa comprando CDS e vendem CDS enquanto provedoras de seguro. Elas são compradoras líquidas enquanto *hedge funds* são vendedores líquidos (Figura 2 e 3).

Um tópico investigado pela literatura é compreender as razões pelas quais o derivativo é negociado. Utilizando dados do Depository Trust & Clearing Corporation (DTCC), Oehmke e Zawadowski (2017)[20] investigam os determinantes do mercado de CDS. Os autores inicialmente elencam quatro hipóteses teóricas que justificariam negociações no mercado de CDS:

1) Demanda por *hedging* contra risco de crédito.

2) O CDS pode ser utilizado como um instrumento especulativo. Através do derivativo, investidores podem expressar suas visões sobre o risco de crédito da entidade de referência mesmo que eles não possuam títulos ou qualquer tipo de exposição à entidade. Quando os investidores divergem muito acerca da qualidade de crédito de um país ou empresa, é de esperar que os montantes nominais de CDS sejam elevados para essas entidades de referência.

3) O mercado de CDS é atrativo quando ele possui menos fricções do que o mercado do título subjacente. O CDS é um produto financeiro padronizado e a maioria dos contratos firmados segue o protocolo da ISDA. Títulos corporativos, entretanto, podem diferir de diversas formas (calabilidade, cupons, condições de contrato etc.). Quanto maior essa vantagem comparativa de padronização do CDS frente aos títulos, mais conveniente o mercado de CDS será para os investidores.

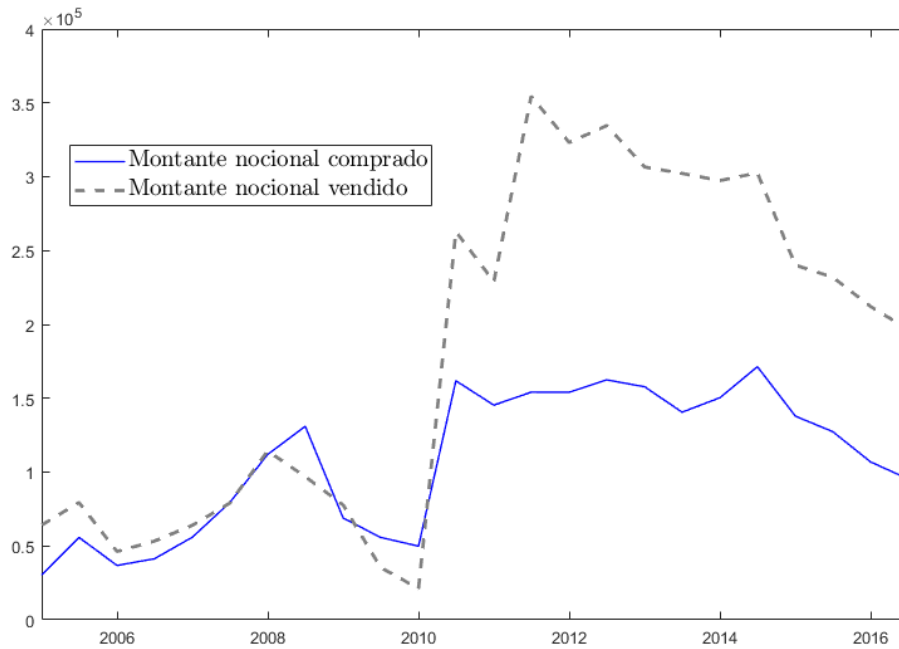


Figura 2: Montante nocional de CDS comprado e vendido por *hedge funds* (em milhões de dólares). Bank of International Settlements (BIS).

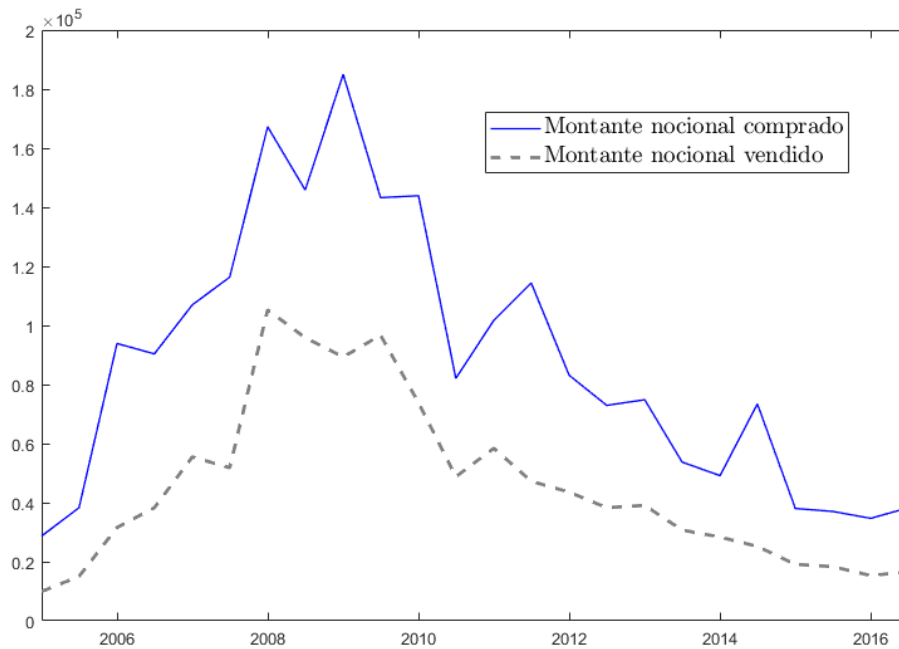


Figura 3: Montante nocional de CDS comprado e vendido por companhias de seguro e de garantia (em milhões de dólares). Bank of International Settlements (BIS).

4) A atividade no mercado de CDS pode ser motivada por investidores visando explorar oportunidades de arbitragem através de *basis trading*. Explicamos essa relação de forma mais detalhada na seção 3.1.

Os autores confirmam empiricamente que o CDS é negociado com o fim de *hedging* e especulação. Além disso, o volume de negociações de contrato de CDS é maior quando os títulos subjacentes são fragmentados em diferentes emissores e heterogêneos nos termos de contrato.

A análise também aponta que quanto mais negativo o CDS *basis* da firma, maior o montante nocional de CDS, indicando presença de agentes explorando oportunidades de arbitragem. À medida em que o volume de *basis trading* se intensifica, a demanda por títulos corporativos aumenta, conseqüentemente elevando o preço do título. Isso em teoria aprimoraria o acesso à financiamento das firmas, dado que elas podem tomar empréstimos à custos menores.

2.3.2 Ambiente regulatório

As diretrizes institucionais e legais acerca da negociação de CDSs são providas pela International Swaps and Derivatives Association (ISDA) através do documento *ISDA Credit Derivatives Definitions*⁶. O ambiente regulatório do CDS tornou-se especialmente complexo após a crise de 2008, onde o derivativo teve um papel crucial tanto na crise do *subprime* quanto na crise do Euro. Em 2009 o protocolo *CDS Big Bang* foi implementado pelos principais participantes do mercado.

Visando aprimorar a transparência e a eficiência no mercado, ficou convencionado através do *Big Bang* que os pagamentos de cupom seriam padronizados (100 ou 500 *basis points* necessariamente para o mercado americano) e qualquer diferença relativa ao cupom padrão seria paga de forma adiantada (o chamado *upfront payment*). As datas de pagamento são igualmente padronizadas sendo necessariamente no dias 20 de março, 20 de junho, 20 de setembro e 20 de dezembro. Anteriormente o montante do primeiro cupom dependia da data em que o contrato foi firmado. Após o protocolo o primeiro cupom deve ser equivalente a um cupom integral e qualquer ajuste deve ser feito através de pagamentos adiantados.

Para garantir previsibilidade aos processos de pagamento do *payoff* o protocolo harmonizou entre os contratos os eventos de crédito que desencadeiam pagamento. Caberá aos *Determination Committees* (DC) da ISDA (formado por grandes *players* do mercado)

⁶A última edição é de 2014. Infelizmente, o documento não faz parte do domínio público.

determinarem se o evento de crédito ocorreu ou não. Isso evita que diferentes partes com contratos heterogêneos para uma mesma entidade de referência iniciem disputas para determinar se o evento de crédito ocorreu ou não. Caso o CDS seja ativado, um leilão será realizado para determinar o montante do pagamento que os vendedores do CDS deverão efetuar para os compradores ⁷. O leilão pós-evento visa tornar a liquidação mais eficiente, buscando fixar um preço único para todas as partes aderentes ao protocolo. O comprador do CDS deverá notificar ao comprador que entregará as obrigações (em caso de liquidação física). O vendedor do CDS irá pagar o preço único fixado no leilão.

Anteriormente a proteção garantida se iniciava no dia útil após a data de negociação do derivativo. Ou seja, a construção de um portfólio neutro envolveria a compra e a venda de CDSs em um mesmo dia. Se um banco vendesse CDS no dia 15 de março ele seria responsável por “proteger” a contraparte a partir do dia 16 de março. Suponha que dia 22 de março o banco neutralize sua posição através de uma compra de CDSs no mesmo montante. O banco ficou efetivamente desprotegido nos 7 dias entre a compra e venda. Se um mês depois fosse notificado que um evento de crédito ocorreu no dia 17 de março, o banco teria que cobrir a perda do comprador do CDS. Com o intuito de resolver esse problema, o *Big Bang* determinou que a proteção é válida para notificações acerca de eventos de crédito ocorridas há 60 dias ao longo de toda a vida do contrato. Ou seja, mesmo que o evento de crédito tenha ocorrido após a data de transição do derivativo, o CDS tem que ser “ativado” em no máximo 60 dias após a notificação do evento de crédito.

A extensa teia regulatória por trás do CDS demonstra que o derivativo é particularmente complexo. O caráter sistêmico se espelha não somente na incapacidade da entidade de referência honrar a dívida mas também na possível incapacidade do vendedor do CDS honrar o pagamento contingente, gerando um efeito dominó de eventos de crédito. Conforme Yellen (2013)[27]:

Financial economists have long stressed the benefits of interactions among financial intermediaries, and there is little doubt that some degree of interconnectedness is vital to the functioning of our financial system (...) Complex interactions among market actors may serve to amplify existing market frictions, information asymmetries, or other externalities. The difficult task before market participants, policymakers, and regulators with systemic risk responsibilities such as the Federal Reserve is to find ways to preserve the benefits of interconnectedness in financial markets while managing the potentially harmful

⁷Ver comunicado de imprensa: *New York Fed Welcomes CDS Auction Hardwiring* em <https://www.newyorkfed.org/newsevents/news/markets/2009/ma090312>.

side effects.

O trecho acima expõe o *trade-off* presente no desenho regulatório do CDS no pós-crise: encontrar um ótimo de regulação que maximize os ganhos de eficiência do derivativo e minimize o risco sistêmico. Em artigo para o *Financial Times*, George Soros⁸ expõe uma visão mais radical:

What about credit default swaps? Here I take a more radical view than most people. The prevailing view is that they ought to be traded on regulated exchanges. I believe they are toxic and should be used only by prescription. They could be used to insure actual bonds but – in light of their asymmetric character – not to speculate against countries or companies.

A recomendação de Soros para os reguladores é intuitiva: converta o CDS em um seguro e com isso afaste os especuladores. Essa mudança, entretanto, geraria implicações negativas⁹. Eliminar o caráter especulativo tornaria o mercado de CDS menos líquido, dificultando e tornando mais custosas as negociações do derivativo. Com isso, o *spread* do CDS seria uma informação menos confiável quanto ao risco de crédito de uma entidade de referência. Juridicamente, converter o CDS em um seguro *de facto* geraria complicações regulatórias adicionais uma vez que nos EUA a regulação do mercado de seguros é sujeita à leis e supervisões à nível estadual.

A negociação do CDS exclusivamente na bolsa de valores traria benefícios: os preços e as quantidades de cada negociação estariam disponíveis publicamente e o *bid-ask spread* encolheria, gerando ganhos de eficiência. Todavia, os benefícios de inovação e customização característicos do mercado de balcão seriam reduzidos. Conforme descrito na seção 2.3.1, o CDS foi criado no mercado de balcão e construído ao longo dos anos 90 pelos bancos *dealers* à certo custo. Dado que o mercado atual é grande e lucrativo para os mesmos *dealers banks* que ajudaram a construí-lo, há certa relutância por parte desse *players* de mover o CDS para bolsas de valores.

⁸Ver <https://www.ft.com/content/49b1654a-ed60-11dd-bd60-0000779fd2ac>.

⁹Argumentação baseada em *Policy Issues facing the market for Credit Derivatives* por Darrell Duffie em http://www.hoover.org/sites/default/files/uploads/documents/9780817950019_123.pdf

3 O apereçamento do CDS

3.1 O princípio da não-arbitragem no mercado de derivativos de crédito

Duffie (1999)[5] desenvolve a relação de não arbitragem entre o *spread* do CDS, o título pós-fixado subjacente ao contrato do CDS e o título pós-fixado sem risco de *default* da economia. Na argumentação mais simples feita pelo autor, as seguintes hipóteses são adotadas:

- Existe um título pós-fixado indexado a taxa R_t , correspondente a taxa de juros livre de risco da economia. Em t_0 e nas datas de pagamento de cupom o título é vendido pelo seu valor de face.
- Os títulos de dívida subjacentes ao CDS correspondem a títulos pós-fixados emitidos por uma empresa C em t_0 , com valor de mercado na data de emissão igual ao valor de face 100 e com maturidade T. Denomine esses títulos C-TPF. Os cupons correspondem a $R_t + S$, sendo S um *spread* fixo. O título é negociado no mercado à $\gamma(t)$.
- O contrato de CDS possui maturidade T, entidade de referencia C, cláusula de liquidação física e *spread* U. O pagamento em caso de evento de crédito é feito no dia imediatamente após o próximo pagamento de cupom do C-TPF. O *payoff* condicional à um evento de crédito ocorrido em τ é $100 - \gamma(\tau)$.
- Um investidor pode vender à descoberto o ativo C-TPF pelo valor de mercado em t_0 e recompra-lo na data do evento de crédito.
- Não há custos de transação e impostos nessa economia.

Suponha que em t_0 um investidor venda à descoberto o ativo C-TPF por 100,00 unidades monetárias e reinvesta o montante em títulos pós-fixados indexados a taxa de juros livre de risco. O investidor mantém esse portfólio até a maturidade, pagando $R_t + S$ e recebendo R_t . Supondo que não ocorra nenhum evento de crédito até T, o fluxo de caixa é:

$$\begin{array}{ll} t_0 & 100 - 100 = 0 \\ t_{1,\dots,T-1} & R_t - R_t - S = -S \\ T & 100 - 100 = 0 \end{array}$$

Em T o investidor recebe o principal dos títulos indexados a taxa de juros livre de risco e paga o principal do C-TPF.

Se um evento de crédito ocorre em $\tau < T$, τ , liquida o portfólio na data de cupom imediatamente após a data do evento de crédito. Ou seja, para liquidar o portfólio ele deve: **(1)** vender o título livre de risco por 100 (o título é negociado pelo valor de face em datas de cupom) ; **(2)** comprar C-TPF à preços de mercado e encerrar a posição vendida em C-TFP.

Supondo um evento de crédito ocorrido em τ , o fluxo de caixa é:

$$\begin{array}{ll} t_0 & 100 - 100 = 0 \\ t_{1, \dots, \tau-1} & R_t - R_t - S = -S \\ t_\tau & 100 - \gamma(\tau) \end{array}$$

$100 - \gamma(\tau)$ é o mesmo *payoff* especificado no contrato de CDS. Supondo que não há oportunidades de arbitragem nessa economia, o *spread* do contrato do CDS deve ser igual a S . Se o investidor vende um contrato de CDS e adota a estratégia de investimento descrita no exemplo (vendido em C-TPF e comprado em títulos indexados à taxa de juros livre de risco), o fluxo de caixa é $U - S$ até a maturidade ou até o término do contrato. A ausência de arbitragem implica que U deve ser igual a S .

A relação de não arbitragem para apreçamento do CDS demonstrada através de um portfólio com títulos arriscados e títulos pós-fixados indexados a taxa de juro livre de risco é apenas uma aproximação uma vez que diversas fricções de mercado impedem que a igualdade entre U e S se mantenha. A dificuldade de adotar posições vendidas em títulos sem incorrer em custos de contratos de *repo* é mencionada pelo autor como uma importante fonte de fricção.

Estratégias de investimento que exploram a diferença não-nula entre o *spread* do CDS e *spread* do título em relação a taxa livre de risco da economia motivam expressivamente o volume de negociações de CDS conforme visto no capítulo 2.

3.2 Modelo de apreçamento na forma reduzida

Há duas formas de modelar a probabilidade de *default*: modelos estruturais ¹⁰e modelos na forma reduzida. Nosso foco nesta seção são os modelos de apreçamento na forma

¹⁰Modelos estruturais tipicamente supõem que o valor dos ativos de uma firma seguem um processo estocástico e o *default* acontece quando o valor do passivo está relativamente muito abaixo do valor do ativo. Em modelos estruturais, o *spread* do CDS é determinado por fatores macroeconômicos, volatilidade dos ativos da firma, nível de alavancagem etc. O *default*, portanto, é explicado endogenamente por condições de mercado.

reduzida. A principal característica desses modelos é supor que o *default* é imprevisível e segue um processo estocástico. Diferentemente de modelos estruturais, o *default* não é desencadeado pelo comportamento de variáveis observáveis[4]. Nesta seção nos basearemos majoritariamente nos capítulos 3, 5 e 8 de Duffie e Singleton (2003)[7].

3.2.1 A intensidade de chegada do *default*

Modelos na forma reduzida assumem uma intensidade de chegada de *default*. A modelagem mais simples seria considerar que o evento de crédito acontece na primeira chegada τ de um processo de Poisson homogêneo com uma taxa média de chegada denominada λ . A duração de tempo tempo até o *default* possui distribuição exponencial. A probabilidade de não ocorrer *default* ao longo do período t é chamada **probabilidade de sobrevivência**, denotada por $p(t)$:

$$\begin{aligned} p(t) &= Pr(t < \tau) = 1 - Pr(\tau \leq t) \\ &= 1 - (1 - e^{-\lambda t}) \\ &= e^{-\lambda t} \end{aligned} \tag{1}$$

Diretamente derivado via integração por partes, o valor esperado do tempo até *default* é $\frac{1}{\lambda}$. Quanto maior a intensidade λ , mais próximo no futuro o *default* está. Importante notar que λ é a intensidade de *default* condicional ao fato deste ainda não ter ocorrido.

Considerando que $\lambda(t)$ é a intensidade do processo na data t , formalmente definida pela probabilidade condicional de que o evento ocorrerá no intervalo $[t, t + dt)$ dado que não ocorreu antes e o denominador é o tamanho do intervalo de tempo. Levando em conta que a taxa é instantânea, a equação é dada por:

$$\lambda(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{Pr(t \leq \tau < dt | \tau \geq t)}{dt} \tag{2}$$

Agora vamos supor que λ varia de forma determinística, logo para o ano 1 temos a constante $\lambda(1)$, para o ano 2 $\lambda(2)$ e generalizando para o ano t , $\lambda(t)$. Aplicando (1), pela regra de Bayes a probabilidade de sobrevivência ao longo de t anos é:

$$p(t) = e^{-[\lambda(1) + \dots + \lambda(t)]} \tag{3}$$

Variações determinísticas na intensidade implicam que a única informação relevante para a probabilidade de *default* é o tempo de sobrevivência. Abrindo mão da hipótese

de que a intensidade é determinística e considerando que a intensidade é uma variável aleatória, pela regra de Bayes temos:

$$p(t) = E_0[e^{-[\lambda(1)+\dots+\lambda(t)]}] \quad (4)$$

À medida em que permitimos a frequência de λ ser tão grande quanto desejarmos somos conduzidos ao modelo duplamente estocástico de *default*. De acordo com esse modelo, condicional à informação dada pela trajetória da intensidade $\lambda(t) : t \geq 0$, o *default* acontece de acordo com um processo de Poisson com intensidade variante no tempo. Nesse caso, a probabilidade de sobrevivência é dada por:

$$p(t) = E_t[(Pr(t < \tau | \lambda(s)) : 0 \leq s \leq \tau)] \quad (5)$$

Levando em conta variações de intensidade contínuas, temos:

$$p(t) = E_t[e^{-\int_1^t \lambda(s) ds}] \quad (6)$$

O modelo é duplamente estocástico pois condicional à trajetória do processo λ , a chegada de eventos de crédito segue um processo de Poisson e a intensidade λ varia aleatoriamente ao longo do tempo. Ou seja, é um processo de Poisson cuja taxa de chegada segue um processo estocástico, logo é estocástico "duas vezes".

A probabilidade condicional em t de sobreviver até a data s , condicional à informação em t , é definida por:

$$p(t, s) = E_t[e^{-\int_t^s \lambda(u) du}] \quad (7)$$

A probabilidade de sobreviver até a data s implica que não ocorreu *default* até t . $\lambda(t)$, portanto, é a taxa de chegada de *default* em t , condicional a toda informação disponível em t . A probabilidade de sobreviver ao longo de um período Δ , dado que ainda não ocorreu *default* é dada por aproximadamente $\Delta\lambda$.

3.2.2 Modelando a intensidade λ

Processo de Poisson não homogêneos. A hipótese padrão é assumir que a intensidade é uma função da maturidade dos contratos. Para cada ponto t , portanto, teremos uma estrutura a termo de intensidades. Ou seja, supondo um contrato de CDS com maturidade de 1, 3, 5, 7 e 10 anos a intensidade possui cinco seções $\lambda_{0,1}$, $\lambda_{1,3}$, $\lambda_{3,5}$, $\lambda_{5,7}$ e $\lambda_{7,10}$.

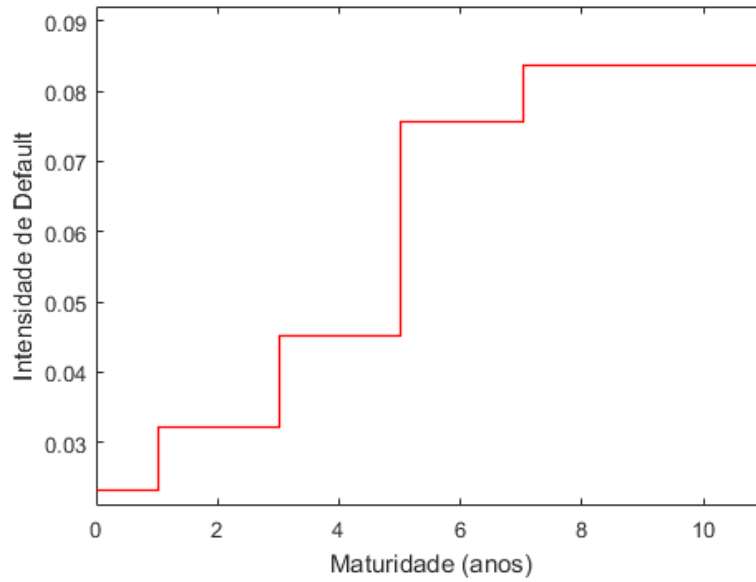


Figura 4: Estrutura a termo da intensidade simulada para um dia. Processo de Poisson não homogêneo.

Turnbull e O’Keanne em *Valuation of Credit Default Swaps* (2003) da *Lemman Brothers Quantitative Credit Research* [22] argumentam que é uma hipótese razoável assumir que a intensidade é uma função da maturidade pois para cada ponto da estrutura a termo é impossível retirar mais do que uma informação. Essa hipótese é particularmente conveniente para *bootstrap* a probabilidade de *default* implícita na estrutura a termo do CDS. A figura 11 apresenta a estrutura a termo para um dia simulada para um dia levando em conta maturidades de 1, 3, 5, 7 e 10 anos.

Processos de Vasicek. Lando (1998) [14] inaugura a aplicação de processos de Cox e Vasicek para modelar preços de instrumentos financeiros sujeitos à risco de crédito. A intensidade $\lambda(t)$ é descrita como um processo de Vasicek ou como um modelo de Cox-Ingersoll-Ross. Originalmente desenvolvido para descrever a evolução das taxas de juros, esses modelos possuem um fator único, ou seja, apenas um fator estocástico determina a evolução do processo. Uma característica fundamental desses processos é o fato deles capturarem a reversão à média. A especificação fundamental do modelo de Vasicek é:

$$d\lambda_t = \kappa(\theta - \lambda_t)dt + \sigma dB_t \quad (8)$$

- θ é a média de longo prazo do processo. Ou seja, $E_t(\lambda_s) = \theta$ a medida em que $s \rightarrow \infty$.

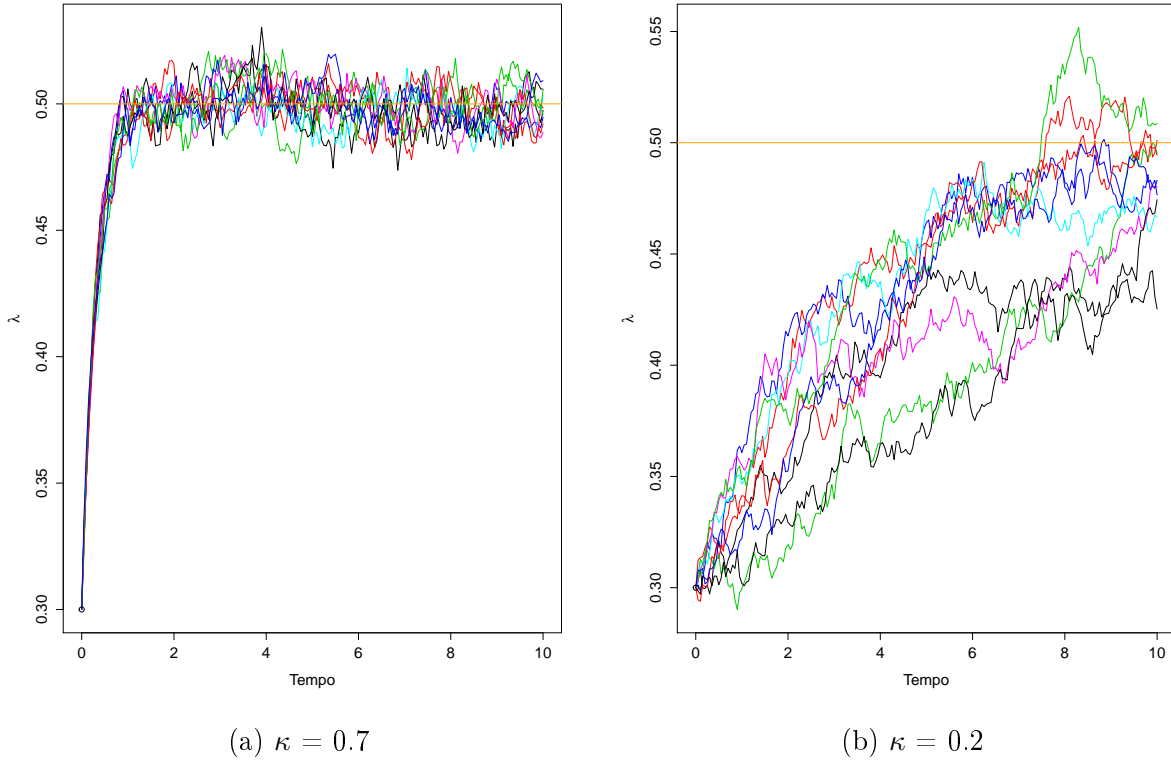


Figura 5: Simulações de Montecarlo do processo de Vassicek. *Software* utilizado: R

- κ é a taxa média de reversão a média de longo-prazo.
- σ é a volatilidade de λ . B_t é um movimento Browniano padrão.

Não é do escopo dessa monografia explicar os pormenores do cálculo estocástico aplicado à finanças. Para compreender de forma aplicada o modelo de Vassicek, vamos conduzir simulações do processo. Na primeira série de simulações conduzidas utilizamos: $\theta = 0.05$, $\kappa = 0.03$ e $\sigma = 0.02$. Para segunda série de simulações, alteramos apenas o parâmetro κ e o diminuimos drasticamente para 0.2. Conforme visualizado na figura 5, o processo converge bruscamente para a média de longo prazo 0.05 com $\kappa = 0.7$.

3.2.3 A relação básica de apreçamento do CDS

Modelos na forma reduzida apareçam o prêmio pago pelo comprador da proteção e o valor pago pelo vendedor do *swap* condicional ao *default*. Para estimar o *spread* do CDS, o valor presente dos prêmios deve ser igual ao valor presente do pagamento contingente uma

vez que o custo de entrada para um novo contrato de *swap* é zero. As seguintes variáveis serão utilizadas nas equações:

- $CDS_t(M)$ é o *spread* anualizado. O prêmio é pago semestralmente.
- M é a maturidade do contrato em anos.
- R^Q é a fração neutra ao risco do valor de face do título subjacente ao contrato recuperado em caso de um evento de crédito. O modelo supõe que essa fração é constante.
- λ^Q é a taxa neutra ao risco de chegadas de eventos de crédito. r_t é a taxa de juros livre de risco. A intensidade $\lambda(t)$ e a taxa de juros livre de risco r_t seguem processos estocásticos independentes, de modo que podemos considerar r_t como constante. .

Assumindo pagamentos discretos, o valor presente dos pagamentos efetuados pelo comprador de proteção (*premium leg*) supondo que não ocorreu um evento de crédito é:

$$VP = \frac{1}{2}CDS_t(M) \sum_{j=1}^{2M} E_t^Q [e^{-\int_t^{t+\frac{j}{2}} (r_s+\lambda_s)ds}] \quad (9)$$

A equação acima está basicamente descontando o pagamento do *spread* ao longo do tempo, supondo um valor nominal de \$ 1. O fato estocástico de desconto é composto pela taxa de juros livre de risco e pela probabilidade de sobrevivência, capturando a natureza de sobrevivência do contrato. A probabilidade de sobrevivência neutra ao risco é dada por $e^{\int_t^T \lambda(u)du}$ e o fator de desconto neutro ao risco é $e^{\int_t^T r(u)du}$. O valor esperado descontado de 1 \$ é $e^{\int_t^T \lambda(u)+r(u)du}$.

Assumindo que o evento de crédito ocorreu, o valor presente do pagamento efetuado (*protection leg*) pelo vendedor do *swap* é:

$$VP = (1 - R^Q) \int_t^{t+M} E_t^Q [\lambda_u e^{-\int_t^u (r_s+\lambda_s)ds}] du \quad (10)$$

A equação 10 fica mais clara se considerarmos os passos que nos levam a ela (Figura 6). Adaptado do relatório *Valuation of Credit Default Swaps* da *Lemman Brothers Quantitative Credit Research*:

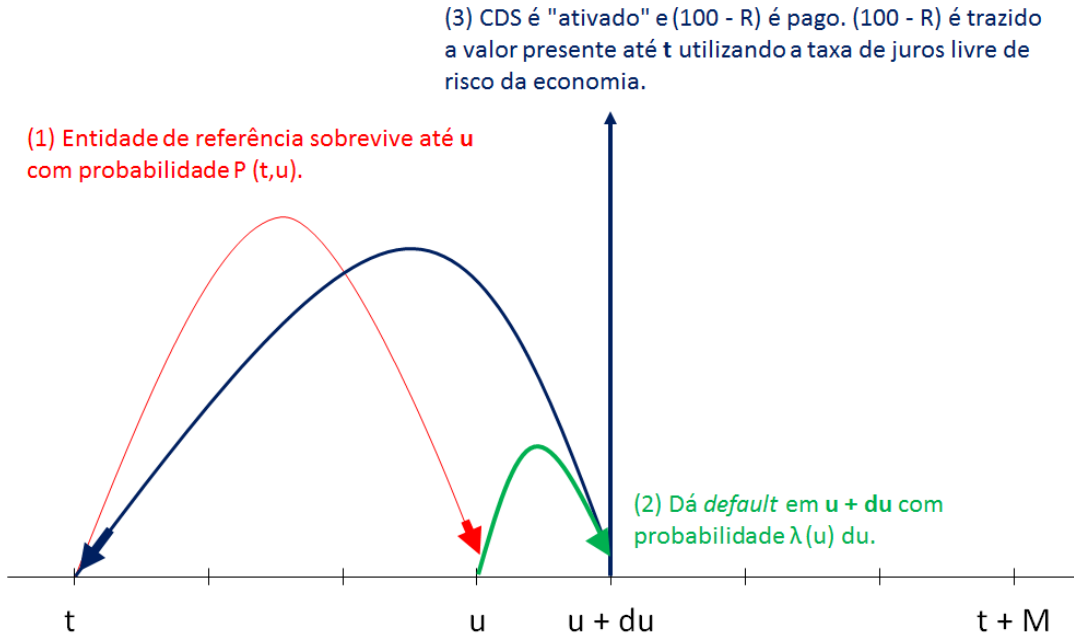


Figura 6: Passo a passo no cálculo do valor presente esperado da *protection leg*. Baseado em *Valuation of Credit Default Swaps* [22].

- 1) Calcule a probabilidade de sobrevivência até uma data futura u que é igual a $e^{-\int_t^u \lambda_s ds}$.
- 2) Compute a probabilidade de um evento de crédito ocorrer em um pequeno incremento de tempo, dada por $\lambda(u)du$.
- 3) Em $u + du$ o pagamento $(1 - R^Q)$ é efetuado. Descontamos o pagamento para o presente utilizando a taxa livre de risco da economia $e^{-\int_t^u r_s ds}$.
- 4) Consideramos a probabilidade de sobreviver até determinado instante u e em $u + du$ um evento de crédito ocorrer, para todos os instantes de tempo até a data de maturidade do contrato $t + M$.

Resolvendo a equação **Protection leg - Premium Leg = 0**, encontramos $CDS_t(M)$:

$$CDS_t(M) = \frac{2(1 - R^Q) \int_t^{t+M} E_t^Q[\lambda_u e^{-\int_t^u (r_s + \lambda_s) ds}] du}{\sum_{j=1}^{2M} E_t^Q[e^{-\int_t^{t+\frac{j}{2}} (r_s + \lambda_s) ds}]} \quad (11)$$

Vale ressaltar que independentemente das hipóteses quanto ao comportamento de λ , na equação acima ele está especificado sob a medida neutra ao risco. A intensidade λ neutra ao risco difere significativamente do λ sob a medida histórica (ou seja, o do mundo real e não o da economia neutra ao risco). Essa discrepância é refletida nos *spreads* de CDS observáveis que por definição representa uma compensação mais alta do que a obtida utilizando probabilidades neutra ao risco. Essa diferença representa um prêmio de risco, demandado pelos investidores como uma compensação para variações imprevisíveis nas intensidades futuras.

Descrevemos duas formas de modelar a intensidade: processos de Poisson não homogêneos e processos de Poisson duplamente estocásticos (CIR e Vassicek). A primeira alternativa extrai as probabilidades de *default* que permitem "encaixar" a estrutura a termo observável dos *spread*. O modelo, portanto, seleciona os λ que calibram perfeitamente o modelo à estrutura a termo do CDS. O apreçamento que leva em conta processos de Poisson duplamente estocásticos frequentemente supõe que a diferença entre a medida histórica e a medida neutra ao risco é definida com uma função afim do λ . Ou seja, o preço de mercado do risco η é definido como uma função da intensidade neutra ao risco λ^Q :

$$\eta_t = \delta_0 + \delta_1 \lambda^Q \quad (12)$$

No apreçamento proposto acima a taxa de recuperação R é considerada constante, ao invés de modelada. Após a crise de 2008 essa hipótese foi revista, sobretudo para o apreçamento de *tranches* de *Collateralized Debt Obligations* (CDO). A taxa de recuperação é frequentemente modelada como uma função de fatores de mercado comuns, variáveis que disparam *default* e fatores de risco idiossincrático. Para o caso de soberanos, a taxa de recuperação ainda é assumida como constante uma vez que a taxa de recuperação possivelmente depende mais fortemente da distribuição da dívida soberana do país e do tamanho deste do que de ciclos de negócios ou descasamento de balanços[23].

4 Estudo de caso: Co-movimento entre o CDS soberano de países latino-americanos

Nessa seção analisaremos o co-movimento entre os *spreads* do CDS soberano de países latino americanos, baseando-se em Pan e Singleton (2008)[23] e Longstaff et al.(2011)[17]. Da crise da dívida durante a década de 80 até o *payoff* do CDS argentino em 2015 e à crescente incerteza quanto ao regime Maduro na Venezuela[13], a América Latina apresenta um histórico de risco soberano volátil[24]. O fato do mercado de CDS ser tipicamente mais líquido do que o mercado de títulos soberano correspondente o torna útil para estudar o apreçamento de risco soberano em economias emergentes.

Tabela 1: Estatísticas descritivas para o *spread* do CDS soberano

País	N	Média	Desv. Padrão	Mín.	Máx.
Brasil	3954	362.204	505.442	61.5	3951.500
Argentina	2740	1220.704	1122.27	182.532	6937.675
México	3961	134.009	73.304	28.167	601.206
Colombia	3692	207.812	137.599	64.700	850.000
Chile	3663	77.001	46.492	12.498	318.333
Peru	3510	163.332	86.905	59.659	605.833
Venezuela	3689	1458.330	1487.646	117.626	9834.904

Nota: Amostra diária do *spread* do CDS 5 anos para os países selecionados. Cotações em *basis points*. Dia final da amostra é 10 de maio de 2017. Fonte: Bloomberg.

4.1 Análise de componentes principais e comparativo com câmbio e equity

Nossa amostra é composta por Brasil, Argentina, México, Colômbia, Chile, Peru e Venezuela. Para os demais países da América Latina não foi possível obter séries para o CDS. Os dados de *spread* de CDS foram obtidos através do sistema *Bloomberg*. O *spread* é expresso em *basis points* (b.p.) por ano, pago semi-anualmente em uma convenção da contagem de dias *actual/360*.

A Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas dos *spreads* para os contratos de 5 anos. A menor média diária é a do Chile (77 b.p.) e a maior é a da Venezuela (1458.33 b.p.). A

Tabela 2: Matriz de correlação: variações mensais no *spread* do CDS

	Brasil	Argentina	México	Colômbia	Chile	Venezuela	Peru
Brasil	1	0.332	0.825	0.870	0.768	0.362	0.840
Argentina	0.332	1	0.449	0.352	0.433	0.142	0.413
México	0.825	0.449	1	0.924	0.858	0.286	0.933
Colômbia	0.870	0.352	0.924	1	0.838	0.382	0.940
Chile	0.768	0.433	0.858	0.838	1	0.354	0.840
Venezuela	0.362	0.142	0.286	0.382	0.354	1	0.315
Peru	0.840	0.413	0.933	0.940	0.840	0.315	1

Matriz de correlação para a mudança mensal no CDS com maturidade 5 anos. Amostra vai de abril de 2006 até abril de 2017. Fonte: Bloomberg.

amplitude estatística é especialmente elevada para Venezuela, Argentina e Brasil. O valor mínimo para o Brasil é de 61.5 b.p. em maio de 2007, refletindo um cenário de alta liquidez global, política econômica interna com credibilidade e ciclo de alta das *commodities*; o máximo é 3951.5 b.p. refletindo o risco Lula em outubro de 2002.

Inicialmente computamos a matriz de correlação da variação mensal do *spread* dos contratos de 5 anos de todos os países da amostra para o período de 2006-2017. Todas as correlações são positivas e algumas chegam a ser particularmente altas; a correlação entre o Peru e a Colômbia é de 94 por cento e entre o Brasil e o México é de 82 por cento. A correlação média para todos os pares da amostra é de 59 por cento.

À título de comparação, computamos a matriz de correlação dos retornos mensais da bolsa de valores em moeda local (Tabela 3) e a matriz de correlação da variação mensal da taxa de câmbio nominal bilateral expressa em Moeda Local/*USD*. As correlações tendem a ser menores do que as apresentadas na matriz de correlação do CDS e a correlação média é de aproximadamente 33 por cento. Essa simples análise sugere que a variação mensal dos *spreads* do CDS de países da América Latina são mais sensíveis à fatores comuns globais do que a variação mensal dos índices da bolsa de valores e da taxa de câmbio nominal.

Para investigar esta hipótese, utilizamos as matrizes de correlação para estimar os componentes principais para as variações mensais do *spread*, do índice da bolsa de valores em moeda local e da taxa de câmbio. A análise de componente principal é tecnicamente definida como uma transformação linear ortogonal que converte uma matriz de dados possivelmente correlacionados entre si em um novo sistema de coordenadas. Esse novo sistema

de coordenadas é composto pelos chamados componentes, que são linearmente não correlacionados. A maior variância por qualquer projeção de dados fica ao longo do primeiro componente, a segunda maior no segundo componente e assim por diante[12][18].

A Tabela 5 reporta os resultados. O primeiro componente principal explica 68 por cento da variação dos *spreads* do CDS durante o período da amostra. O três primeiros componentes explicam 92 por cento da variação nos *spreads* soberanos, indicando forte comunalidade no comportamento do CDS soberano dos países da América Latina.

A Figura 7 apresenta os *loadings* de cada país. O primeiro componente pode ser visto aproximadamente como um *parallel shift factor*: os países possuem contribuições semelhantes e o sinal é positivo para todos os *loadings*. Semelhante a como proposto em Longstaff et. al (2011), o terceiro componente pode ser aproximadamente interpretados como um *spread* entre os países mais arriscados da amostra (Venezuela e Argentina, com sinal positivo) e os países com um perfil de risco relativamente mais moderado (México, Peru, Colômbia, Chile e Brasil com sinal negativo).

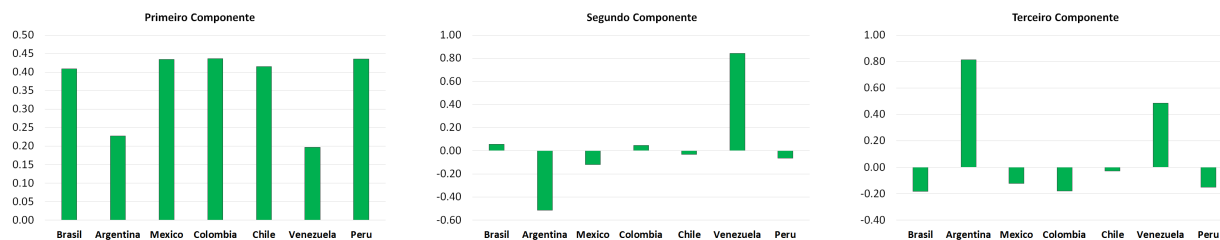


Figura 7: *Loadings* dos componentes principais da variação mensal do CDS

A Figura 8 mostra as contribuições relativas de cada país. O primeiro componente possui contribuições em torno de 16 -18 por cento do México, Peru, Colômbia, Chile e Brasil. As contribuições dos *loadings* da Venezuela e da Argentina são de cada um aproximadamente 8 por cento. Já o segundo componente possui pesos majoritários da Argentina (cerca de 30 por cento) e da Venezuela (cerca de 50 por cento); os demais países possuem, cada, contribuições inferiores a 10 por cento. O terceiro componente também possui pesos majoritários da Argentina (cerca de 40 por cento) e Venezuela (cerca de 35 por cento).

Visando aprimorar a interpretação acerca da análise de fatores, extraímos a série temporal do primeiro componente principal e computamos a correlação com variações mensais no *Volatility Index* da *Chicago Board Options Exchange* (VIX) e no índice Standard & Poor's 500, composto por 500 ações da Bolsa de Valores de Nova Iorque e da NASDAQ.

A correlação do índice do primeiro componente com variações mensais no VIX é de aproximadamente 59 por cento e com o S&P 500 é de aproximadamente - 81 por cento. A correlação entre as variações mensais na bolsa de valores e na variação mensal no VIX é de aproximadamente - 59 por cento para o período analisado (2006-2017). Os resultados são consistentes com Longstaff et. al (2011), que conduziu exercício semelhante para uma amostra de países emergentes. A principal fonte de variação na amostra dos spreads do CDS dos países da América Latina é, portanto, altamente correlacionada com o mercados financeiros dos EUA, tomando como *proxy* o VIX e o S&P 500.

A análise de componente principal para a variação no índice da bolsa de valores e para a variação na taxa de câmbio nominal aponta que os três primeiros componentes principais explicam aproximadamente 68 por cento e 74 por cento da variação nas amostras (Tabela 5). Há, portanto, 18-24 por cento de diferença entre a proporção da variância explicada pelos três primeiros componentes na amostra do CDS e na amostra de câmbio e *equity*.

As Figuras 9 e 10 mostram que a contribuição dos *loadings* para os componentes segue um padrão semelhante ao visto para a amostra de CDS: o primeiro componente (o componente que abriga a maior variância) é majoritariamente composto por contribuições de México, Peru, Colômbia, Chile e Brasil enquanto que o segundo e o terceiro componente possuem pesos majoritários da Argentina e da Venezuela. Isso sugere que nossa amostra de países pode ser decomposta em dois grupos de países. O primeiro é composto por México, Peru, Colômbia, Chile e Brasil, países que vivenciaram um período de relativa estabilidade institucional e política em 2006-2017. O segundo é composto por Argentina e Venezuela, países que vivenciaram fortes períodos de instabilidade institucional, política e econômica durante o período da amostra.

O benefícios de diversificar portfólios de *equity* internacionalmente já foram extensivamente documentados na literatura de finanças. Levy e Sarnat (1970)[15], por exemplo, concluem que a inclusão de países em desenvolvimento em um portfólio internacional de *equity* aprimora a relação risco-retorno da carteira. Heston e Rouwenhorst (1994)[10] afirmam que a performance de portfólios internacionais é majoritariamente dependente dos países alocados na carteira e não da exposição setorial. Supondo carteiras concentradas países da América Latina, nossa análise confirma que os benefícios de diversificação de portfólios de *equity* são altos relativos aos da diversificação de portfólios de crédito soberano.

Estendendo essa comparação para a amostra de taxa de câmbio, observa-se que a comunalidade do CDS é mais forte do que a da variação mensal da taxa de câmbio nominal. Há que se levar em conta que Venezuela e Argentina vivenciaram regimes de câmbio fortemente administrados ao longo do período da amostra o que, por definição, diminuiria a

correlação entre as taxas. Em contrapartida, o apreçamento do CDS soberano é livre de distorções ou intervenções. O mercado de moeda estrangeira, por sua vez, é sujeito a intervenções conduzidas pelos bancos centrais mesmo nos países com regime cambial flutuante da amostra.

Tabela 3: Matriz de correlação: retornos mensais

	Brasil	Argentina	México	Colômbia	Chile	Venezuela	Peru
Brasil	1	0.416	0.643	0.583	0.575	-0.101	0.582
Argentina	0.416	1	0.459	0.305	0.341	-0.068	0.334
México	0.643	0.459	1	0.466	0.501	-0.062	0.528
Colômbia	0.583	0.305	0.466	1	0.452	-0.229	0.455
Chile	0.575	0.341	0.501	0.452	1	-0.184	0.460
Venezuela	-0.101	-0.068	-0.062	-0.229	-0.184	1	-0.146
Peru	0.582	0.334	0.528	0.455	0.460	-0.146	1

Matriz de correlação para os retornos mensais do principal índice da bolsa de valores em moeda local dos países selecionados. Fonte: Bloomberg.

Tabela 4: Matriz de correlação: variação mensal da taxa de câmbio nominal

	Brasil	Argentina	México	Colômbia	Chile	Venezuela	Peru
Brasil	1	0.136	0.629	0.638	0.562	-0.184	0.369
Argentina	0.136	1	0.240	0.175	0.093	-0.178	0.276
México	0.629	0.240	1	0.639	0.614	-0.123	0.454
Colômbia	0.638	0.175	0.639	1	0.543	-0.193	0.494
Chile	0.562	0.093	0.614	0.543	1	-0.046	0.375
Venezuela	-0.184	-0.178	-0.123	-0.193	-0.046	1	-0.163
Peru	0.369	0.276	0.454	0.494	0.375	-0.163	1

Matriz de correlação para a variação mensal percentual da taxa de câmbio nominal expressa dos países selecionados. Fonte: Bloomberg.

Tabela 5: Resultados da análise de componente principal

Painel A: Variação mensal do CDS soberano

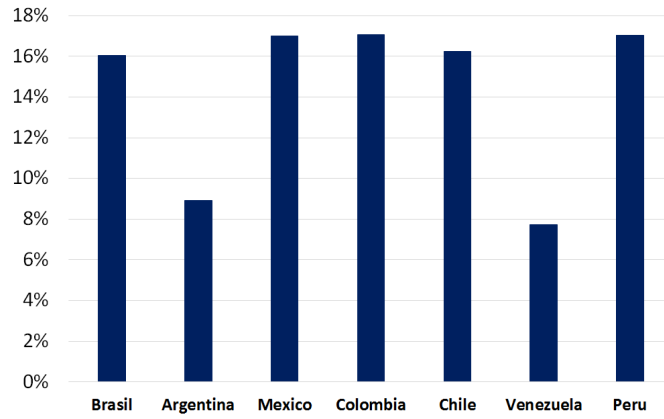
Componente principal	Porcentagem explicada	Total
Primeiro	68.95	68.95
Segundo	12.60	81.54
Terceiro	11.08	92.62
Quarto	3.23	95.85
Quinto	2.46	98.31
Sexto	0.93	99.24
Sétimo	0.76	100.00

Painel B: Variação mensal do índice da bolsa de valores

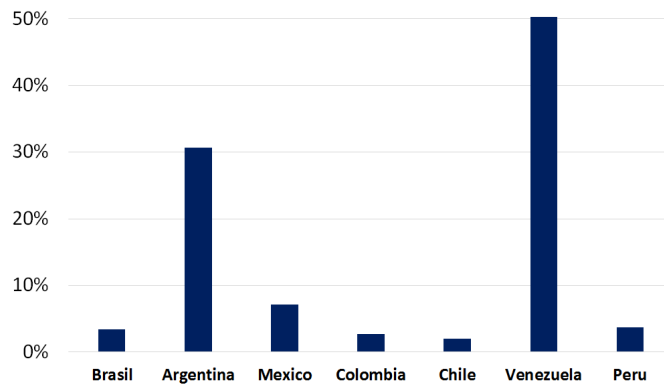
Componente principal	Porcentagem explicada	Total
Primeiro	42.18	42.18
Segundo	14.79	56.97
Terceiro	11.31	68.28
Quarto	10.06	78.34
Quinto	9.04	87.38
Sexto	7.78	95.16
Sétimo	4.84	100.00

Painel C: Variação mensal da taxa de câmbio nominal

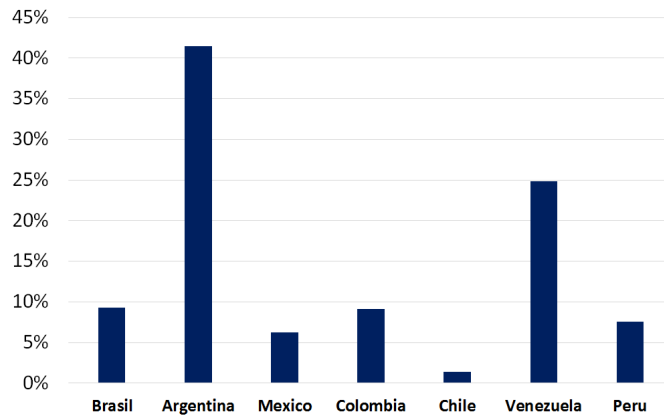
Componente principal	Porcentagem explicada	Total
Primeiro	46.77	46.77
Segundo	15.97	62.74
Terceiro	12.25	74.98
Quarto	8.95	83.93
Quinto	6.43	90.37
Sexto	4.91	95.27
Sétimo	4.73	100.00



(a)

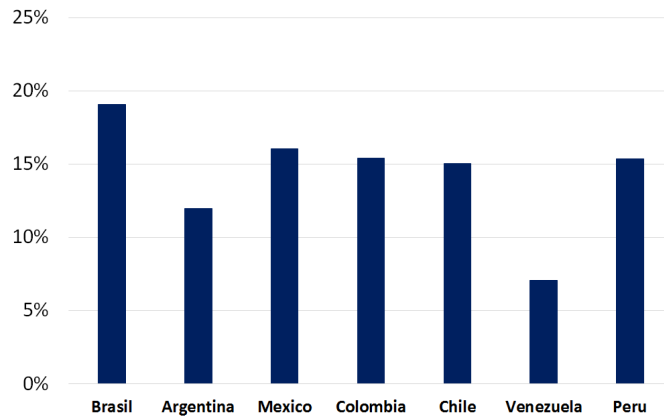


(b)

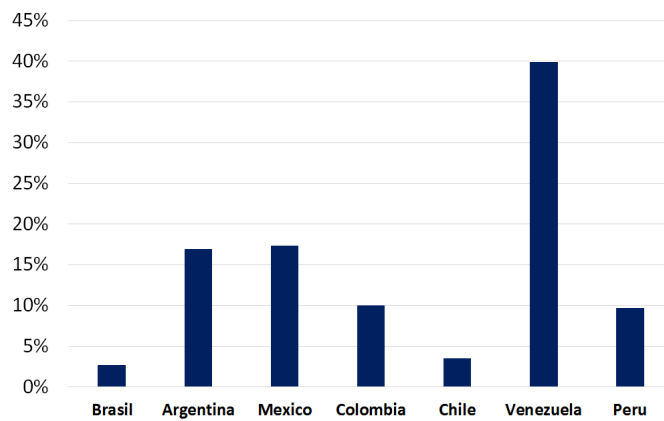


(c)

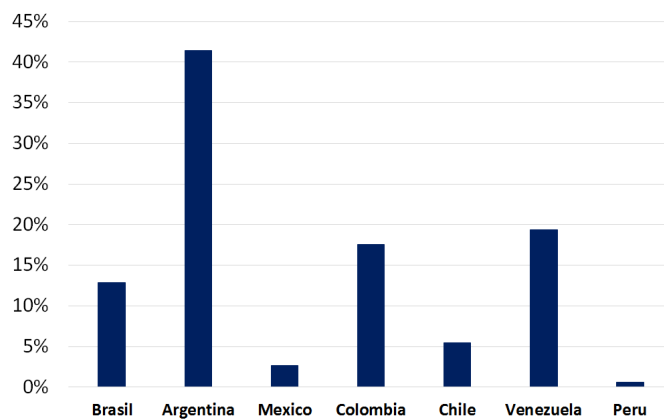
Figura 8: Contribuição dos *loadings* de cada país para os três primeiros componentes da variação mensal do CDS. (a) Primeiro Componente (b) Segundo componente (c) Terceiro componente



(a)

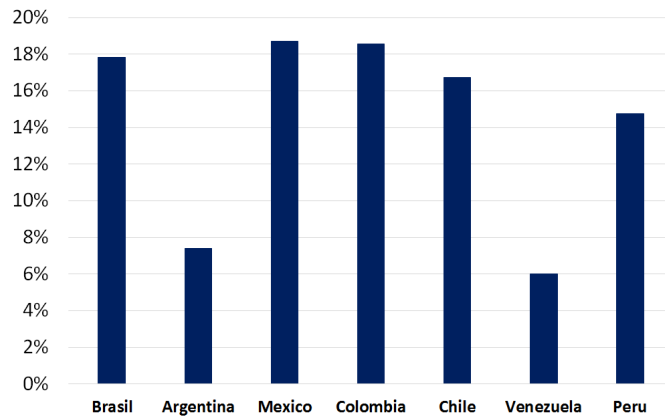


(b)

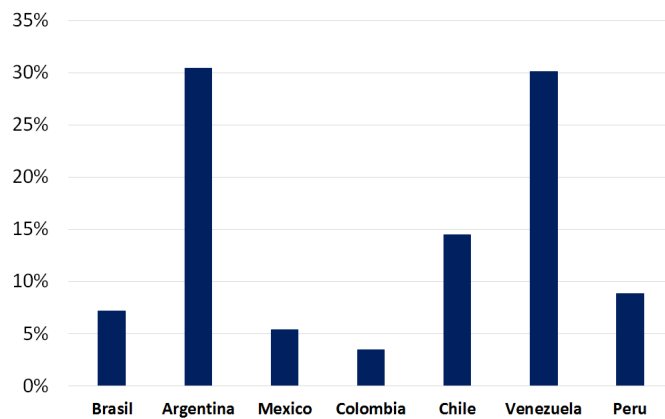


(c)

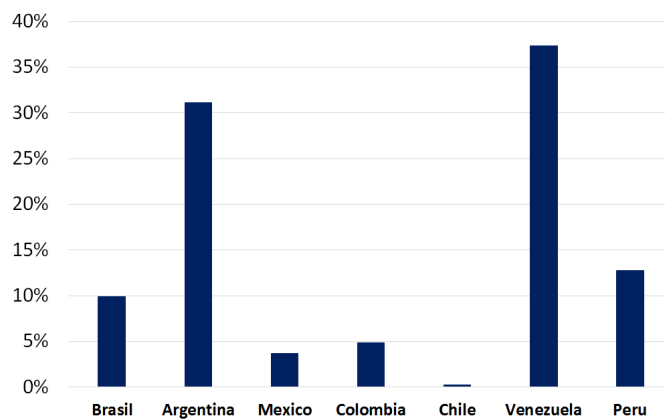
Figura 9: Contribuição dos *loadings* de cada país para os três primeiros componentes dos retornos mensais da bolsa de valores em moeda local. (a) Primeiro Componente (b) Segundo componente (c) Terceiro componente



(a)



(b)



(c)

Figura 10: Contribuição dos *loadings* de cada país para os três primeiros componentes da variação mensal da taxa de câmbio. (a) Primeiro Componente (b) Segundo componente (c) Terceiro componente

4.2 Análise de regressão: as fontes do co-movimento

As evidências de um forte padrão de movimento conjunto entre os *spreads* do CDS dos países da América Latina motiva uma exploração acerca das fontes dessa comunalidade. Para isso, conduziremos uma análise de regressão para os países de nossa amostra.

Há um número enorme de variáveis que podem afetar o risco de crédito soberano. É necessário, portanto, ser seletivo acerca das escolhas das variáveis explicativas para as mudanças no *spreads* dos CDSs. Baseando-se majoritariamente em Longstaff et. al. (2011) selecionamos um conjunto de variáveis locais e globais que possam afetar o CDS:

- **Variáveis locais:** Visando capturar o estado local da economia, selecionamos a variação da taxa de câmbio nominal contra o dólar, a variação do nível de reservas internacionais em dólar e a variação no índice da bolsa de valores em moeda local. Como *proxy* pra liquidez do contrato de CDS do país, acrescentamos a média mensal do *spread* entre o preço de venda e compra do derivativo. As variáveis foram obtidas no sistema *Bloomberg*, no *IQ Capital* e nos sites dos bancos centrais brasileiro, peruano, chileno, mexicano e colombiano.
- **Variáveis globais:** O risco de crédito soberano dos países da América Latina depende não somente das variáveis locais mas também do estado da economia global. A crise da dívida soberana que atingiu a região na década de 80, por exemplo, foi influenciada em grande medida por vetores externos. Essa exposição à economia global se tornou maior desde a década de 80: essas economias em larga medida se tornaram mais abertas e interconectadas ao mercado global de capitais.

Choques na liquidez global que induzam investidores globais à realocarem capital entre diferentes classes de ativos (um aumento na demanda por títulos *high-yield*, por exemplo) podem influenciar no apreamento do risco de crédito soberano de economias emergentes[17]. Visando capturar mudanças na performance relativa de diferentes classes de ativos e de mudanças no estado da economia incluímos medidas para o mercado de renda variável e renda fixa americano. O fato dos EUA serem a maior economia do mundo implica que os preços de títulos e ações no mercados financeiro americano incorporem fundamentos econômicos e condições de liquidez global que influenciam significativamente a economia global.

Para refletir o mercado de renda variável, selecionamos as variações mensais no *S&P 500*. Para capturar o mercado de renda fixa americano, incluímos a variação mensal na *Treasury* de 5 anos de maturidade constante. Para refletir o mercado de papéis

corporativos, incluímos a variação mensal de um índice composto pela média dos títulos corporativos com rating *BAA* dado pela agência *Moody's*.

Incluímos também a variação mensal do *DXY*, um índice que mede o valor do dólar frente a uma cesta de moedas de países desenvolvidos. Como *proxy* para o risco, adicionamos a variação mensal no *VIX*, já descrita na seção 4.1. Devido à importância das *commodities* para as economias analisadas, incluímos a variação mensal de um composto por preços *spot* de diversas *commodities* (*CRB*).

Para cada um dos sete países da amostra, regredimos a mudança mensal no *spread* do CDS soberano de 5 anos nas variáveis explicativas descritas¹¹. A estimação foi feita através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários. A Tabela 6 contém as estatísticas-*t* robustas a heterocedasticidade e o R^2 ajustado das regressões.

Tabela 6: Regressões da variação mensal do CDS soberano em variáveis locais e externas

	Brasil	Argentina	Chile	México	Colômbia	Peru	Venezuela
Δ Equity Index	-4.76***	0.06	-2.91**	-2.58*	-1.84 .	-1.6 .	-0.61
Δ Taxa de câmbio	-0.05	2.67**	1.30	3.46***	4.49***	2.77**	-2.78**
Δ Reservas	-0.46	1.08	0.48	-1.06	0.03	-0.28	1.52
Δ S P 500	-4.72***	-1.25	-4.24***	-2.17*	-7.00***	-5.15***	-2.53*
Δ VIX	-1.06	1.66	0.97	0.54	0.32	-0.04	0.56
Δ Moody's BAA Spread	2.25*	0.19	2.89**	2.13*	1.46	1.47	-0.44
Δ Treasury yield	1.04	0.97	-0.64	-0.25	-0.12	0.19	0.10
Δ DXY	0.79	1.45	0.60	0.21	1.02	1.47	-0.40
Δ CRB	-0.88	-0.68	-3.24**	-0.40	-0.94	-0.77	-1.01
Dummy CF	-0.58	-2.03 *	0.13	-0.07	-1.13	-0.26	-0.01
Δ Ask-Bid Spread	0.42	-0.55	-1.60	2.98**	-0.56	1.58	3.99***
R^2 Ajustado	0.51	0.34	0.69	0.77	0.70	0.65	0.23

Nota: essa tabela contém as estatísticas *t* robustas em relação à heteroscedasticidade baseadas em White (1980) [26]. A amostra da Argentina vai de junho de 2005 até dezembro de 2014 em virtude da descontinuidade da série de tempo do CDS Argentina. Para os demais países a amostra vai de janeiro de 2005 até abril de 2017. Níveis de significância: '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1.

Focando primeiramente nas variáveis globais, o sinal para os coeficientes do *CRB* é negativo para todos os países, indicando que preços mais altos de *commodities* implicam em *spreads* mais baixos. Apenas para o Chile, entretanto, que o coeficiente é significativo. Os

¹¹Amostra para a Argentina é pré governo Macri em virtude da descontinuidade da série de CDS soberano argentino

retornos do *S&P* 500 apresentaram coeficientes negativos para todos os países da amostra e significantes à 1 por cento de significância (exceto para a Argentina). Ou seja, um mercado acionário em alta nos EUA implica em queda do *spreads* do CDS da América Latina. O coeficiente associado a *yield* dos títulos BAA foi significativo para o Brasil, Chile e México e positivo para todos os países, exceto para a Venezuela. Os resultados sugere, portanto, que o setor real da economia americana gera *spillovers* na percepção de risco soberano de países da América Latina.

Interessantemente, a forte correlação da variação do primeiro componente principal com mudanças mensais no VIX não foi constatada na análise de regressão: o coeficiente para as mudanças mensais no VIX não foi significativo para nenhum país da amostra. Apesar de que mudanças na Treasury sinalizam mudanças no ciclos de negócio globais e capturariam momentos de *fligh-to-liquidity*[16], o poder explicativo desta variável foi nulo. Todos os coeficientes para o DXY, exceto para a Venezuela, apresentaram sinais negativos apesar de que nenhum foi significativo.

Das variáveis locais escolhidas, os retornos dos índices da bolsa de valores em moeda local tiveram coeficientes negativos e significativos para todos os países (exceto para a Venezuela e a Argentina), indicando que bons retornos no mercado acionário implicam em *spreads* inferiores do crédito soberano. A taxa de câmbio nominal possui elevado poder explicativo para o CDS da Argentina, México, Colômbia, Venezuela e Peru. O sinal é positivo, indicando que o *spread* do CDS soberano aumento à medida em que a moeda deprecia em relação ao dólar americano. O poder explicativo das variação nas reservas internacionais foi nulo para todos os países.

O R^2 ajustado médio para os países da amostra foi de 0.55. Os menores R^2 ajustados foram os da Venezuela com 0.23 e o da Argentina com 0.34. Isto sugere que nossas variáveis explicativas possuem pouco poder para explicar as variações mensais no apreçamento do risco desses países no período analisado. Este fato está alinhado com os resultados obtidos na seção 4, que sugeriram que esses dois países seriam uma “classe de soberanos” distinta dos demais países da amostra. Em contraste, os maiores R^2 ajustados foram o do México com 0.77 e Colômbia com 0.70.

4.3 Extração da probabilidade de *default* implícita no CDS

Para investigar as diferenças de comportamento na estrutura a termo do CDS entre as “classes” de países da amostra, extraímos a probabilidade de *default*¹² neutra ao risco

¹²Crises de dívida soberana tipicamente estão associadas à atraso em pagamento de cupons ou reestruturação da dívida. Por simplicidade, vamos nos referir à esses eventos agregadamente como *default*

implícita na estrutura a termo do CDS para as maturidades de 1, 2, 3, 5 e 10 anos utilizando o modelo de apreçamento na forma reduzida descrito no capítulo 3. Para facilitar a comparação, optamos pelas estruturas a termo do Brasil, México, Venezuela e Argentina.

A intensidade segue um processo de Poisson não-homogêneo, descrito em 3.2.2. O algoritmo empregado para a extração das probabilidades basicamente “seleciona” por iteração os λ s que calibram perfeitamente a curva do CDS para as maturidades escolhidas utilizando um método numérico[3]. A rotina foi gerada através do *software* MATLAB. Assumimos que a taxa de juros neutra ao risco é constante ao longo da amostra. A taxa de recuperação é assumida como constante e igual a 0.40.

Focando em Argentina (Figura 12) e Venezuela (Figura 13), percebemos que esses países apresentam inclinação (*slope*) da estrutura a termo de probabilidade negativa em muitos meses da amostra: a probabilidade média anual de *default* implícita nos contratos de 1 ano é superior às implícitas no contrato de 10 anos. Isto é reflexo de contratos de CDS de um ano com *spread* superior aos de 10 anos.

Em momentos de elevada incerteza quanto à capacidade da entidade de referência de honrar pagamentos da dívida subjacente, é comum observar uma curva de CDS negativamente inclinada e conseqüentemente uma curva de probabilidade de *default* negativamente inclinada. Por exemplo, a curva do *spread* da Venezuela no dia 28 de dezembro de 2015 é altamente “degenerada”, apresentando uma inclinação de - 4205 basis points:

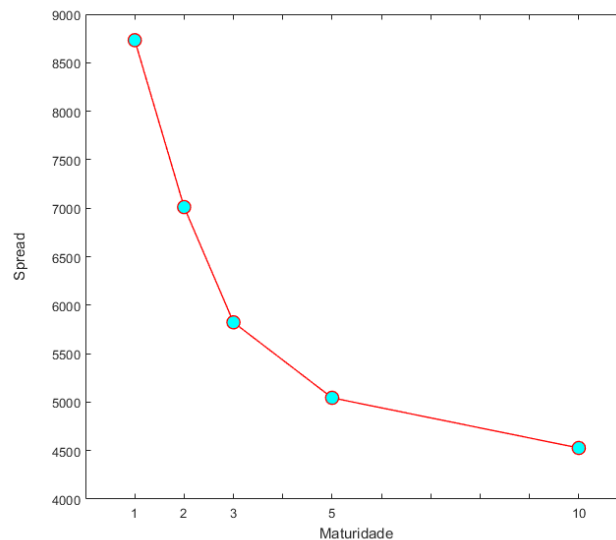


Figura 11: Estrutura a termo do CDS da Venezuela para o dia 28 de dezembro de 2015.

Uma curva invertida reflete que expectativas de iminência de *default* estão incorporadas

no preço do contrato. Mais sutilmente, o fato dela ser negativamente inclinada reflete o fato que condicional a sobreviver no primeiro ano a qualidade crédito melhorará no ano seguinte e assim por diante. Ou seja, condicional ao país “sobreviver”, os *spreads* serão menores no futuro.

Na amostra mensal a Venezuela apresentou curvas de CDS invertidas em 32 por cento dos meses analisados enquanto que a Argentina pré-Macri em 37 por cento dos meses analisados. Tanto a Venezuela e Argentina alcançaram probabilidades de *default* acima de 90 por cento implícitas nos contratos de 1 ano, indicando percepção de evento de crédito iminente. De fato, em julho de 2014 a ISDA notifiou evento de crédito na dívida soberana (falha em pagar) da Argentina e o CDS “pagou”¹³.

Após a eleição do Mauricio Macri, entretanto, a percepção dos investidores acerca da qualidade de crédito soberano argentino melhorou substancialmente. Em 20 de maio de 2015 o CDS 5 anos Argentina estava em torno de 5300 b.p. enquanto que em maio de 2017 ele foi cotado em 310 bp. Em 19 de junho de 2017, o governo argentino emitiu 2.75 bilhões de dólares em títulos denominados em dólar com maturidade de 100 anos. Trata-se de uma impressionante reviravolta para um país com um histórico de calote de dívida soberana tão recente¹⁴. O caso se alinha à teoria de que o *default* soberano é, sobretudo, uma decisão política que depende do *trade-off* entre o custo de honrar os pagamentos e os custos de reputação, confisco de ativos internacionais e retaliações comerciais[6].

Na inferência de probabilidade para os países de perfil de risco moderado, o México apresentou probabilidade máxima de *default* de 7 por cento e o Brasil de em torno de 10 por cento. Em nenhum mês da amostra a curva de probabilidade desses países apresentou inclinação negativa. A curva é sempre positivamente inclinada, refletindo o fato de que em horizontes mais longos, a incerteza acerca da qualidade de crédito de uma determinada entidade de referência é maior. Entidades de referência “saudáveis” tipicamente possuem uma curva positivamente inclinada.

¹³Tirado do site da ISDA: NEW YORK, August 1, 2014 – *The International Swaps and Derivatives Association, Inc. (ISDA) today announced that its Americas Credit Derivatives Determinations Committee resolved that a failure to pay credit event occurred in respect of the Argentine Republic.*

¹⁴Ver *Investors issue a vote of confidence in Macri* em <https://www.ft.com/content/51528938-55b6-11e7-80b6-9bfa4c1f83d2>

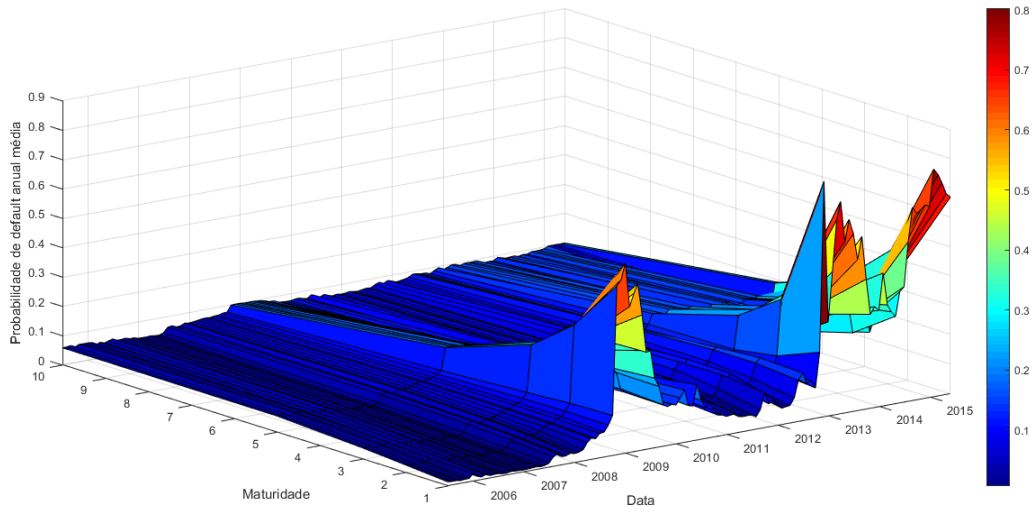


Figura 12: Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default da Argentina.

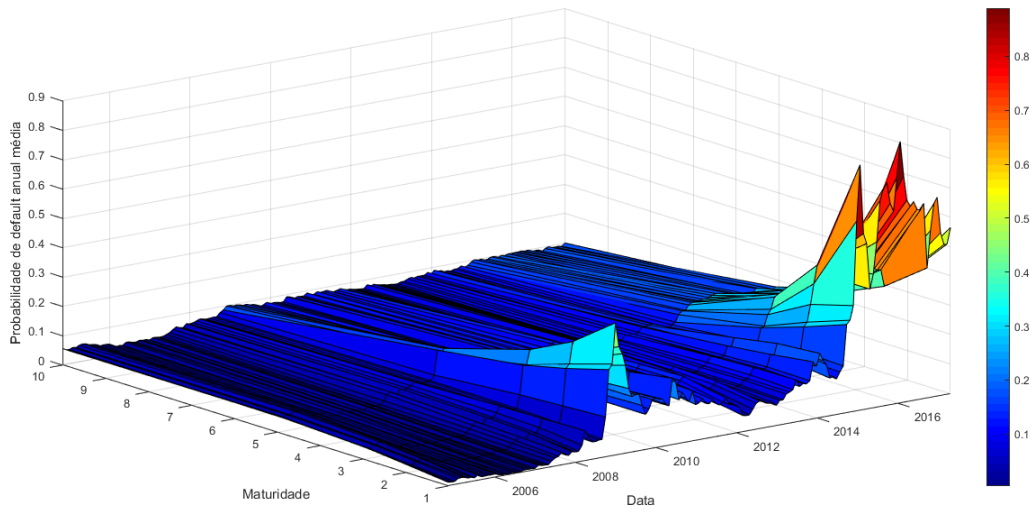


Figura 13: Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default da Venezuela.

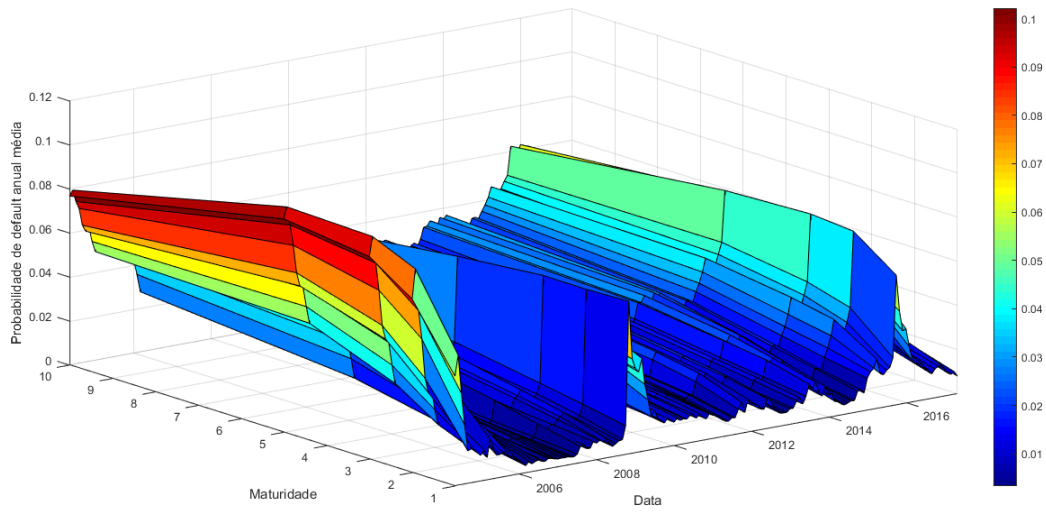


Figura 14: Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default do Brasil.

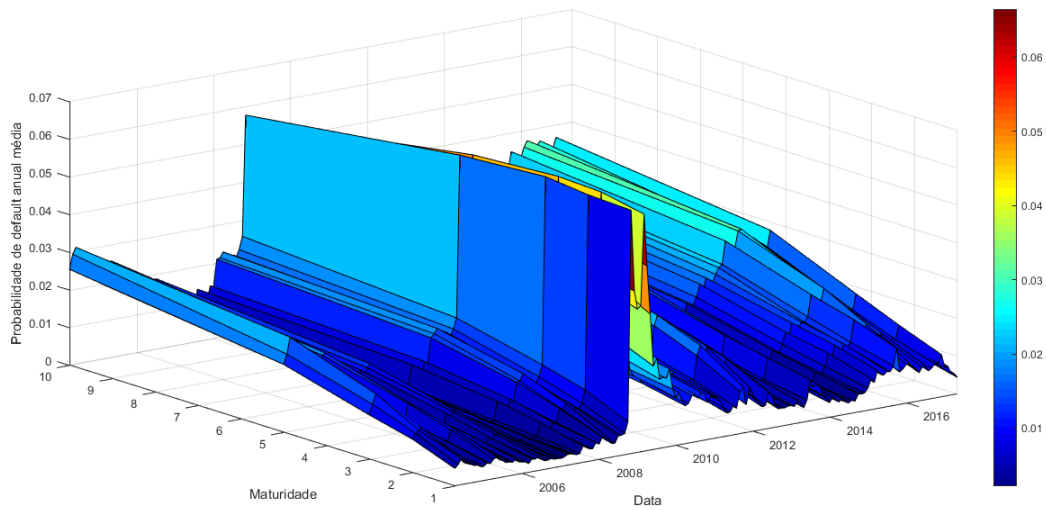


Figura 15: Estrutura a termo da probabilidade de anual média de default do México.

5 Conclusão

Credit Default Swaps ganharam atenção da literatura de finanças e da mídia especializada após a crise de 2008 e do euro. Esta monografia descreve o mercado e o apreçamento do derivativo e analisa os *spreads* soberanos de uma amostra de países da América Latina (Brasil, Argentina, Venezuela, Peru, Colômbia, Chile e México).

Documentamos os ganhos de eficiência trazidos pelo CDS, embasados em uma extensa literatura teórica e empírica. Apresentamos as novas diretrizes propostas pela ISDA através do *Big Bang*. Este documento contribuiu significativamente para a padronização dos contratos de CDS, reduzindo fricções de mercado. O processo de pagamento do *payoff* em caso de *default* também foi amplamente simplificado.

Na análise empírica, encontramos um forte nível de comunalidade entre os CDS soberanos da América Latina. O primeiro componente principal explica cerca de 68 por cento da variação nos *spreads* e os três primeiros componentes explicam 92 por cento da variação. O primeiro componente é altamente correlacionado com o mercado de capitais norte-americano; a correlação com retornos mensais do *S&P 500* é de -81 por cento. A série de tempo do terceiro componente pode ser interpretada como um *spread* entre os dois países com a maior média de *spread* da amostra (Argentina e Venezuela) e os demais países.

A análise de componentes principais para os retornos mensais da bolsa de valores e para variações na taxa de câmbio nominal aponta que o primeiro componente explica, respectivamente, 42 e 46 por cento da variação total. Os resultados sugerem que os benefícios de diversificação de portfólios de dívida soberana concentrados em América Latina são inferiores aos de portfólios investidos em índices de bolsa de valores da região.

Nossa análise de regressão sugere que as variáveis mais significantes para explicar variações no CDS são as variações do *S&P 500*, do índice da bolsa de valores em moeda local e da taxa de câmbio nominal. Não encontramos, portanto, evidências de que o CDS dos países analisados é movido primariamente por fatores globais. Os R^2 ajustados para as regressões da Venezuela e da Argentina é inferior a 35 por cento, indicando baixo poder explicativo das variáveis selecionadas. Em contraste, o R^2 médio é de 66 por cento para os demais países.

A análise da estrutura a termo de probabilidade de *default* da Argentina e Venezuela demonstra que em períodos de elevado estresse, a curva “inverte”, refletindo probabilidades altas de *default* iminente. Brasil e México, por sua vez, apresentaram estrutura a termo de probabilidade de *default* positivamente inclinada para todos os períodos da amostra. Futuros *insights* acerca da natureza do risco de crédito na América Latina poderiam ser obtidos através da estimação do prêmio de risco implícito nos contratos de CDS soberano.

Referências

- [1] ACHARYA, V., DRECHSLER, I., AND SCHNABL, P. A pyrrhic victory? bank bailouts and sovereign credit risk. *The Journal of Finance* 69, 6 (2014), 2689–2739.
- [2] ARCE, O., MAYORDOMO, S., AND PEÑA, J. I. Credit-risk valuation in the sovereign cds and bonds markets: Evidence from the euro area crisis. *Available at SSRN 1896297* (2012).
- [3] BRANDIMARTE, P. *Numerical methods in finance and economics: a MATLAB-based introduction*. John Wiley & Sons, 2013.
- [4] BRIGO, D., AND MERCURIO, F. *Interest rate models-theory and practice: with smile, inflation and credit*. Springer Science & Business Media, 2007.
- [5] DUFFIE, D. Credit swap valuation. *Financial Analysts Journal* (1999), 73–87.
- [6] DUFFIE, D., PEDERSEN, L. H., AND SINGLETON, K. J. Modeling sovereign yield spreads: A case study of russian debt. *The Journal of Finance* 58, 1 (2003), 119–159.
- [7] DUFFIE, D., AND SINGLETON, K. *Credit risk*. Princeton University Press.
- [8] FINNERTY, J. D. The pricewaterhousecoopers credit derivatives primer. *Pricewaterhousecoopers LLP, New York* (1998).
- [9] HART, O., AND ZINGALES, L. A new capital regulation for large financial institutions. *American Law and Economics Review* 13, 2 (2011), 453–490.
- [10] HESTON, S. L., AND ROUWENHORST, K. G. Does industrial structure explain the benefits of international diversification? *Journal of Financial Economics* 36, 1 (1994), 3–27.
- [11] HILSCHER, J., AND NOSBUSCH, Y. Determinants of sovereign risk: Macroeconomic fundamentals and the pricing of sovereign debt. *Review of Finance* (2010), rfq005.
- [12] JOLLIFFE, I. T. Principal component analysis and factor analysis. In *Principal component analysis*. Springer, 1986, pp. 115–128.
- [13] JOURNAL, W. S. *How the Swaps Market is Preparing for a Venezuelan Default*, 12 2014. <https://blogs.wsj.com/moneybeat/2014/12/04/how-the-swaps-market-is-preparing-for-a-venezuelan-default/>.
- [14] LANDO, D. On cox processes and credit risky securities. *Review of Derivatives research* 2, 2-3 (1998), 99–120.

- [15] LEVY, H., AND SARNAT, M. International diversification of investment portfolios. *The American Economic Review* 60, 4 (1970), 668–675.
- [16] LONGSTAFF, F. A. The flight-to-liquidity premium in us treasury bond prices. Tech. rep., National bureau of economic research, 2002.
- [17] LONGSTAFF, F. A., PAN, J., PEDERSEN, L. H., AND SINGLETON, K. J. How sovereign is sovereign credit risk? *American Economic Journal: Macroeconomics* 3, 2 (2011), 75–103.
- [18] MEVIK, B.-H., WEHRENS, R., ET AL. The pls package: principal component and partial least squares regression in r. *Journal of Statistical software* 18, 2 (2007), 1–24.
- [19] MORGAN, J. Credit derivatives handbook. *Corporate Quantitative Research* (2006).
- [20] OEHMKE, M., AND ZAWADOWSKI, A. The anatomy of the cds market. *Review of Financial Studies* 30, 1 (2017), 80–119.
- [21] OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS, B. *Basel III counterparty credit risk and exposures to central counterparties - Frequently asked questions* , 12 2014. <http://www.bis.org/publ/bcbs237.pdf>.
- [22] O’KANE, D., AND TURNBULL, S. Valuation of credit default swaps. *Lehman Brothers quantitative credit research quarterly 2003* (2003), Q1–Q2.
- [23] PAN, J., AND SINGLETON, K. J. Default and recovery implicit in the term structure of sovereign cds spreads. *The Journal of Finance* 63, 5 (2008), 2345–2384.
- [24] REINHART, C. M., AND ROGOFF, K. S. *This time is different: Eight centuries of financial folly*. princeton university press, 2009.
- [25] SALOMAO, J. Sovereign debt renegotiation and credit default swaps. *Available at SSRN 2533714* (2014).
- [26] WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* (1980), 817–838.
- [27] YELLEN, J. *Interconnectedness and Systemic Risk: Lessons from the Financial Crisis and Policy Implications*, 1 2013. Janet Yellen speech at the American Economic Association/American Finance Association Joint Luncheon, San Diego, California.