

Determinantes do Prêmio de Default de Crédito de (Res)Seguradores

Beatriz V. M. Mendes
Eduardo Fraga L. de Melo

FUNDACIÓN **MAPFRE**

Área de Seguro y Previsión Social

Área de Seguro y Previsión Social

Determinantes do Prêmio de *Default* de Crédito de (Res)Seguradores

Beatriz V. M. Mendes
Eduardo Fraga L. de Melo

FUNDACIÓN **MAPFRE**

A FUNDACIÓN MAPFRE não se responsabiliza pelo conteúdo deste trabalho, assim como sua publicação não implica concordância ou identificação com a opinião do autor ou dos autores.

É proibida a reprodução total ou parcial deste trabalho sem a autorização escrita do autor ou do editor.

© 2014, FUNDACIÓN MAPFRE
Paseo de Recoletos, 23
28004 Madrid (Espanha)

www.fundacionmapfre.org
publicaciones.ics@fundacionmapfre.org

ISBN: 978-84-9844-476-6

Depósito Legal: M-35942-2014

Maquetación y producción editorial: Cyan, Proyectos Editoriales, S.A.

Beatriz Vaz de Melo Mendes. Ph.D. e M.Sc. em Estatística (Rutgers University, U.S.), Mestre em Matemática Aplicada (IMPA, Brasil). Professora Associada do Instituto de Matemática da UFRJ e professora colaboradora do COPPEAD/UFRJ e IMPA/RJ. Consultora Ad Hoc dos centros de pesquisa CAPES e CNPQ, editora e revisora de diversos periódicos. Possui livros e trabalhos publicados nas áreas da Estatística com aplicações em Finanças e Atuária, com ênfase em Métodos Robustos, Valores Extremos, Cópulas e Análise de Séries Temporais, atuando principalmente na modelagem de riscos extremos.

Eduardo Fraga Lima de Melo. Fundador do Centro de Pesquisas Aplicadas em Risco (CEPAR) da Univ. do Estado do Rio de Janeiro (UERJ), Professor Doutor do curso de Ciências Atuariais do Instituto de Matemática e Estatística da UERJ e analista da Superintendência de Seguros Privados (SUSEP). Doutor (D.Sc.) e Mestre (M.Sc.) em Finanças pela COPPEAD/UFRJ. Fez estágio de doutorado na *Cass Business School da City University* em Londres, Reino Unido. Graduado *Magna Cum Laude* em Ciências Atuariais pelo Instituto de Matemática da UFRJ. Possui trabalhos publicados e realiza palestras em diversos eventos sobre Solvência, Atuária, Finanças e mercado de Seguros e Previdência.

APRESENTAÇÃO

A Área de Seguro e Previdência Social da FUNDACIÓN MAPFRE promove e desenvolve atividades educativas e de pesquisa nos campos do seguro e da previdência social. Mantém diferentes linhas editoriais com o objetivo de cumprir com um dos seus principais objetivos fundacionais: difundir o conhecimento e a pesquisa em matéria de Seguros e Previdência Social.

Os Cadernos da Fundación são o principal veículo de divulgação das pesquisas que são resultado das Ajudas à Pesquisa concedidas pela Fundación e que contribuem para o intercâmbio de conhecimento científico e técnico no âmbito do seguro.

A Área de Seguro e Previdência Social publica livros monográficos sobre diferentes aspectos do seguro e da previdência social. Alguns deles se converteram em “clássicos” e são utilizados como manuais universitários. Também são elaborados e publicados relatórios anuais sobre os mercados de seguros da Espanha e da América Latina, rankings de grupos seguradores e relatórios sobre temas da atualidade relacionados com o seguro.

Dentro destas atividades se enquadra a publicação deste caderno, resultado de uma “Ajuda à Pesquisa” que a FUNDACIÓN MAPFRE concedeu na convocatória de 2012 a Beatriz V. M. Mendes, da Universidade Federal do Rio de Janeiro, Brasil e a Eduardo Fraga L. de Melo da Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Brasil. O trabalho foi orientado por Wilson Toneto, CEO da MAPFRE BRASIL.

Todas as publicações da Área de Seguro e Previdência Social podem ser consultadas através do: www.fundacionmapfre.org

Área de Seguro y Previsión Social
FUNDACIÓN MAPFRE

RESUMO

O spread ou prêmio dos contratos CDS (*credit default swaps*) são comumente utilizados como indicadores da percepção do mercado a respeito da capacidade da entidade objeto de honrar com seus compromissos. Devido a este fato, estes instrumentos possuem enorme potencial para o monitoramento da saúde financeira de companhias objetos destes contratos. Neste trabalho, investigamos os efeitos de inúmeras variáveis (tanto sistêmicas quanto idiossincráticas) nos prêmios (*spreads*) dos contratos CDS de seguradores e resseguradores. Dentre as idiossincráticas, utilizamos volatilidades implícitas e retornos de ações. As variáveis relacionadas ao comportamento sistêmico consideradas na análise são nível e inclinação da estrutura a termo de taxas de juros, fator que controla a chamada demanda por liquidez e um índice de volatilidade de mercado (VIX). Nossos resultados indicam uma forte cointegração entre os prêmios de CDS e as volatilidades implícitas para um determinado número de (res)seguradores. Exploramos a relação dinâmica entre as volatilidades implícitas das ações negociadas em bolsa e as cotações de CDS.

Uma representação geral vetorial ECM (VECM) é proposta para mudanças nestas duas variáveis que levam em consideração uma equação de cointegração, dependendo das evidências proporcionadas por uma particular companhia. Análises empíricas das dinâmicas dos preços e adequadas para o VECM específico em uso, indicam que as volatilidades implícitas lideram as cotações de CDS de forma mais frequente que o contrário. Nossos resultados são de grande interesse em diferentes aplicações, tais como avaliação do risco de contraparte presente em contratos de (res)seguro, ou mensuração da saúde financeira, ou ainda para supervisão de solvência, tanto na esfera micro quanto macroprudencial.

Beatriz Vaz de Melo Mendes
Eduardo Fraga Lima de Melo

ÍNDICE

Prefácio	11
1. Introdução	13
1.1. Contratos de CDS (<i>Credit Default Swaps</i>)	17
1.2. A crise de 2008, os contratos de CDS e o mercado (re)segurador	19
2. Monitoramento do Risco de <i>Default</i>	25
2.1. Abordagem Micro	25
2.2. Abordagem Macro	27
3. Dados	35
4. Metodologia	45
4.1. Modelos Vetoriais Autorregressivos VAR(p)	45
4.2. Cointegração	49
5. Resultados	69
6. Considerações Finais	77
7. Referências	79

8. Anexos	85
8.1. Ilustração do procedimento de ajuste VECM para a AIG	85
8.2. Gráficos	91

PREFÁCIO

Pela forma como são estruturados, o *spread* ou prêmio dos contratos CDS (*credit default swaps*) são comumente utilizados como indicadores da percepção do mercado a respeito da capacidade da entidade objeto de honrar com seus compromissos. Por conta disto, estes instrumentos possuem enorme potencial para o monitoramento da saúde financeira de companhias objetos destes contratos.

Neste trabalho, investigamos os efeitos de inúmeras variáveis (tanto sistêmicas quanto idiossincráticas) nos prêmios (*spreads*) dos contratos CDS de seguradores e resseguradores. Baseado nestas relações, seria possível reconciliar qual seria a percepção de mercado a respeito do risco de insolvência de companhias (res)seguradoras com base nestas variáveis explicativas. Dentre as idiossincráticas, utilizamos volatilidades implícitas e retornos de ações. As variáveis relacionadas ao comportamento sistêmico consideradas na análise são nível e inclinação da estrutura a termo de taxas de juros, fator que controla a chamada demanda por liquidez e um índice de volatilidade de mercado (VIX).

Nossos resultados indicam uma forte cointegração entre os prêmios de CDS e as volatilidades implícitas para um determinado número de (res)seguradores. Exploramos a relação dinâmica entre as volatilidades implícitas das ações negociadas em bolsa e as cotações de CDS. Engle e Granger (1987) demonstraram que cointegração implica na existência de um modelo de correção de erro (ECM *error correction model*). Portanto, uma representação geral vetorial ECM (VECM) é proposta para mudanças nestas duas variáveis que levam em consideração uma equação de cointegração, dependendo das evidências proporcionadas por uma particular companhia. Análises empíricas das dinâmicas dos preços, baseadas nas companhias de seguro, e adequadas para o VECM específico em uso, indicam que as volatilidades implícitas lideram as cotações de CDS de forma mais frequente que o contrário. Há muito poucos trabalhos empíricos na literatura que tratam sobre risco de *default* por meio de contratos CDS. Com aplicação no mercado de (res)seguro, não encontramos nenhum artigo na literatura, nem com uso de

modelos VECM para lidar com a cointegração entre volatilidades implícitas e prêmios de CDS.

Nossos resultados são de grande interesse em diferentes aplicações, tais como avaliação do risco de contraparte presente em contratos de (res)seguro, ou mensuração da saúde financeira, ou ainda para supervisão de solvência, tanto na esfera micro quanto macroprudencial. O trabalho está organizado da seguinte forma: no Capítulo 1, introduzimos o tema tratado, apresentando algumas referências encontradas na literatura. Neste capítulo, descrevemos também contratos CDS. Tendo em vista que estes contratos estiveram em voga durante a crise financeira, devido especialmente a posições assumidas por uma entidade pertencente a um grande grupo segurador, faremos um breve resumo sobre a crise deflagrada em 2008, sobre o papel dos contratos CDS e das seguradoras na crise.

Tendo em vista as lições da crise e para estabelecer a relevância do uso dos resultados deste trabalho, no capítulo seguinte trataremos dos aspectos do monitoramento da saúde financeira de (res)seguradoras com base nas abordagens micro e macroprudencial. A abordagem micro é naturalmente mais conhecida e praticada em todo o mundo. Entretanto, uma visão mais holística dos efeitos do risco sistêmico nas companhias individuais tem sido aplicada (abordagem macro). Devido ao fato de ser menos documentado, dedicamos uma seção inteira do Capítulo 2 ao assunto, pois as dinâmicas comuns das cotações de CDS das (res)seguradoras do estudo em função de variáveis públicas podem ser usadas como ferramentas para monitoramento macro.

No Capítulo 3, descrevemos as bases de dados utilizadas no estudo. Uma vez tratar-se de dados em painel (com dimensões temporal e *cross section*), a descrição é de suma importância para o encadeamento do trabalho, além de envolver inúmeras variáveis macro econômicas, além das específicas de cada companhia.

Palavras-chave: CDS; cointegração; VECM.

CAPÍTULO 1. INTRODUÇÃO

O *spread* ou prêmio dos contratos CDS (*credit default swaps*) são comumente utilizados como indicadores da percepção do mercado a respeito da capacidade da entidade objeto de honrar com seus compromissos. Afinal, o lucro ou o prejuízo decorrente deste contrato está diretamente ligado ao default ou não da companhia objeto. Portanto, ao cotar o preço destes contratos, os agentes de mercado levam em consideração a capacidade da entidade objeto de honrar com seus compromissos. Por conta desta característica, estes instrumentos possuem enorme potencial para o monitoramento da saúde financeira de companhias objetos destes contratos. Neste artigo, investigamos os efeitos de inúmeras variáveis (tanto idiossincráticas quanto sistêmicas) nos prêmios (*spread*) dos contratos CDS de seguradores e resseguradores.

Neste contexto, uma das possíveis aplicações posteriores dos resultados deste trabalho é utilizar estes resultados para monitorar o risco de *default* de uma (res)seguradora. Essa é certamente uma das tarefas mais relevantes para um grande número de partes interessadas. Consumidores, investidores, corretores, resseguradores, supervisores, autoridades monetárias, companhias clientes, outras seguradoras e analistas de mercado estão sempre em busca de uma posição fidedigna a respeito da saúde financeira de empresas do mercado (res)segurador, além da antecipação de possíveis problemas vindouros. Adicionalmente, as próprias companhias devem realizar este monitoramento em suas práticas internas de gestão de riscos.

Com base na análise e nos efeitos estimados por nossa modelagem, seria possível reconciliar as variáveis de uma determinada companhia de interesse e prever qual seria sua qualidade de crédito percebida pelo mercado. Para isto, utilizamos variáveis idiossincráticas e sistêmicas. Dentre as variáveis idiossincráticas, foram usadas volatilidades implícitas e retornos de ações. Já dentre as variáveis relacionadas ao comportamento sistêmico são consideradas na análise, por exemplo, níveis e inclinação da estrutura a termo de taxas de juros, fator que controla a chamada demanda por liquidez e um índice de volatilidade de mercado (VIX). Nossos resultados

indicam uma forte cointegração entre os prêmios de CDS e as volatilidades implícitas para um determinado número de (res)seguradores. Por conta disto, também exploramos a relação dinâmica entre as volatilidades implícitas das ações negociadas em bolsa. Engle e Granger (1987) demonstraram que cointegração implica na existência de um modelo de correção do erro (*ECM error correction model*). Portanto, uma representação geral vetorial ECM (VECM) é proposta para mudanças nestas duas variáveis que levam em consideração uma equação de cointegração, dependendo das evidências proporcionadas por uma particular companhia. Análises empíricas das dinâmicas dos preços, baseadas nas companhias de seguro, e adequadas para o VECM específico em uso, indicam que as volatilidades implícitas lideram as cotações de CDS de forma mais frequente que o contrário.

De forma geral, os modelos utilizados para precificação do risco de default (ou de insolvência) podem ser simplificadaamente decompostos em duas categorias: os estruturais e os reduzidos. A raiz dos modelos estruturais certamente é o trabalho de Merton (1974). Baseados no valor da firma, estes modelos assumem premissas em relação à equação diferencial estocástica que governa este valor. Supõe-se que uma empresa emite uma dívida, cuja maturidade é T , para financiar suas atividades. Em T , se a empresa não for capaz de reembolsar todos os debenturistas/credores, pode-se afirmar que ocorre um evento de *default*. Neste contexto, o *default* pode ocorrer apenas no final do prazo T e é disparado quando o valor da firma é menor que o valor da dívida. Para mensurar o valor da firma, basta calcular o valor de opções tradicionais europeias.

Em uma abordagem mais realista e sofisticada para modelos estruturais, Black e Cox (1976) consideram que o *default* pode acontecer também antes da maturidade T . Neste sentido, o valor da firma é visto como um ativo também e os modelos utilizam a mesma matemática dos modelos de precificação de opções com barreiras. O problema fundamental destes tipos de abordagens é que os parâmetros de entrada destas equações não são diretamente observáveis. Em sua versão mais simples, no modelo original de Merton, o valor da firma à vista e sua volatilidade não são observáveis. Neste ponto, os trabalhos costumam re-correr a aproximações para estas variáveis. Os modelos estruturais por vezes não produzem *spreads* realistas, isto depende da estrutura de capital da firma, conforme estudo de Eom, Hewwege e Huang (2002).

Modelos reduzidos, também chamados de modelos de intensidade, descrevem o *default* por meio de um processo de salto exógeno. O tempo para o *default* é o tempo para o primeiro salto de um processo de Poisson. Este processo pode ter uma intensidade determinística ou estocástica. Para estes modelos, o *default* não é disparado por variáveis observáveis no mercado, mas possui um componente exógeno que é independente de toda informação no mercado. Algumas referências sobre modelos de intensidade são Bielecki e Rutkowski (2001), Duffie e Singleton (1999), Lando (1998) e Brigo e Alfonsi (2003, 2005). A calibragem de modelos de intensidade baseados em prêmios de CDS diretamente é prejudicada pela escassez de dados, ao menos para especificações significativas dos processos da taxa de *default*. Para algumas entidades objeto, as séries temporais não são longas o suficiente.

Diferentemente dos trabalhos citados acima, neste artigo, nosso objetivo não é a precificação de contratos CDS per se. De fato, o intuito é verificar se há relações entre a percepção do risco de *default*, contido nas cotações destes contratos, com variáveis específicas e sistêmicas. E, caso seja observada esta relação, estimaremos qual é. Neste tipo de abordagem, o trabalho de Benkert (2004) propõe uma forma de explicar o prêmio de contratos CDS, investigando, principalmente, os efeitos de volatilidades históricas e implícitas na formação das cotações. Campbell et al (2001) e Goyal e Santa-Clara (2002) ressaltam a relevância de volatilidades idiossincráticas, que têm recebido pouca atenção em pesquisas empíricas sobre risco de *default*.

Uma solução possível para o problema de mensuração que evita as questões específicas levantadas acima, enquanto modelamos o prêmio dos CDS diretamente, pode ser encontrada na análise de regressão aplicada, por exemplo, por Collin-Dufresne (2001) e, também, por Campbell e Taksler (2002). Estes autores tentam identificar e medir os determinantes dos *spreads* corporativos. A vantagem destes modelos é que o uso de dados em painel mitiga problemas específicos de dados, por exemplo, lacunas nas séries temporais das companhias objeto.

Conforme Campbell e Taksler (2002), executaremos análises de regressão que demandam uma estrutura econômica menor que a prevista em modelos estruturais. Por outro lado, nossa abordagem tem raízes na teoria do valor da firma para modelagem do risco de *default* e incorpora volatilidades para explicar o prêmio de CDS, o

que representa uma conexão com a lógica de Merton (1974). Um investimento em um título emitido por uma companhia pode ser considerado uma combinação de um título livre de risco e uma venda de uma opção de venda (*put*) sobre o valor da firma. Assim, um aumento na volatilidade deslocará a massa de probabilidade em direção às caudas da distribuição do valor da companhia. Isto, aumenta a probabilidade de *default*. Em termos do portfólio replicante, este fato econômico é refletido por um aumento no preço da opção de venda, piorando a posição dos credores. Em tal cenário, o aumento da volatilidade é acompanhado pelo aumento dos *spreads*.

Para o mercado de (res)seguros, também podemos identificar as opções de venda características da possibilidade de *default* das companhias. Para negócios não vida, a analogia com o trabalho de Merton (1974) é direta. Para negócios do ramo vida, os trabalhos de Ballotta et al (2006), Sherris e Hoek (2006) e referências ali contidas abordam o assunto. No Brasil, para os produtos e negócios do ramo vida, Melo (2007) identificou estas opções.

As regressões conduzidas por Campbell e Taksler (2002) incluem aproximações para a estrutura a termo de taxas de juros, liquidez e características específicas de títulos. Os regressores que são utilizados para examinar o risco de *default* consistem de índices financeiros, informação de rating e medidas de retorno de mercado. Controlando a variação na seção cross-section das firmas, utilizando efeitos fixos, Campbell e Taksler (2002) examinaram o poder explanatório das respectivas aproximações incluindo-as em diferentes combinações em suas regressões. A razão para aplicação do esquema básico do estudo conduzido por Campbell e Taksler (2002) aos dados de CDS é dada pela teoria de que, sob condições ideais, o prêmio que o comprador de proteção tem que pagar em um acordo de CDS equivale ao *spread* que um título com risco oferece sobre um instrumento equivalente livre de risco.

Há um número de vantagens distintas em se usar dados de CDS ao invés de *spreads* de títulos de renda fixa. Por exemplo, não é necessário corrigir pela maturidade nas regressões. Os dados disponíveis impõem uma restrição natural a CDS com maturidades de 5 anos, que são os contratos mais líquidos. Todas as cotações referem-se à mesma maturidade. Além disso, não há preocupação com efeitos de cupons. CDS, como todos os swaps, são desenhados de forma a não prover fluxos

de caixa no início do contrato. Em outros termos, lidar com cotações de CDS é comparável a ter uma amostra de títulos de renda fixa que são negociados ao par em cada dia. Tamanho da emissão é outra variável peculiar a títulos de renda fixa que não é aplicável a CDS. Portanto, as diferenças de liquidez em relação a diferentes títulos de um mesmo emissor não é uma questão neste trabalho.

1.1. CONTRATOS DE CDS (CREDIT DEFAULT SWAPS)

Tendo em vista ser um contrato possivelmente pouco conhecido no mercado (res) segurador brasileiro, entendemos ser relevante uma explicação sobre as características dos CDS (*credit default swaps*). Este contrato é uma troca (*swap*) financeira onde o vendedor do CDS compensa o comprador no caso de um *default* em um título, emitido por uma empresa (ou país) objeto do contrato, ou outro evento de crédito. O comprador do CDS faz uma série de pagamentos (prêmio do CDS ou *spread*) ao vendedor e, em troca, recebe um pagamento em caso de *default* de um título emitido por uma empresa (ou país) objeto do contrato.

Ao ocorrer o *default*, o comprador do CDS recebe uma compensação (geralmente o valor de face do título emitido pela empresa objeto do contrato), e o vendedor do CDS toma posse do título em *default*. Entretanto, qualquer um pode comprar um CDS, mesmo companhias/indivíduos que não tenham posse do título de crédito e quem não tem interesse direto no título (são chamados *naked* CDS). Se houver mais contratos de CDS do que títulos emitidos, um protocolo é iniciado: o pagamento recebido é substancialmente inferior ao valor de face do empréstimo¹. O Parlamento Europeu aprovou o banimento dos *naked* CDS, desde Dezembro/2011, mas só se aplica a dívidas de nações². A Figura 2.1 ilustra o funcionamento dos CDS.

Os CDS existem desde o início dos anos 90, e seu uso aumentou nos anos 2000. Ao fim do ano 2007, o valor nocional dos CDS era de 62,2 trilhões de dólares, caindo

¹ Ver Pollack, Lisa [5 de Janeiro de 2012]. "Credit event auctions: Why do they exist?". FT Alphaville. <http://ftalphaville.ft.com/blog/2012/01/05/779501/why-do-they-exist/>.

² Ver "Euro-Parliament bans "naked" Credit Default Swaps". EUBusiness. Nov 16, 2011. <http://www.eubusiness.com/news-eu/finance-economy-cds.dij>.

para 26,3 trilhões no meio de 2010 e 25,5 trilhões de dólares no início de 2012³. No contexto da gestão de riscos, um exemplo de como dados de CDS podem ser utilizados é no monitoramento de como o mercado enxerga o risco através de uma ampla gama de entidades. Estas entidades incluem nações/países (tais como Brasil, EUA, Grécia, etc.), empresas, instituições financeiras e bancos. Os dados são registrados em bps (pontos base) e podem ser usados como indicador de um potencial risco de insolvência da entidade objeto, como visto pelo mercado. Os dados podem também ser utilizados para prover um *rating* de crédito implícito que antecipa os *ratings* tradicionais emitidos por agências.

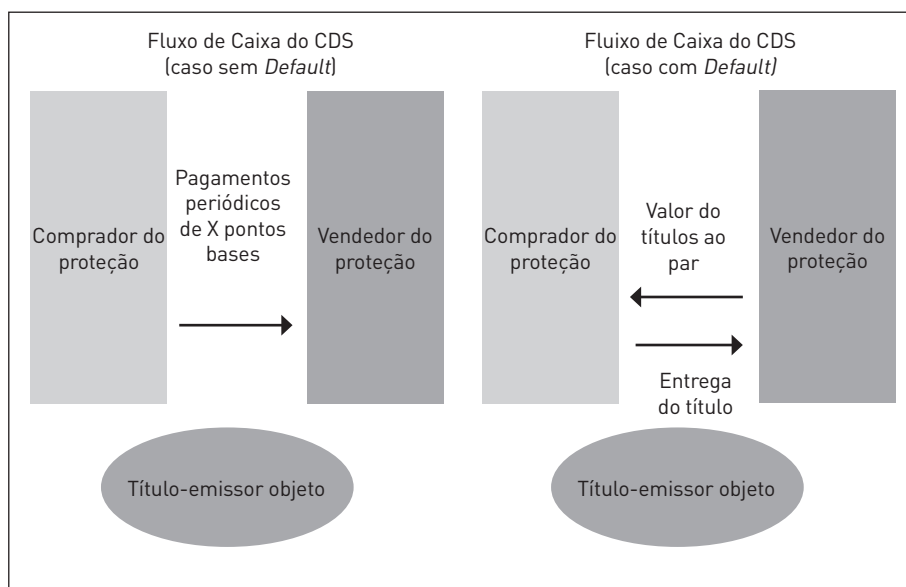


Figura 1.1. Dinâmica dos fluxos de caixa dos contratos de *credit default swap* nos cenários (i) sem e (ii) com *default*.

Os contratos CDS têm sido comparados com seguro, devido ao fato do comprador pagar um prêmio e, em retorno, receber um montante de dinheiro se um evento, especificado no contrato, ocorrer. Entretanto, há uma série de diferenças entre um contrato de CDS e uma apólice de seguro, por exemplo:

³ Ver dados no sítio eletrônico da ISDA: www.isda.org.

1. O comprador do CDS não precisa possuir o título objeto ou outra forma de exposição, ou seja, o comprador não precisa nem sofrer uma perda por *default*.
2. O vendedor não precisa ser uma entidade regulada.
3. Ao vendedor não é requerido manter recursos financeiros para pagar os compradores, embora a maioria dos negociadores de CDS esteja sujeita a requerimentos de capital.
4. Seguradores gerem os riscos basicamente baseados na lei dos grandes números, enquanto negociadores de CDS gerem riscos fazendo hedge com outros negociadores e com transações no mercado de títulos de renda fixa.
5. Em caso de ocorrência do evento gerador, a apólice de seguro provê uma indenização que cobre as perdas realmente sofridas pelo segurado, enquanto que o CDS provê um pagamento igual a todos os compradores, calculado utilizando um método acordado e de mercado.
6. A forma comum de precificação é diferenciada. O custo de seguros é baseado em modelos atuariais. CDS são derivativos cujo custo é determinado pela utilização de modelos financeiros e por relações de arbitragem com outros instrumentos de mercado de crédito, de mesmo emissor a qual o contrato de CDS se refere.
7. Para cancelar um contrato de seguros, basta o segurado parar de pagar prêmios. No caso de CDS, o comprador, ao sair do contrato, pode ter uma perda ou um lucro.

1.2. A CRISE DE 2008, OS CONTRATOS DE CDS E O MERCADO (RES)SEGURADOR

A história da crise é, hoje, mais conhecida. Valores cada vez mais depreciados das propriedades e elevação nas taxas de *default* nos EUA levaram a perdas em ativos hipotecários. Em 2007, Countrywide, o maior originador de hipotecas de baixa qualidade (subprime) nos EUA tornou-se insolvente e Bear Stearns fechou dois de seus

fundos *hedge* que investiam pesadamente em ativos de risco. Em março de 2008, Bear Stearns foi resgatado pelo JP Morgan.

Em outubro de 2008, AIG, Freddie Mac e Fannie Mae foram resgatadas por fundos de contribuintes, já o Lehman Brothers não foi salvo. Incerteza a respeito da solvência dos maiores bancos com exposições a ativos tóxicos⁴ causou problemas nos mercados interbancários. Para resguardar a economia, governos injetaram grandes quantidades de dinheiro (via dívida ou capital) no setor financeiro. Nem todos os tipos de firmas financeiras foram igualmente responsáveis pela crise, nem igualmente afetadas por ela. Especificamente, a crise teve um efeito menos dramático em seguradores do que em bancos. A crise atingiu os seguradores mais tardiamente, requereu menos capital e ocasionou menos perdas no volume de novos negócios.

De acordo com Geneva Association (2010), embora a crise tenha tido geralmente um efeito menor em seguradores do que em bancos, alguns seguradores de fato tiveram sérios problemas. Por exemplo, nos EUA, por volta de 2009 apenas três companhias seguradoras recorreram a fundos do programa TARP (*Troubled Asset Relief Program*). À época, 592 bancos haviam recorrido ao programa. Em geral, a severidade das perdas a seguradores dependeram de seus modelos de negócios. Especificamente, aqueles seguradores com grandes operações bancárias ou outras exposições a risco de crédito sofreram as maiores perdas: mais de 90% de ajuda estatal à toda a indústria seguradora foi dada àquelas poucas seguradoras com atividades bancárias significantes (ajuda estatal reflete injeções de capital e de ativos providos pelo Estado).

1.2.1. Seguradores com limitadas atividades bancárias

Seguradores com operações bancárias limitadas incorream em limitadas perdas. Apesar da tormenta nos mercados de empréstimo interbancário, os mercados seguradores permaneceram abertos e operaram normalmente. Seguradores foram contaminados pelo setor bancário de diversas formas:

⁴ Ativo tóxico é um termo popular para certos ativos financeiros cujo valor tenha caído significativamente e para o qual não há mais mercado, de tal forma que estes ativos não podem mais ser vendidos a um preço satisfatório para o detentor.

1. baixas nos valores marcados a mercado de ativos hipotecários, títulos corporativos e ações mantidas em carteiras por seguradoras;
2. liquidez reduzida em determinados ativos;
3. exposições a bancos em *default* (por ex. Lehman);
4. aumento na volatilidade dos mercados financeiros; e
5. diminuição do ritmo econômico de forma geral.

Seguradores do ramo vida sofreram maiores perdas que aqueles do ramo não vida, além dos seguradores com grandes exposições a instrumentos financeiros, por meio de derivativos embutidos em suas obrigações⁵.

Seguradores de vida como Hartford e Lincoln receberam ajuda estatal para melhorar sua estrutura de capital, tendo sofrido perdas por meio de suas exposições a instrumentos financeiros desvalorizados. No Japão, a Yamato Vida quebrou. Exposição ao mercado de crédito norte-americano e altos níveis de volatilidade nos mercados financeiros holandeses, contribuíram para que o medo fosse espalhado a respeito de financiadores daquele país, levando a AEGON a aceitar temporariamente ajuda pública. Entretanto, a exposição de seguradores de vida a contratos CDS e outros produtos estruturados foi pequena comparada a de bancos. Isto pode ser atribuído a políticas de subscrição mais rigorosas e níveis modestos de atividades executadas fora do balanço ou por meio de subsidiárias.

1.2.2. Conglomerados de bancos e seguradores

Conglomerados de bancos e seguradoras foram mais atingidos pela crise do que seguradores “puros”. Há pouca diferença entre o impacto da crise em conglomerados de seguradoras e bancos (por ex. Fortis) e em conglomerados de bancos e

⁵ Derivativos embutidos em obrigações de seguradoras são mais comuns em produtos previdenciários e de vida e podem representar opções de conversão em renda, excedentes financeiros, aumento de contribuição e resgate.

seguradoras com operações similares a banco (por ex. ING)⁶. ING é o maior conglomerado de seguradoras e banco. ING recebeu mais de 40 bilhões de dólares em ajuda (ver Geneva Association, 2010). Suas dificuldades vieram de suas atividades bancárias e especialmente de sua aquisição nos EUA, quando expandiu sua divisão de poupança. Esta aquisição tornou a ING sujeita à regulação do OTS (*Office of Thrift Supervision*). Para cumprir com a regulação local, que requer mais de 55% dos ativos alocados a hipotecas, a ING adquiriu uma grande carteira de ativos hipotecários. Quando as taxas de *default* começaram a subir, o valor de mercado destes ativos despencou, requerendo que a ING aumentasse a quantidade de capital que mantinha. Em 2008, a ING reportou perdas de 2.6 bilhões de euros em ativos de crédito e 1.7 bilhões em ações. Em outubro de 2008, o governo holandês investiu 10 bilhões de euros na ING e em fevereiro de 2009 tomou 80% da carteira de ativos hipotecários a 90% de seu valor de face por 20 bilhões de euros⁷. O modelo de conglomerado banco e seguradora não foi invalidado como resultado da crise, afinal nem todos os conglomerados com estas características foram atingidos pela crise. Conglomerados com bancos que tinham posições com muita liquidez e pouco envolvimento em produtos estruturados saíram da crise relativamente fortes.

1.2.3. Seguradoras com operações bancárias de atacado: AIG

AIG foi uma importante seguradora que esteve perto de quebrar. Entretanto, a fonte dos problemas não foi em suas atividades securitárias, mas sim em sua divisão de produtos financeiros (AIG FP). A AIG operava 4 grandes linhas de negócios: Seguros Gerais, Seguros de Vida, Gestão de Ativos e Serviços Financeiros. A parte de Serviços Financeiros constituía uma linha de negócios heterogênea, contabilizando 9% das receitas da AIG em 2007. Uma de suas unidades de negócios, a AIG FP (AIG *Financial Products*), foi fundada em 1987 como a divisão da AIG de mercado de capitais, domiciliada em Londres (responsável por 3% das receitas da AIG em 2007).

Uma vez que a holding AIG estava registrada com um regulador equivalente, o OTS, a AIG FP podia evadir da regulação da FSA (*Financial Services Authority, órgão do*

⁶ Conglomerados de bancos e seguradoras significam grupos combinados de bancos e seguradoras listadas como banco. Conglomerados de seguradoras e bancos significam grupos de bancos e seguradoras listados como seguradoras.

⁷ Fonte: relatórios anuais da ING.

Reino Unido). Embora a AIG FP tivesse sempre contribuído com pequenas porções das receitas da AIG, ela executou transações com alta alavancagem. Em setembro de 2008, o valor nominal da carteira de derivativos, concentrada em CDS corporativos e hipotecários dos EUA, era de 2.7 trilhões de dólares, dos quais 440 bilhões eram de CDS garantidos pela holding AIG. A maioria dos CDS eram referentes a camadas super senior de CDOs (*Credit Default Obligations*) lastreados por exposições corporativas. Entretanto, uma parte substancial dos CDS subscritos pela AIG FP era de empréstimos hipotecários *subprime*, apesar do fato de que a AIG FP tenha parado com a venda destes produtos ao final de 2005.

Em suma, a AIG FP havia apostado mais do que o dobro do valor de mercado da AIG em CDS, e, de acordo com o relatório anual de 2007, falhou em se proteger contra as chamadas de margem (colateral). Foram estas chamadas de margem que colocaram estresse inicial na AIG. Após baixas nas classificações de crédito dos ativos *subprime* dos EUA no meio de 2007, as contrapartes da AIG requisitaram aumento nos colaterais no quarto trimestre de 2007. Isto ocasionou uma perda para a AIG FP de 11 bilhões de dólares no quarto trimestre de 2007. Após as baixas nas classificações dos *subprime*, as agências de *rating* anunciaram potencial baixa na classificação da AIG em setembro de 2008 (o *rating* de crédito da AIG foi diminuído de AA- para A-), criando um círculo vicioso de mais chamadas de margem. Com a baixa de nota ocorrida em setembro de 2009, a AIG FP e a AIG enfrentaram dezenas de bilhões de dólares de chamada de margem nos CDS subscritos pela AIG FP e garantidos pela holding. Para tornar as coisas piores, as contrapartes destes CDS eram muitas das maiores instituições financeiras do mundo, todas haviam feito operações de *hedge* de seus negócios de crédito por meio da AIG FP.

Incapaz de cumprir com estas demandas, a AIG recebeu um total de 182 bilhões de dólares de fundos públicos⁸. Embora, o OTS dissesse que mantinha programas de supervisão focadas em risco e que monitorava o grupo AIG como um todo, incluindo suas operações fora dos EUA, atualmente fica claro que ele falhou ao chegar às conclusões a respeito da companhia e não interveio a tempo, o que destaca a necessidade do desenvolvimento de ferramentas mais eficazes para aferição da saúde financeira de companhias financeiras e também de (res)seguradores.

⁸ De acordo com Bloomberg, 70 bilhões de investimento do governo, 60 bilhões em linhas de crédito e 52 bilhões em compras de ativos hipotecários de propriedade ou protegidos pela AIG.

1.2.4. Seguradoras dedicadas *Monoliners*

O grupo de companhias chamado de dedicadas (*monoliners*) esteve envolvido nas consequências e talvez nas causas da crise. Entretanto, ele possui um modelo de negócios bastante diferente do tradicional de seguradores, com concentração exclusiva em determinadas garantias financeiras. Tem sido argumentado que as dedicadas tiveram papel na geração e amplificação da crise, assim como críticas têm surgido em relação ao seu modelo de negócios. As *monoliners* tem proporcionado historicamente garantias financeiras para redução do custo de empréstimo de estados e cidades dos EUA (títulos municipais). Seu único negócio é tomar risco de crédito. O risco de crédito tomado era diversificado por meio de cidades de baixo risco de *default*. O histórico dessas cidades mostravam que possuíam poucas perdas. Como resultado, as *monoliners* mantinham uma posição de capital baseada em um perfil de baixo risco de crédito.

Essas empresas se envolveram com produtos estruturados nos anos 90, primeiramente segurando o pagamento de juros e principal de forma pontual de títulos. Posteriormente, elas passaram a operar garantias financeiras associadas a CDS corporativos de empresas com grau de investimento. Antes da crise, elas já se envolviam com garantias financeiras associadas a CDS de ativos hipotecários que eram classificados com notas de crédito AAA. Estas atividades têm o potencial de transmitir perdas quando a classificação de crédito do provedor da garantia é rebaixada. Isto leva a uma desvalorização do pacote de ativos e a perdas a quem quer que os tenha em carteira.

As *monoliners* construíram carteiras alavancadas e pouco diversificadas, tomando vantagem do fato de que os CDS lastreados por ativos hipotecários requerem menos capital que um título emitido por cidade dos EUA (título municipal). Este modelo de negócio confiava pesadamente em fortes classificações de crédito (como também fazia a AIG FP) e, ao mesmo tempo, foi vulnerável a erros na estimação do risco. As *monoliners* geralmente não concordavam com colaterais pois não possuíam liquidez suficiente para suportar chamadas de margens. Isto aumentou a ansiedade de suas contrapartes, que ficaram preocupadas que estas instituições poderiam entrar em colapso deixando-as desprotegidas. A situação criou um crise de confiança nas *monoliners*.

CAPÍTULO 2. MONITORAMENTO DO RISCO DE *DEFAULT*

2.1. ABORDAGEM MICRO

Como um dos temas mais palpitantes dos últimos tempos no mercado segurador, o monitoramento do risco de *default* está intimamente ligado com a aferição da solvência de companhias. Aliás, o termo “solvência” tem gerado inúmeros debates nas mais diversas esferas, tanto na técnica quanto na política, interna e externa. Em geral, estar solvente é ter mais ativos que obrigações, em determinado patamar, com determinado nível de confiança. Esse patamar depende do país onde a companhia esteja operando e como o regulador define os níveis teóricos de solvência. Se a companhia possuir ativos superiores a alguns destes níveis, então a companhia está em um estado de “solvência regulatória”, satisfazendo requerimentos regulatórios. De acordo com Bennet (2004), “um segurador está solvente para fins regulatórios quando seus ativos excedem os passivos por uma margem regulatória mínima”.

Isto também pode ser interpretado como ser capaz de pagar sinistros futuros na medida em que eles são devidos (situação de continuidade), ver, por exemplo, Owen e Law (2005), ou ser capaz de pagar todas as obrigações em uma liquidação imediata (situação de quebra) ou ser capaz de transferir os passivos a um terceiro (situação de *run-off*). Sob o ponto de vista de regulação, é importante para o supervisor a estabilidade financeira do mercado e a proteção ao segurado. Neste sentido, com base no montante que resulta da diferença entre os ativos e as obrigações, chamado aqui no Brasil de Patrimônio Líquido Ajustado, comparado ao capital, é analisado o nível de solvência.

Para uma companhia (res)seguradora, o principal e mais relevante montante de passivo é constituído por provisões técnicas. O valor de uma provisão técnica está intimamente relacionado com o valor esperado das obrigações. Tal definição pode ser encontrada em IAIS (2011), no Solvência II (UE, 2009 e CEIOPS, 2009) e no IFRS (IASB, 2010). Entretanto, devido à incerteza inerente ao negócio segurador, o valor esperado pode representar um montante acima do que efetivamente será observado

como despesa ou, por outro lado, pode ser um valor inferior ao necessário. É exatamente neste último cenário que a companhia deveter um montante de dinheiro acima do valor das provisões de forma a garantir, com certo grau de confiança, que, na ocorrência de uma despesa não esperada, a (res)seguradora não quebre em um determinado horizonte de tempo.

O termo solvência foi tratado até este ponto mais sob o ponto de vista regulatório. Entretanto, Pentikinen (1967) apresentou duas diferentes vertentes para o conceito de solvência:

1. Sob o ponto de vista de autoridades regulatórias: os benefícios de segurados devem ser assegurados.
2. Sob o ponto de vista da gestão da companhia: a continuidade das funções e a existência da companhia devem ser asseguradas. Isto pode ser considerado como o ponto de vista do capital econômico.

A definição (1) é mais adequada como base de um sistema legal. Conforme Pentikinen (1984), este caso indica a manutenção da capacidade do segurador de cumprir com suas obrigações por um curto período de tempo, por exemplo, 1 ano. De acordo com IAIS (2007c), esta definição está em linha com a finalidade dos requerimentos de capital regulatórios, pois “requerimentos de capital regulatório devem ser estabelecidos em um nível tal que o montante de recursos que um segurador é requerido a manter seja suficiente para garantir, na adversidade, que as obrigações junto aos segurados serão cumpridas. Estes requerimentos devem ser definidos de tal forma que os ativos excederão as provisões técnicas e outros passivos com um nível especificado de segurança por um determinado horizonte de tempo”.

No segundo caso, o objetivo é garantir a continuidade da existência do segurador. Este é o ponto de vista do capital econômico, que é uma situação, a princípio, mais complexa que a anterior, incluindo a primeira definição. A segunda visão pode ser vista como uma abordagem executada pela companhia para estabelecer seu próprio nível de solvência para seus controles internos. De acordo com Sandstrom (2011), o capital calculado pela companhia para cumprir com suas próprias necessidades é chamado de “capital econômico”. O objetivo é alcançar a criação máxima

de valor. Uma discussão mais geral de capital econômico pode ser encontrada em Lelyveld (2006) e uma introdução em Bhatia (2009). Esta visão do capital econômico indica o uso de uma abordagem de avaliação própria de risco e solvência (ORSA), como proposto em IAIS (2007a, 2007b).

A adequada especificação ou modelagem da dinâmica da percepção de mercado a respeito do risco de quebra de uma companhia (res)seguradora obviamente é de grande ajuda no monitoramento da saúde financeira destas companhias sob o ponto de vista individual. Por exemplo, conforme a abordagem de Merton (1974), a volatilidade é determinante para o valor da opção que caracteriza o *default* de uma companhia. Um aumento no valor da opção, via aumento de volatilidade, corresponde a uma maior chance de *default*. Outras razões que sejam indetificadas como significativas para explicar a mudança nas cotações de CDS podem ser utilizadas na previsão da percepção a respeito do risco de *default* de uma seguradora específica. Neste contexto, a metodologia e resultados do trabalho podem ser de relevância na abordagem micro de monitoramento do risco de insolvência.

2.2. ABORDAGEM MACRO

A recente crise financeira ressaltou a necessidade de se ir além de uma abordagem puramente micro ao monitoramento da saúde financeira de uma companhia, atividade também comum à regulação e supervisão do sistema financeiro. Recentemente, o número de discursos de autoridades monetárias, artigos de pesquisa e conferências que discutem a perspectiva macro na regulação aumentou drasticamente. O debate de políticas está focado em ferramentas específicas macro prudenciais, no seu uso, sua implementação e sua eficácia.

Iniciando com o estouro da bolha imobiliária em 2007, comentado no capítulo anterior, o termo risco sistêmico tem ganhado importância para todos os *players* do mercado financeiro (investidores, reguladores, gestores, etc.). Em particular, a definição de risco sistêmico, a mitigação de efeitos de eventos sistêmicos e o desenvolvimento de estratégias para impedir futuras crises sistêmicas têm sido o foco de discussões em cada nível e em todos os mercados. De fato, novas regulações têm sido propostas para instituições financeiras, incluindo alguns seguradores.

Portanto, uma questão específica surge se uma instituição financeira, como um segurador, representa risco sistêmico ou não. Seguradores, com a possível exceção daqueles que oferecem exclusivamente garantia financeira, afirmam fortemente que não são sistemicamente relevantes, enquanto alguns reguladores discordam. Há muito poucas pesquisas que abordam o mercado segurador e riscos sistêmicos, exceções notáveis estão em Harrington (2009), Swiss Re (2003) e Bell e Keller (2009).

Em outubro de 2003, a Associação Internacional dos Supervisores de Seguros IAIS editou princípios que devem ser seguidos para tornar a regulamentação e a supervisão do mercado securitário mais efetiva. Este documento, conhecido como Princípios Básicos de Seguros (ICP) passou por processo de atualização em 2011. Neste procedimento de alteração, foram incorporados aspectos macro prudenciais (ICP 24 IAIS, 2011) com a finalidade de aprimorar este tipo de supervisão. Tal fato ilustra de forma inequívoca a relevância que a matéria tem ganhado nos anos recentes. Nesse princípio citado acima, a IAIS descreve que:

O supervisor compromete-se a realizar fiscalização macroprudencial monitorando e analisando os fatores que podem ter um impacto sobre as seguradoras, grupos do seguro e dos mercados de seguro. Ele usa esta informação em sua supervisão de seguradores ou de grupos individuais do seguro. Também desenvolve e aplica ferramentas macroprudenciais apropriadamente e proporcionalmente para limitar o risco sistêmico em consequência de, ou aumentado pelas atividades nos setores de seguro.

O ICP 24 também menciona que:

O supervisor avalia a extensão a que os riscos econômicos e as vulnerabilidades macroeconômicas confrontam com proteções de prudência, na estabilidade financeira ou nos interesses do consumidor. Quando necessário, o supervisor coopera com outros supervisores do mercado financeiro (tais como operação bancária, a seguridade e os supervisores da pensão, o banco central e os ministérios relevantes do governo).

Tendo em vista as relações globais existentes atualmente, a análise destes riscos não deve se limitar um mercado isolado, mas também incluir desenvolvimentos

regionais e globais. Desta forma, deve ser avaliada com que extensão os riscos econômicos e as vulnerabilidades macroeconômicas afetam as defesas prudenciais, a estabilidade financeira e os interesses dos consumidores. Em nosso trabalho, buscamos atingir este objetivo por meio do uso de variáveis de mercado.

Com relação aos passos adotados no Brasil, em 2006, foi instituído o Comitê de Regulação e Fiscalização dos Mercados Financeiro, de Capitais, de Seguros, de Previdência e Capitalização Coremec. Dentro de seu mandato, o Coremec criou, em 2010, o Subcomitê de Monitoramento da Estabilidade do Sistema Financeiro Nacional (Sumef), por meio da Deliberação Coremec n. 12/2010, com a finalidade de:

1. manter o Coremec informado sobre a evolução dos mercados e as suas interconexões, principalmente no que se refere às relações entre os seus agentes e os papéis por eles desempenhados, apontando os riscos para o Sistema Financeiro Nacional (SFN); e
2. sinalizar situações que, em razão da integração dos mercados e de outras sobreposições, possam comprometer a estabilidade do SFN e em que seja necessária a atuação conjunta, ou ao menos coordenada, das entidades que compõem o Coremec.

De acordo com a recomendação 5 do relatório do G20 (2009) sobre o aumento de regulação robusta e fortalecimento de transparência, para determinar o grau apropriado de regulação ou monitoramento, autoridades nacionais devem estabelecer mecanismos adequados para obtenção de informações de todas as instituições financeiras, mercados e instrumentos relevantes. Esta informação permitirá autoridades nacionais aferir o potencial de suas falhas ou estresse severo que contribua para o risco sistêmico, tanto por eles próprios, como parte de um *cluster*, ou por meio de ligações com outros segmentos do sistema financeiro. Vigilância macroprudencial envolve análise de mercado, incluindo aquisição de dados, análise de dados, sistemas de sinalização antecipada, assim como testes de stress do mercado. Outras definições do termo englobam o monitoramento de tendências conjunturais e estruturais do mercado a fim de que seja dado um alerta na aproximação de uma instabilidade sistêmica.

Na última década, houve relevante crescimento no número de artigos que identificam indicadores de distúrbios financeiros em indicadores de balanço (Carson e Ingves (2003), Bordo et al (2000)), mais notavelmente os FSIs (Financial Soundness Indicators) cujo desenvolvimento foi coordenado pelo FMI (Moorhouse (2004), IMF (2008)), e indicadores de mercado, tipicamente baseados em dados de CDS ou outros instrumentos derivativos (Illing e Liu (2006), Tarashev e Zhu (2006, 2008)). A maioria dos indicadores de balanço, tais como provisões de perdas ou empréstimos com maus desempenho, são geralmente retrospectivos. *Ratings* de instituições individuais são, em princípio, prospectivos, mas, na prática, tendem a incorporar novas informações com um *lag* relevante. Além disso, eles são de natureza micro, logo falham ao tentar realçar vulnerabilidades ao nível de todo o sistema financeiro.

Há uma rica literatura a respeito de indicadores para sinalização antecipada. Foram documentadas virtudes e problemas de tipos alternativos destes indicadores para crises financeiras. Estes estudos tendem a prever eventos que ocorrem em uma data muito próxima e, ainda, não refletem um modelo de como a economia real e o setor financeiro se interagem. Neste sentido, um caminho promissor de pesquisa em indicadores de sinalização antecipada se baseia em indicadores de crédito e de mercados de ativos (Borio e Lowe (2002), Borio e Drehmann (2009b), Gerdesmeier et al (2009)). Estes indicadores têm desempenho relativamente bom na previsão, mesmo fora da amostra, de episódios de distúrbio financeiro sob horizontes mais longos (1 a 4 anos), e refletem a visão da instabilidade financeira que é baseada em ciclos endógenos (Borio e Drehmann, 2009a). Dentro deste contexto, as cotações dos contratos CDS podem prover ajuda no monitoramento da estabilidade financeira. Neste ponto, em uma abordagem por série temporal, o estudo da dinâmica dos preços dos contratos CDS pode ser de grande utilidade, afinal permite análise a respeito da evolução da percepção de risco de quebra de instituições individualmente, além de poder ser utilizado para o estudo de processos ou dinâmicas comuns aos preços dos contratos. Os resultados deste tipo de estudo em geral permitem tirar conclusões a respeito do comportamento sistemático do risco de *default*. Este comportamento é entrada fundamental em um procedimento de monitoramento macro ou sistêmico.

2.2.1. Monitoramento Macroprudencial e Risco Sistêmico

O monitoramento macroprudencial pode ser definido como um conjunto de instrumentos que monitoram a vulnerabilidade do sistema financeiro em relação aos choques econômicos, e é visto como uma ferramenta valiosa para reduzir a probabilidade e os efeitos das crises financeiras. O monitoramento macro tem como principais objetivos:

1. Identificar os riscos sistêmicos
2. Reduzir a probabilidade dos riscos sistêmicos
3. Mitigar os efeitos colaterais no sistema financeiro e na economia real.

O risco sistêmico é o risco de colapso em todo o sistema financeiro, conhecido também como risco não diversificável, causado por interdependências entre as instituições e exposições comuns enfrentadas pelas instituições. O FMI define o risco sistêmico como o risco de interrupção dos serviços financeiros que é causado pela deficiência de todos os integrantes do sistema financeiro e tem um potencial enorme para trazer sérias consequências negativas para a economia. As taxas de juros, recessão e as guerras, por exemplo, representam fontes de risco sistêmico, pois elas afetam o mercado como um todo e não pode ser evitada através da diversificação.

De acordo com BIS (2010), as autoridades responsáveis pelas políticas monetárias concordam que o propósito de uma política macroprudencial é reduzir o risco sistêmico, fortalecendo o sistema financeiro contra choques e ajudando-o a continuar seu funcionamento de forma estável sem suporte emergencial na escala que foi alcançada na crise de 2008. Além da utilidade no monitoramento macro, a modelagem da dinâmica das cotações de contratos de CDS pode ser utilizada na aferição da saúde financeira de uma companhia individual, em uma abordagem microprudencial. A fim de discernir os conceitos micro e macro, vamos introduzir duas definições intencionalmente estilizadas destes termos para realçar suas diferenças. Elas representarão os extremos de um espectro conceitual sob os quais as perspectivas de aferição da saúde financeira de uma companhia podem ser localizadas. Enquanto é comum associar a avaliação do risco de *default* à dimensão

microprudencial, tornar-se-á aparente que, conforme a definição aqui exposta, as perspectivas inevitavelmente incluirão elementos de ambas, e que o elemento macroprudencial tem ganhado terreno nos anos recentes. De fato, a mistura difere dentro da atividade de monitoramento e pode até mesmo variar dentro do contexto da discussão.

A distinção entre as dimensões micro e macro prudenciais da estabilidade financeira é melhor descrita em termos do objetivo das tarefas e dos conceitos dos mecanismos influenciando os resultados econômicos. Tem menos a ver com os instrumentos usados na persecução dos objetivos. O objetivo macro prudencial pode ser definido como limitação dos custos à economia de um stress financeiro, incluindo aqueles que surgem de qualquer risco moral induzido pelas políticas desejadas. Pode-se pensar neste objetivo como um limitador da possibilidade de falha, e os custos correspondentes, de porções significantes do sistema financeiro. Isto é geralmente referido como limitação ao risco sistêmico.

Por outro lado, o objetivo micro prudencial pode ser visto como limitação da possibilidade de falha de instituições individuais. Novamente, colocado de forma geral, é a limitação do risco idiossincrático. Uma implicação óbvia é que a dimensão macro prudencial foca no risco de falhas correlacionadas, presta grande atenção naquelas características de uma instituição, como tamanho, para determinar sua significância para a economia. A dimensão micro prudencial considera cada instituição isoladamente, e não está preocupada com as correlações macro.

No trabalho de Weiss (2010), é concluído que seguradores, em sua grande parte, não são instigadores ou causadores de risco sistêmico. Ou seja, a análise de indicadores primários associados com risco sistêmico e fatores de riscos associados com risco sistêmico sugerem que seguro não cria risco sistêmico. Alguma correlação entre perdas dentro das linhas de negócios é possível na indústria se perdas não esperadas surgem devido ao mesmo evento (por ex. decisões em tribunais), mas, ainda assim, não se espera que afetem todas as linhas de negócio ao mesmo tempo. Além disso, seguro costuma possuir um *fundings* antecipado por meio do pagamento de prêmios, logo seguradores costumam ter mais ativos realizáveis na mão para pagamento de perdas. A insolvência de seguradores geralmente ocorre de forma mais ordenada.

Seguradores são importantes intermediários financeiros por causa do ganho por meio dos investimentos resultantes do prêmio recebido antecipadamente e o *lag* de tempo entre a ocorrência do sinistro e o efetivo pagamento. Como intermediários, eles estão expostos a todos os riscos financeiros que intermediários enfrentam: risco de crédito, risco de mercado, risco de má precificação, risco de liquidez, etc. Tipicamente, seguradores investem em ativos de alta qualidade ou usam técnicas de gerenciamento conjunto de ativos e obrigações para mitigar o risco de mercado e de crédito. Entretanto, na extensão de que estes riscos não são completamente mitigados, as companhias serão afetadas por eventos de mercado sistêmicos e sistemáticos. Neste caso, seguradores geralmente não são causadores ou instigadores da crise, mas podem estar suscetíveis a ela. Os mercados que provavelmente resultam no maior efeito para seguradores são os mercados de juros, dívida corporativa e ações.

As (res)seguradoras cujos contratos de CDS são objeto deste trabalho são companhias relevantes no cenário global. Estas empresas possuem ações negociadas em bolsas de peso no mundo, o que faz com que sejam foco de análise de variados investidores. Além disso, elas possuem opções negociadas sobre suas ações, fato que coloca suas operações ainda mais em evidência. Não bastassem essas características, são seguradoras ou resseguradoras objetos de contratos CDS. Tudo isto em conjunto reflete a relevância sistemática dessas instituições. Baseado no que foi visto até agora, são companhias cuja quebra ou *default* pode ocasionar estresse na estabilidade do mercado de (res)seguros, seja por via direta ou pela queda na confiança. Esses motivos nos levam à conclusão que o monitoramento da saúde financeira é fundamental, seja na visão micro, seja no aspecto macroprudencial, motivando sobremaneira a metodologia que aplicamos neste trabalho.

CAPÍTULO 3. DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho consiste de cotações diárias de contratos de CDS em dólares norte-americanos de 14 (res)seguradores internacionais: ACE, AEGON, AIG, ALLIANZ, AVIVA, AXA, CHUBB, MUNICH RE, OLD MUTUAL, PRUDENTIAL, SWISS RE, TRAVELERS, XL and ZURICH. Todos os contratos têm a mesma maturidade de 5 anos. O mercado de derivativos de crédito é um mercado de balcão organizado. Os dados do estudo foram coletados e disponibilizados pela Bloomberg. Estes dados denotam preços de compra e venda no mercado. Usamos as médias destas cotações. Todos os dados de ações, taxas de juros e volatilidades foram obtidas junto à Bloomberg também. O período amostral compreende as datas de 10-Setembro-2001 a 19-Abril-2012. Ao todo 29.310 cotações (pontos médios entre preços de compra e venda) são usadas na análise. O número de observações por firma varia entre um mínimo de 955 (OLD MUTUAL) a um máximo de 2.489 (ALLIANZ). A Figura 3.1 apresenta as séries temporais das cotações de CDS de algumas companhias da amostra. As estatísticas que resumem as séries estão na Tabela 3.1.

Como valores que fornecem indicativo da percepção do mercado a respeito do risco de *default* de um emissor, há um número de vantagens ao se usar cotações de CDS, ao invés de *spreads* de títulos de renda fixa. Primeiro, eles se referem todos à mesma maturidade. Segundo, lidar com cotações de CDS é comparável a ter uma amostra de títulos de renda fixa negociados ao par todo dia. Terceiro, o volume monetário (tamanho) da emissão é uma outra variável peculiar a títulos que não se aplica aos CDS. Portanto, diferenças de liquidez para diferentes títulos do mesmo emissor não é uma preocupação neste trabalho.

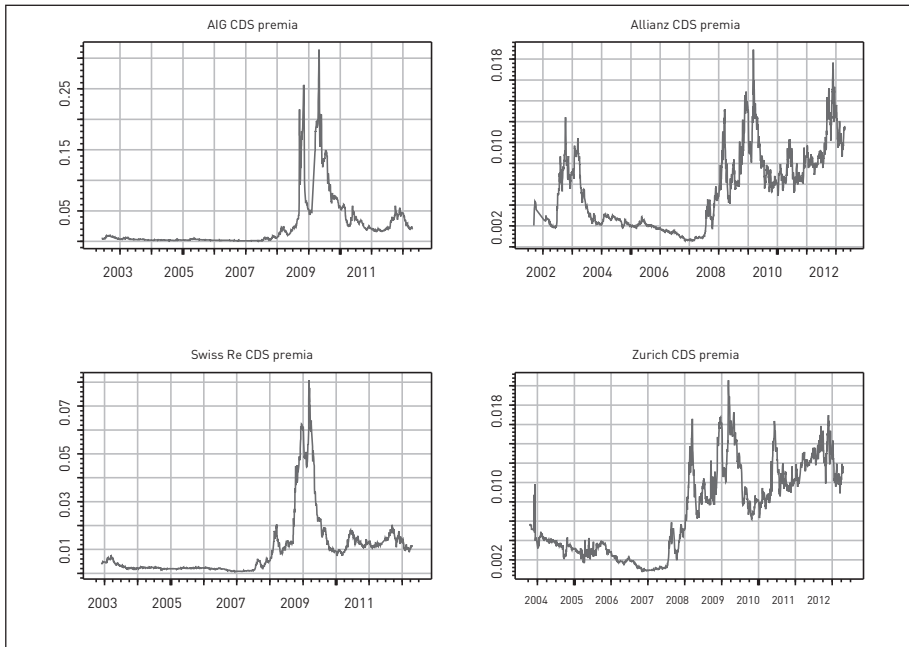


Figura 3.1. Séries temporais das cotações diárias de CDS (prazo de 5 anos) de AIG, Allianz, Swiss Re e Zurich. A série mais longa é da Allianz, de 10/09/2001 a 19/04/2012.

	Tamanho amostra	Mín.	1 quartil	Mediana	Média	3 quartil	Máx.	Desvio Padrão
ACE	2.235	15,91	44,90	67,07	71,70	95,31	297,50	36,85
AEGON	2.226	8,88	23,84	64,79	112,39	180,23	608,25	109,45
AIG	2.318	8,16	22,17	48,78	257,84	289,09	3.688,34	463,23
ALLIANZ	2.489	5,66	20,85	50,17	53,38	80,00	190,91	36,86
AVIVA	2.139	5,75	18,14	53,64	82,04	128,18	494,15	78,29
AXA	2.476	8,90	26,21	61,63	86,93	129,87	396,31	79,13
CHUBB	2.215	9,85	25,35	43,86	51,12	77,46	180,51	30,58
MUNICH Re	2.423	5,56	22,44	39,50	42,29	60,33	128,24	24,07
OLD MUTUAL	955	123,76	154,48	191,28	425,75	323,45	2.708,58	534,93
PRUDENTIAL	2.214	8,33	20,17	45,83	97,32	124,60	924,59	131,32
SWISS RE	2.224	7,68	20,72	47,62	99,71	126,30	841,63	130,31
TRAVELERS	1.158	16,22	31,00	43,00	55,39	86,48	130,49	29,76
XL Group	2.216	16,98	45,33	99,72	157,45	169,13	1.163,65	202,91
ZURICH	2.021	8,00	28,00	66,89	69,32	107,00	207,84	45,96

Tabela 3.1. Estatísticas de resumo de cada uma das séries de cotações de contratos CDS (maturidade de 5 anos).

Três variáveis são incluídas nas análises para representar em parte as condições da economia e para controlar a liquidez. De forma correspondente à maturidade dos CDS na amostra, utilizamos as taxas de juros de 5 anos dos títulos do tesouro norte-americano (*Treasury bonds*) como uma aproximação do nível (chamada neste trabalho de “Level”) da estrutura a termo de taxa livre de risco. Como representante da inclinação (chamada neste trabalho de “Slope”) da estrutura a termo de taxa livre de risco, escolhemos a diferença entre as taxas de 5 anos e de 3 meses dos *treasury bills*. Na Figura 3.2 encontra-se o gráfico do comportamento temporal destas variáveis.

Duffee (1998) documentou um relação inversa entre os *spreads* de crédito de títulos de renda fixa e o nível da taxa de juros livre de risco. Uma explicação para este fato empírico associa baixas taxas com um estado de recessão da economia. *Default* corporativos ocorrem mais frequentemente durante ciclos de baixa da economia do que durante fases de ascensão, e a ocorrência de uma recessão pode causar um declínio na qualidade de crédito que leva a um maior número de defaults no futuro. De acordo com esta linha de raciocínio, a compensação pelo risco de *default* aumentaria, e um sinal negativo deste coeficiente seria esperado. Collin-Dufresne,

Goldstein e Martin (2001) argumentam que a inclinação da estrutura a termo provê alguma medida de incerteza a respeito da economia assim como uma expectativa sobre o comportamento futuro das taxas de curto prazo.

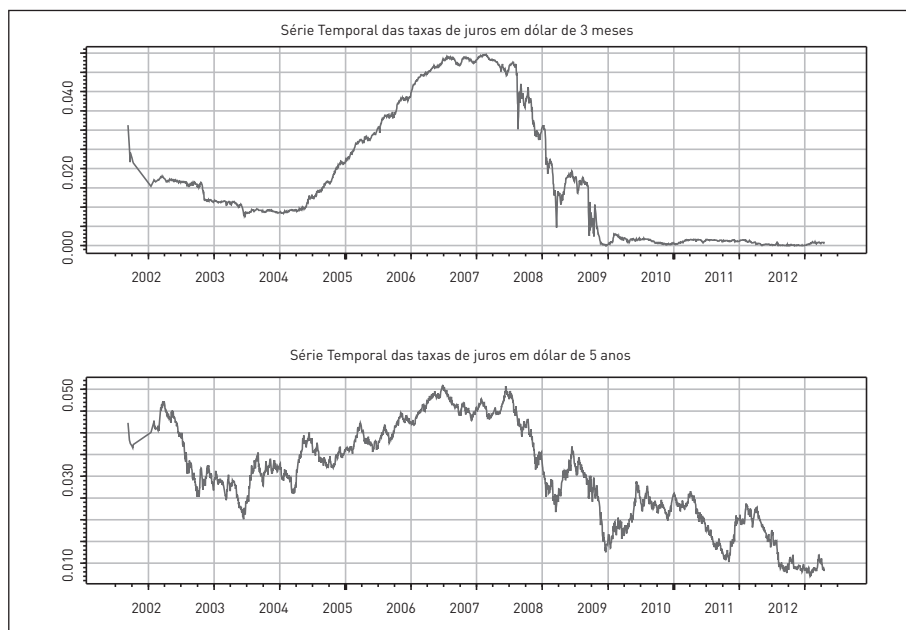


Figura 3.2. Série temporal diária das taxas de juros, em dólar, de 3 meses e de 5 anos entre os dias 10/09/2001 e 19/04/2012.

Em adição às taxas de juros, uma variável é necessária para controlar a variação na demanda por liquidez (chamada neste trabalho de “Liq”) durante o período amostral. Após os atentados terroristas de 11 de setembro de 2001, uma “procura por qualidade” foi observada nos mercados financeiros, e tentamos capturar este efeito, conforme Benkert (2004), incluindo a diferença entre as taxas de anos entre 3 meses dos *swaps* de taxas de juros em dólar e as taxas dos Treasury bills. Uma abertura desta diferença indica uma diminuição na confiança dos participante do mercado na estabilidade do sistema bancário. Para esta variável, um coeficiente positivo é esperado, pois em tempos de estresse, quando o preço de um contrato *swap* padrão sobre taxas de títulos públicos americanos sobe, investidores vão requerer um

preço maior para aceitar o risco de *default* de títulos corporativos. Na Figura 3.3 é apresentado o comportamento desta variável ao longo do tempo.

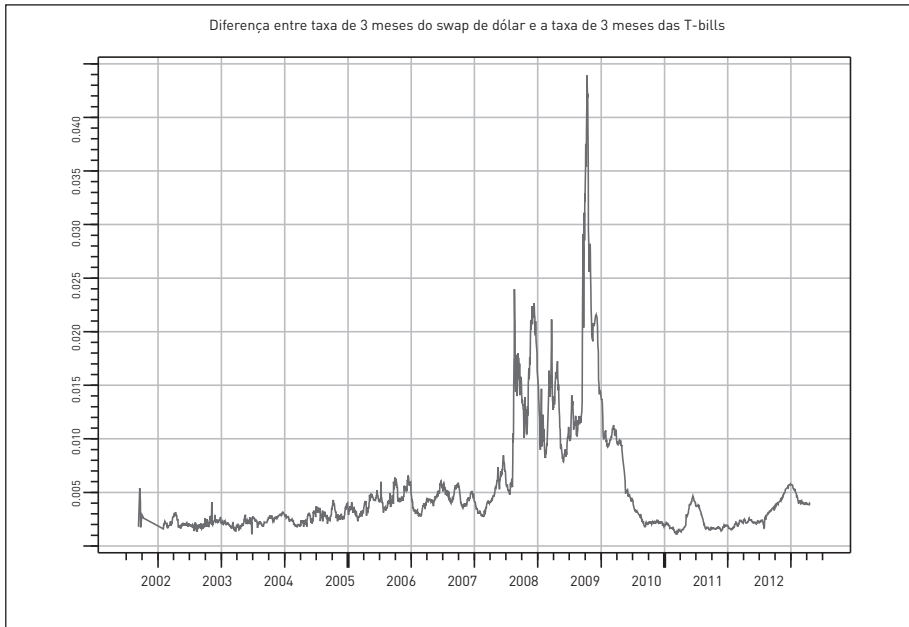


Figura 3.3. Série temporal da diferença entre as taxas dos Treasury bills de 3 meses e do swap de taxa de juros, em dólar, para o prazo de 3 meses. Tal série ilustra a procura por liquidez.

Com relação à volatilidade das ações das companhias, é muito difícil sua separação em componente idiossincrática e sistêmica. Isto demandaria dados de vários índices de ações e abriria uma discussão a respeito de com qual benchmark os prêmios de risco das (res)seguradoras seriam mensurados. Embora possamos lamentar este fato, entendemos que não afetará em nada na investigação do impacto da volatilidade das ações nos *spreads* dos CDS, já que, neste caso, a quantia de interesse é a volatilidade total. A volatilidade implícita (chamada neste trabalho de "Vollmp") foi calculada invertendo-se os preços das opções de compra, das ações das companhias, negociadas em mercado. As opções usadas estavam no dinheiro (*at-the-money*).

É importante ressaltar que não temos interesse em discutir a utilidade de volatilidades implícitas como estimadoras de volatilidade futura. Apenas tentamos ter

vantagem da informação contida na volatilidade implícita, o que de certa forma, nos leva a considerar a influência do preço das opções nos CDS. Um aumento na volatilidade implícita pode refletir expectativas de mercado sobre oscilações futuras. Pode também representar mudanças em outros aspectos, como liquidez, risco de modelagem, ou outros momentos (3 e/ou 4) a respeito da distribuição (condicional ou não) do preço da ação. Independentemente do que causa mudanças na volatilidade implícita de opções, este dado pode ser útil para a mensuração dos *spreads* dos CDS. Na Figura 3.4 mostramos o comportamento das volatilidades implícitas para algumas das companhias da amostra (as mesmas referentes ao gráfico de cotações de CDS).

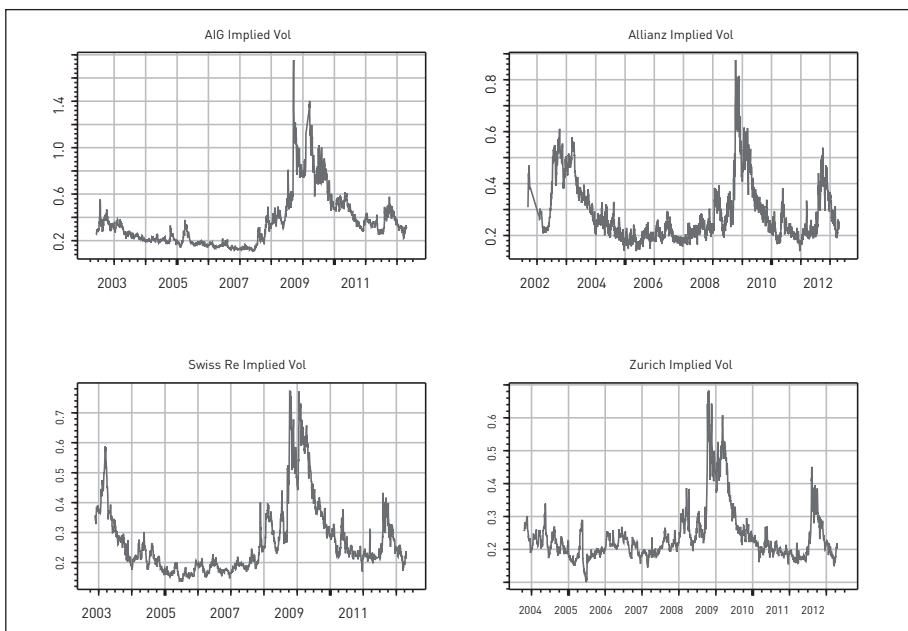


Figura 3.4. Séries temporais das volatilidades implícitas das companhias (res)seguradoras AIG, Allianz, Swiss Re e Zurich. O tamanho de cada série corresponde aos tamanhos das séries de cotações de CDS.

Entendemos que um aumento desta volatilidade representa uma má notícia para credores e, portanto, resulte em maiores prêmios nos contratos de *swap de default* de crédito. No modelo de Merton (1974), um aumento da volatilidade está associado a um aumento da probabilidade de *default*. Evidências do mercado financeiro suportam esta crença, já que durante épocas de tormentas financeiras, é observado um relevante aumento dos *spreads* e das volatilidades implícitas. Além das volatilidades implícitas de cada companhia, incluímos em nossas análises um índice de volatilidade de mercado, o VIX (*Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index*). O VIX é uma medida popular de volatilidade implícita de opções do índice SP 500. Costuma ser referenciado como índice de aversão ao risco, representa uma medida de expectativa de mercado da variabilidade do mercado de ações para os próximos 30 dias. O VIX é cotado em pontos percentuais e traduz, de forma geral, o movimento esperado no índice SP500 no período de 30 dias seguintes. Ele é calculado como uma média ponderada de um leque de opções sobre o índice SP500. Atualmente, há instrumentos financeiros negociados cujo ativo objeto é o VIX. Na Figura 3.5, mostramos o comportamento desta variável entre Jan/2000 e Dez/2011.

Por fim, foram utilizadas no estudo as séries referentes às cotações das ações das companhias. A figura 3.6 mostra o comportamento destas séries para as companhias AIG, Allianz, Swiss Re e Zurich.

Tendo em vista a aparente não-estacionariedade das séries de cotações de CDS, no capítulo seguinte (Metodologia) apresentaremos também os resultados de testes de raiz unitária e de não-estacionariedade, além de uma análise a respeito da mudança de regime observada em algumas das séries temporais.

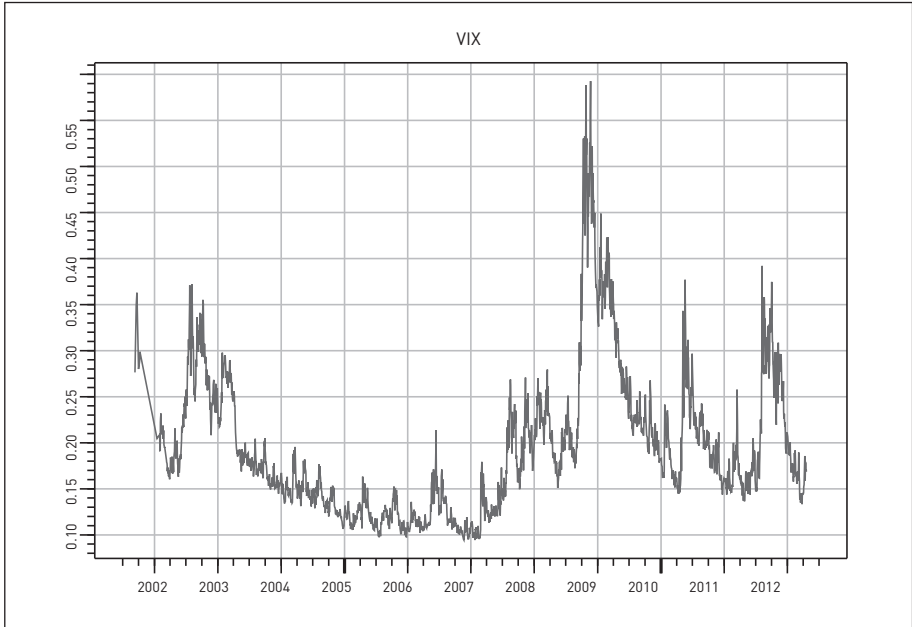


Figura 3.5. Série temporal diária do VIX para o prazo de 10/09/2001 a 19/04/2012.

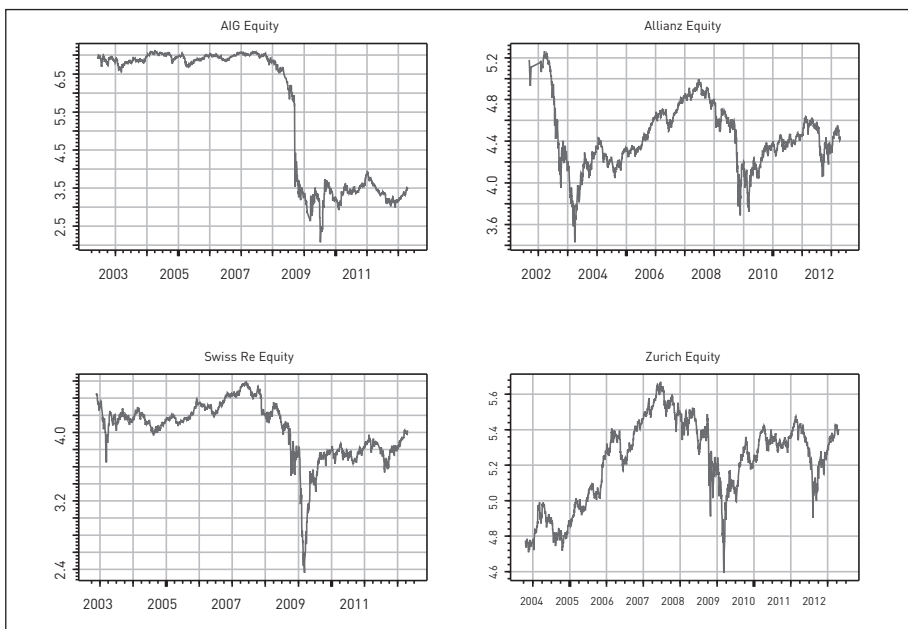


Figura 3.6. Série temporal diária dos log-preços das ações das companhias (re)seguradoras AIG, Allianz, Swiss Re e Zurich. O tamanho de cada série corresponde aos tamanhos das séries de cotações de CDS.

CAPÍTULO 4. METODOLOGIA

Nesta seção estamos interessados em analisar modelos para descrever comovimentos dinâmicos das séries temporais objeto de interesse do trabalho, como as séries de cotações e de taxas. Às vezes, no mercado financeiro, observamos que preços de ativos apresentem uma tendência estocástica comum no longo prazo, ou seja, que sejam *cointegradas*. Preços e taxas são em geral $I(1)$ e é usual analisar os logaritmos destas séries para investigar cointegração. Estabelecida uma relação de longo prazo entre log-preços, pode-se ajustar um modelo que corrija desvios de curto prazo nesta relação de equilíbrio. Este modelo é chamado de modelo de correção de erro (ECM), com sua versão vetorial chamada de VECM. Antes de abordarmos este modelo, cabe descrever os modelos vetoriais autorregressivos, cuja base também é utilizada para os modelos VECM.

4.1. MODELOS VETORIAIS AUTORREGRESSIVOS VAR(p)

O modelo VAR (*vector autoregressive*) é a extensão natural para séries temporais multivariadas estacionárias do modelo univariado AR(p). Seja $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{d,t})$ um vetor aleatório ($d \times 1$). O modelo VAR(p) pode ser escrito como

$$x_t = c + \Pi_1 x_{t-1} + \Pi_2 x_{t-2} + \dots + \Pi_p x_{t-p} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (4.1)$$

onde c é um vetor ($d \times 1$) de constantes, Π_i são matrizes ($d \times d$) de coeficientes e ε_t é um vetor ($d \times 1$) de erros não observáveis seguindo um processo RB com média zero e matriz de covariâncias Σ constante no tempo. Notemos que há d equações com os mesmos regressores no lado direito.

Considerando um VAR(1) estacionário temos que a esperança não condicional do processo é

$$E(x_t) = c(I_d - \Pi_1)^{-1}$$

desde que $(I_d - \Pi_1)$ seja não singular. A variancia não condicional é $var(x_t) = \sum_{i=0}^{\infty} \Pi_1^i \Sigma (\Pi_1^i)'$, onde $\Pi_1^0 = I_d$, e a covariância de lag k é dada por $cov_k = \Pi_1 cov_{k-1}$, $k > 0$, uma generalização do resultado visto para o processo AR(1).

Escrito de uma maneira compacta com o operador retroativo, o VAR(p) é

$$\Pi(B)x_t = c + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

onde $\Pi(B) = I_d - \Pi_1 B - \dots - \Pi_p B^p$.

O VAR(p) é estável se as raízes de $det(I_d - \Pi_1 Z - \dots - \Pi_p Z^p) = 0$ estão fora do círculo unitário complexo (isto é, possuem valor absoluto maior que 1). Neste caso o processo VAR(p) é estacionário de 2ª ordem e ergódico. A média não condicional é $\mu = (I_d - \Pi_1 - \dots - \Pi_p)^{-1}c$. A $cov(x_t, \varepsilon_t) = \Sigma$ (a matriz de covariâncias de ε_t), $cov(x_{t-k}, \varepsilon_t) = 0$ para $k > 0$, e $cov(x_t, x_{t-k}) \equiv cov_k = \Pi_1 cov_{k-1} + \dots + \Pi_p cov_{k-p}$ para $k > 0$. Notemos que a f.a.c. e a f.a.c.p. vistas no caso univariado, são também facilmente estendidas, veja Tsay [2002]. O mesmo ocorre com a generalização para os modelos VMA(q) e os VARMA(p, q).

Podemos incluir no modelo VAR(p) termos determinísticos como uma tendência linear no tempo, ou variáveis *dummies* sazonais, além de variáveis exógenas y_t .

A forma geral é:

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \Pi_2 x_{t-2} + \dots + \Pi_p x_{t-p} + \Phi D_t + G y_t + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

onde D_t é uma matriz $(l \times 1)$ de componentes determinísticos, Φ e G são matrizes de parâmetros, e y_t é uma matriz $(m \times 1)$ de variáveis exógenas.

Para a estimação do VAR(p), supondo que não haja restrições nos parâmetros, considere as equações (de regressão)

$$x_i = Z \pi_i + e_i, \quad i = 1, \dots, d \quad (4.4)$$

onde x_i é um vetor $(T \times 1)$ de observações da i -ésima equação, Z é uma matriz $(T \times k)$, onde a t -ésima linha é $Z'_t = (1, x'_{t-1}, \dots, x'_{t-p})$ e portanto $k = dp + 1$, π_i é um vetor $(k \times 1)$ de parâmetros e e_i é um vetor $(T \times 1)$ de erros com matriz de covariâncias $\sigma_i^2 \mathbf{I}_T$. Como todas as d equações possuem as mesmas variáveis explanatórias, elas podem ser estimadas separadamente por MQO sem perder eficiência. Cada estimador Π tem distribuição assintótica normal com erro b padrão dado pela raiz quadrada do i -ésimo elemento da diagonal de $\widehat{\Sigma} \otimes (Z'Z^{-1})$, onde $\widehat{\Sigma}$ é a matriz de covariâncias dos resíduos de mínimos quadrados \widehat{e}_i de $(??)$.⁹

A seleção de p é crucial. Como no caso univariado, podemos ajustar vários modelos variando $p = 0, \dots, p_{max}$ e escolher aquele que minimiza algum critério, como por exemplo o de Akaike ou de HannanQuinn:

$$\begin{aligned} \text{AIC}(p) &= \log \left| \widehat{\Sigma}(p) \right| + \frac{2}{T} p \cdot d^2 \\ \text{HQ}(p) &= \log \left| \widehat{\Sigma}(p) \right| + \frac{2 \log \log T}{T} p d^2 \end{aligned}$$

onde $\widehat{\Sigma}(p) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{e}_t \widehat{e}'_t$, a matriz de covariância dos resíduos sem a correção com os graus de liberdade.

⁹ O modelo VAR(p) pode ser reescrito em forma compacta como

$$\Pi(B)x_t = \Phi D_t + \varepsilon_t$$

onde $\Pi(B) = \mathbf{I}_d - \Pi_1 B - \dots - \Pi_p B^p$ é uma matriz polinomial, ou, equivalentemente

$$x_t = B' Z_t + \varepsilon_t$$

onde $B' = (\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_p, c)$ e $Z_t = (x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p}, 1)$, assumindo ter apenas constantes, e que as condições iniciais são dadas.

Supondo normalidade dos erros, temos a função de log-verossimilhança

$$\ln L(\mathbf{B}, \Sigma; \mathbf{x}_t) = -T \frac{d}{2} \ln 2\pi - T \frac{1}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_t - \mathbf{B}' Z_t)' \Sigma^{-1} (\mathbf{x}_t - \mathbf{B}' Z_t).$$

Maximizando a função de log-verossimilhança com respeito a B' e $-I$, obtemos os respectivos estimadores de máxima verossimilhança:

$$\begin{aligned} \widehat{\mathbf{B}} &= \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}'_t)^{-1} \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{x}'_t) = \mathbf{S}_{ZZ}^{-1} \mathbf{S}_{Zx} \\ \widehat{\Sigma} &= T^{-1} \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_t - \widehat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t) (\mathbf{x}_t - \widehat{\mathbf{B}}' \mathbf{Z}_t)' = \mathbf{S}_{xx} - \mathbf{S}_{xZ} \mathbf{S}_{ZZ}^{-1} \mathbf{S}_{Zx} \end{aligned}$$

onde $\mathbf{S}_{ZZ} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}'_t)$ e $\mathbf{S}_{Zx} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t \mathbf{x}'_t)$.

Às vezes fica difícil interpretar os diversos coeficientes do VAR(p). Podemos então fazer uma *análise estrutural* com objetivo de resumir as propriedades dinâmicas do VAR. Uma dessas análises é o teste de causalidade de Granger.

O teste de causalidade de Granger (1969) é muito útil para previsões. Por exemplo, se x_1 é importante para prever x_2 , então dizemos que x_1 GrangerCausa x_2 . Mais formalmente, x_1 Granger-Não-Causa x_2 se para todo $s > 0$ o erro quadrático médio (EQM) da previsão de $x_{2,t+s}$ baseada em $(x_{2,t}, x_{2,t-1}, \dots)$ é o mesmo que o EQM da previsão de $x_{2,t+s}$ baseada em $(x_{2,t}, x_{2,t-1}, \dots)$ e $(x_{1,t}, x_{1,t-1}, \dots)$. Neste caso as matrizes Π_1, \dots, Π_p são triangulares. Quando x_1 não Granger-Causa x_2 e x_2 não Granger-Causa x_1 , essas matrizes serão diagonais. As hipóteses relacionadas com esses coeficientes sendo zero são testadas com o teste de Wald cuja estatística tem distribuição limite chi-quadrado, veja Tsay (2002).

Considere o processo VAR(1)

$$x_t = c + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

onde c é um vetor d -dimensional, Π é uma matriz $(d \times d)$ e $\{\varepsilon_t\}$ é uma seqüência de erros não autocorrelacionados $F(0, \Sigma)$. Supondo $d = 2$, o VAR(1) terá duas equações

$$\begin{aligned} x_{1,t} &= c_1 + \Pi_{11}x_{1,t-1} + \Pi_{12}x_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ x_{2,t} &= c_2 + \Pi_{21}x_{1,t-1} + \Pi_{22}x_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}$$

Na primeira equação Π_{12} representa a dependência linear de $x_{1,t}$ em $x_{2,t-1}$ na presença de $x_{1,t-1}$. Assim, interpretamos Π_{12} como o efeito condicional de $x_{2,t-1}$ em $x_{1,t}$ dado $x_{1,t-1}$. Se, por exemplo na segunda equação, $\Pi_{21} = 0$, então $x_{2,t}$ não depende de $x_{1,t-1}$ quando $x_{2,t-1}$ está presente.

Olhando as duas equações conjuntamente, se, por exemplo $\Phi_{1,2} = 0$ e $\Phi_{2,1} = 0$ existirá uma relação unidirecional de $x_{1,t}$ para $x_{2,t}$. Se $\Phi_{2,1} = \Phi_{1,2} = 0$ então $x_{1,t}$ e $x_{2,t}$ não são linearmente dependentes. Assim, Π mede a dependência linear dinâmica do vetor x_t no seu passado. A dependência corrente, no tempo t , é medida pelos elementos fora da diagonal de Σ . É por isto que o modelo (4.2) é dito estar na sua *forma reduzida* por não mostrar explicitamente as dependências de x_t no tempo t . É possível

reescrever (4.2) considerando as relações no tempo t , a *forma estrutural*, mas para estimação e previsão a forma (4.5) é mais vantajosa.

4.2. COINTEGRAÇÃO

A cointegração não se refere aos movimentos conjuntos das séries diferenciadas, mas sim aos movimentos conjuntos das séries integradas. A cointegração é um processo de 2 etapas: primeiramente, quaisquer relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços são definidas e, a seguir, estima-se um modelo dinâmico de correção dos erros. Esse modelo de correção de erro (ECM), assim chamado porque os desvios de curto prazo do equilíbrio são corrigidos, revela as causalidades de Granger que devem estar presentes em um sistema cointegrado. Dessa forma, a cointegração entre as séries integradas pode ser um sinal de ineficiência do mercado, mas também pode ser o resultado da eficiência do mercado por exemplo, é a cointegração entre os preços à vista e futuros.

O ponto de partida da alocação de ativos e administração de risco consiste na análise da dependência dos retornos. O objetivo fundamental da análise de cointegração, entretanto, é detectar quaisquer tendências estocásticas comuns nos dados dos preços e usá-las na análise dinâmica da correlação dos retornos, ou seja, da primeira diferença. Um conjunto de séries $I(1)$ é dito "cointegradas" se há uma combinação linear dessas séries que seja estacionária. Portanto, no caso de apenas duas séries integradas, tem-se que:

x e y são cointegradas se $x, y \sim I(1)$ e se existe α tal que $x - \alpha y \sim I(0)$.

A cointegração e a correlação, embora relacionadas, são conceitos diferentes. Elevada correlação não implica elevada cointegração, nem elevada cointegração implica elevada correlação. De fato, as séries cointegradas podem ter correlações que às vezes são muito baixas. Por exemplo, um grande e diversificado portfólio de ações de um índice de ações, em que as alocações são determinadas pelos seus pesos no índice, deve ser cointegrado com o índice. Ainda que o portfólio deva se mover em linha com o índice de ações no longo prazo, podem haver períodos em que as ações que não estão no portfólio, tenham movimentos excepcionais de

preços. Dessa forma, as correlações empíricas entre o portfólio e o índice podem ser, antes de tudo, baixas durante certo tempo. O inverso pode ser também verdadeiro. Os retornos podem ser altamente correlacionados sem que haja elevada cointegração nos preços. Dessa forma, altas correlações podem facilmente ocorrer quando há e quando não há cointegração. Ou seja, a correlação nada nos diz a respeito da relação comportamental de longo prazo entre dois mercados: eles podem ou não estar se movendo juntos ao longo de grandes períodos e a correlação não é a ferramenta adequada para se medir isso.

A correlação reflete os movimentos conjuntos dos retornos, responsáveis pelas grandes instabilidades ao longo do tempo. É intrinsecamente uma medida de curto prazo. Portanto, as estratégias de hedge que se baseiam em correlação exigem geralmente um rebalanceamento frequente. As estratégias de administração de investimento que se baseiam somente em correlação não podem garantir um desempenho no longo prazo, porque não há um mecanismo que possa assegurar a reversão do hedge do ativo subjacente. E não há nada que possa evitar que o erro de aderência se comporte, de uma maneira imprevisível, como um passeio aleatório.

Visto que uma alta correlação não é suficiente para se garantir o desempenho de longo prazo do hedge, existe a necessidade de que as metodologias usuais de modelagem de risco-retorno sejam ampliadas para se levar em conta as tendências comuns de longo prazo dos preços. Isso é exatamente o que a cointegração proporciona. A cointegração mede os movimentos conjuntos de longo prazo dos preços que podem ocorrer mesmo ao longo de períodos em que as correlações estáticas pareçam ser baixas.

Em geral existe cointegração entre n séries integradas se houver, pelo menos, um vetor de cointegração, ou seja, se houver, pelo menos, uma combinação linear das séries $I(1)$ que seja estacionária. Cada combinação linear estacionária age como “cola” no sistema e, portanto, quanto mais vetores de cointegração são encontrados, maior é a dependência conjunta entre os processos. As curvas de juros, por exemplo, têm cointegração muito elevada. Quando há n maturidades em uma curva de juros, frequentemente, cada um dos $n - 1$ spreads independentes exibe reversão à média, dessa forma existem $n - 1$ vetores de cointegração, o número máximo possível.

Seja $x_t = (x_{1,t}, \dots, x_{d,t})'$ um vetor $(d \times 1)$ de séries I(1). O vetor x_t é cointegrado se existir uma combinação linear dos componentes que seja I(0), isto é, um vetor $(d \times 1)$ $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_d)'$ tal que

$$\beta'x_t = \beta_1x_{1,t} + \dots + \beta_dx_{d,t} \sim I(0) \quad (4.6)$$

Se algum dos β_j for zero, é porque somente um subconjunto dos x_t com não-zero β 's é cointegrado.

A combinação linear $\beta'x_t$ em geral tem interpretação econômica e é chamada de *relação de equilíbrio de longo prazo*. A interpretação é que, no longo prazo, existirão forças econômicas forçando as variáveis I(1) a retornarem à(s) sua(s) relação(ões) de equilíbrio.

β é chamado de vetor cointegrante e não é único já que para qualquer constante c temos $\beta^* = c\beta$ e $\beta^*'x_t \sim I(0)$. Uma normalização usual para unicamente identificar β é:

$$\beta = (1, -\beta_2, \dots, -\beta_d)'$$

Assim, (4.6) fica

$$\beta'x_t = x_{1,t} - \beta_2x_{2,t} - \dots - \beta_dx_{d,t} \sim I(0) \quad (4.7)$$

ou, interpretando o lado direito de (4.7) como os resíduos de uma regressão:

$$x_{1,t} = \beta_2x_{2,t} + \dots + \beta_dx_{d,t} + u_t \quad (4.8)$$

onde $u_t \sim I(0)$.

Em (4.8) o erro u_t é chamado erro de desequilíbrio (*disequilibrium error*) ou ainda de resíduo de cointegração (*cointegrating residual*). No longo prazo o erro de desequilíbrio u_t é zero e a *relação de equilíbrio de longo prazo* é

$$x_{1,t} = \beta_2x_{2,t} + \dots + \beta_dx_{d,t}$$

Em geral, para $d > 2$ temos várias relações de cointegração e não apenas uma. Neste caso, se o vetor $(d \times 1)$ x_t é cointegrado, podem existir r linearmente independentes vetores cointegrantes, $0 < r < d$. Por exemplo (veja ilustração no final desta seção com $d = 3$), se $d = 3$ e $r = 2$ teremos 2 vetores cointegrantes

$$\begin{aligned}\beta_1 &= (\beta_{11} \beta_{12} \beta_{13})' \\ \beta_2 &= (\beta_{21} \beta_{22} \beta_{23})',\end{aligned}$$

tais que $\beta_1' x_t \sim I(0)$ e $\beta_2' x_t \sim I(0)$. Neste caso a matriz (3×2) B

$$B' = \begin{pmatrix} \beta_1' \\ \beta_2' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{pmatrix}$$

forma uma base para os vetores cointegrantes, que não é única (assim como β_1 e β_2 não são) e normalizações são necessárias.

É interessante ver o problema dual: se o vetor $(d \times 1)$ x_t é cointegrado com $0 < r < d$ vetores cointegrantes, então existem $(d - r)$ *tendências estocásticas comuns* que são $I(1)$. No exemplo acima com $d = 3$ e $r = 2$, teremos 1 tendência estocástica comum às três séries. Existe uma representação devida à Phillips (1991), denominada representação *triangular*, a qual no exemplo, impõe que $\beta_1 = (1, 0, -\beta_{13})'$, $\beta_2 = (0, 1, -\beta_{23})'$ e portanto

$$\begin{aligned}x_{1,t} &= \beta_{13}x_{3,t} + u_t, \quad u_t \sim I(0) \\ x_{2,t} &= \beta_{23}x_{3,t} + u_t, \quad u_t \sim I(0) \\ x_{3,t} &= \beta_{13,t-1} + w_t, \quad w_t \sim I(0),\end{aligned}$$

onde as duas primeiras equações descrevem as duas relações de equilíbrio de longo prazo, e a terceira fornece a tendência estocástica comum. Um exemplo dado em Zivot de um sistema deste tipo consiste em um sistema da estrutura a termo de taxas de juros, onde x_3 representa a taxa de curto prazo, e x_1 e x_2 representam duas taxas diferentes de longo prazo. Veja ilustração no final desta seção.

4.2.1. O modelo VECM

O mecanismo que vincula séries cointegradas é a “causalidade”, não no sentido de que se fizermos uma mudança estrutural em uma das séries, a outra também muda, mas no sentido de que pontos de reversão em uma das séries precedem pontos de reversão da outra. Este é o conceito de causalidade de Granger. Esse conceito foi introduzido sem referência à cointegração porque a existência de cointegração não é necessária para a existência de causalidade, embora seja suficiente. Quando as séries de tempo são cointegradas, deve haver algum fluxo causal do tipo de Granger no sistema. A cointegração não é essencial para que as relações de antecedência-defasagem existam: pode ser que os fluxos causais existam entre as séries de tempo porque elas têm algumas outras características em comum.

O teorema da representação de Granger afirma que o modelo do vetor autorregressivo das diferenças de variáveis $I(1)$ é subidentificado se as variáveis são cointegradas (Engle e Granger, 1987). Engle e Granger mostram que a especificação do equilíbrio é omitida na representação VAR. No entanto, o modelo torna-se bem especificado quando são incluídos os termos defasados de desequilíbrio como variáveis explicativas. Esse modelo é chamado de modelo de correção de erro (ECM) pois possui um mecanismo de auto-regulação segundo o qual os desvios do equilíbrio de longo prazo são automaticamente corrigidos.

O ECM é um modelo dinâmico das primeiras diferenças das variáveis $I(1)$ usadas na regressão de cointegração. Pode ser observado que o ECM é uma análise de curto prazo das correlações dinâmicas bastante diferente do primeiro estágio da análise do equilíbrio de longo prazo de se encontrar as relações de cointegração. A conexão entre os dois estágios deve-se ao fato de que o termo de desequilíbrio, usado no ECM, é identificado durante o primeiro estágio.

A razão para o nome “correção de erro” deve-se ao fato de que o modelo é estruturado de forma que os desvios de curto prazo do equilíbrio de longo prazo sejam corrigidos. Isto é simples de se ilustrar no caso de duas séries cointegradas x_t e y_t . Nesse caso, o ECM toma a forma:

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_2} \beta_{2j} \Delta y_{t-j} + \lambda_1 \epsilon_{t-1} + \xi_{1t}$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{m_3} \beta_{3i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_4} \beta_{4j} \Delta y_{t-j} + \lambda_2 \epsilon_{t-1} + \xi_{2t}$$

em que Δ representa o operador da primeira diferença $\epsilon = x - \alpha y$ é o termo de desequilíbrio e o tamanho das defasagens e os coeficientes são determinados realizando-se o teste preliminar das regressões de mínimos quadrados.

Suponha que $\alpha > 0$ (no modelo do termo de desequilíbrio ϵ). O modelo das equações acima somente é um modelo ECM se $\lambda_1 < 0$ e $\lambda_2 > 0$, pois é somente nesse caso que o último termo de cada equação restringe os desvios do equilíbrio de longo prazo de modo que os erros sejam corrigidos. Para isso, suponha que ϵ seja grande e positivo, então x decresce, pois $\lambda_1 < 0$ e y aumenta porque $\lambda_2 > 0$, ambos têm o efeito de reduzir ϵ e, desse modo, os erros são corrigidos. De modo similar, se $\alpha < 0$ para o modelo ECM, precisa-se ter $\lambda_1 > 0$ e $\lambda_2 < 0$. Somente assim o equilíbrio é mantido em virtude da presença do termo de desequilíbrio.

A magnitude dos coeficientes λ_1 e λ_2 determina a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo após um choque de mercado. Quando esses coeficientes são grandes, o ajustamento é rápido e, dessa forma, ϵ é altamente estacionária de modo que a reversão ao equilíbrio de longo prazo $E(\epsilon) = E(x) - \alpha E(y)$ seja rápida. De fato, o teste de cointegração proposto por Engle e Yoo (1987) baseia-se na significância dos coeficientes da velocidade de ajustamento.

Quando x e y são os logaritmos dos preços de ativos cointegrados, o modelo ECM captura as correlações dinâmicas e as causalidades entre os seus retornos. Se os coeficientes da equação dos retornos defasados y contra x são significativos, então os pontos de reversão em y precedem pontos de reversão em x . Isto é, “ y causa x ” no sentido da causalidade de Granger.

A generalização do modelo ECM para mais duas variáveis é simples. O modelo ECM tem uma equação para cada variável do sistema em que a variável dependente é a primeira diferença, e cada equação tem as mesmas variáveis explicativas: os termos defasados da primeira diferença até alguma defasagem de ordem p e até r termos de desequilíbrio com defasagens que correspondem aos r

vetores de cointegração. A especificação total do modelo ECM, em forma vetorial, é dada por:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + B_1 \Delta y_{t-1} + B_2 \Delta y_{t-2} + \dots + B_p \Delta y_{t-p} + \Pi y_{t-1} + \epsilon_t$$

Cada um das n equações acima tem como regressores uma constante, as primeiras diferenças defasadas de todas as variáveis de y até as de ordem p e todos os termos de desequilíbrio defasados em razão do termo Πy_{t-1} . Para um grande valor de p , existe um número imenso de regressores potenciais, sendo pouco provável que todos eles sejam significativos em cada uma das equações. A estimação por mínimos quadrados de cada equação separadamente indica quais variáveis que devem ser incluídas em cada equação e, no caso da fórmula acima tiver sido especificada efetivamente, então ela pode ser usada na modelagem do comportamento de antecedência-defasagem entre os retornos do sistema inteiro.

Agora, considere o modelo VAR(p) dado em (??) e (??), com a generalização para a parte determinística

$$x_t = \Phi D_t + \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_p x_{t-p} + \epsilon_t, t = 1, \dots, T, \quad (4.9)$$

onde D_t contém termos determinísticos tais como constante, tendência, *dummies* sazonais, etc. Lembremos que o modelo é estável se as raízes de $\det(I_d - \Pi_1 z - \dots - \Pi_p z^p) = 0$ estão todas fora do círculo complexo unitário. Se alguma das raízes estiver sobre o círculo, todas ou algumas das variáveis x_t serão I(1) e podem ser cointegradas. Neste caso a representação VAR(p) de (??) não é adequada pois existem as relações de cointegração e devemos considerar o *vector error correction model*, modelo de correção do erro de equilíbrio, VECM($p - 1$).

$$\Delta x_t = \Phi D_t + \Pi x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (4.10)$$

onde

$$\Pi = \Pi_1 + \dots + \Pi_p - I_d$$

e

$$\Gamma_k = - \sum_{j=k+1}^p \Pi_j, \quad k = 1, \dots, p-1.$$

Notemos que a equação (4.9) pode ser modificada de várias formas diferentes, inclusive com a introdução de regressores determinísticos, com a adição de termos defasados em Δx_t , ou ainda permitindo que as componentes de x_t sejam integradas de ordem maior que 1.

A matriz Π é a *matriz de impacto de longo prazo*, e as matrizes Γ_k são as matrizes de *impacto de curto prazo*. Esta especificação corresponde à especificação “*transitory*” do pacote R. Notemos que os parâmetros Π_i do VAR podem ser obtidos do VECM através dos parâmetros Π e Γ_k :

$$\begin{aligned} \Pi_1 &= \Gamma_1 + \Pi + \text{Id} \\ \Pi_k &= \Gamma_k - \Gamma_{k-1}, \quad k = 2, \dots, p. \end{aligned}$$

No modelo (4.10), Δx_t e os seus valores defasados são $I(0)$; x_{t-1} são variáveis $I(1)$ e o termo Πx_{t-1} é $I(0)$ e contém as relações de cointegração. Se a matriz Π for singular, terá posto , ou posto reduzido, isto é, $\text{posto}(\Pi) = r < d$. Temos dois casos a considerar: (i) $\text{posto}(\Pi) = 0$. Isto implica que $\Pi = 0$ e assim $x_t \sim I(1)$ mas *não* cointegradas. O VECM (4.10) então se torna um VAR($p-1$) para as primeiras diferenças:

$$\Delta x_{t-1} = \Phi D_t + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t.$$

(ii) $0 < \text{posto}(\Pi) = r < d$. Neste caso $x_t \sim I(1)$ com r vetores de cointegração linearmente independentes, e $d-r$ tendências estocásticas comuns. Podemos escrever Π como

$$\Pi_{(d \times d)} = \alpha_{(d \times r)} \beta'_{(r \times d)}$$

onde α e β são matrizes $(d \times r)$ com $\text{posto}(\alpha) = \text{posto}(\beta) = r$. As linhas de β' formam uma base para os r vetores cointegrantes, e os elementos de α distribuem o impacto dos vetores de cointegração na evolução de Δx_t , e são interpretados

como *coeficientes da velocidade de ajustamento*. O modelo VECM (4.10) se torna:

$$\Delta x_t = \Phi D_t + \alpha \beta' x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

com $\beta' x_{t-1} \sim I(0)$. A fatorização $\Pi = \alpha \beta$ não é única. Para obter valores únicos para α e β é preciso impor restrições ao modelo.

Considere, por exemplo, $d = 2, p = 1$. Neste caso o modelo VAR(1) cointegrado para $(x_{1,t}, x_{2,t})$ seria

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

e o VECM($p - 1$) é

$$\Delta x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

onde $\Pi = \Pi_1 - I_2$. Sendo x_t cointegrado, temos um vetor cointegrante β tal que $\beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} \sim I(0)$. Usando a normalização $\beta = (1, -\beta)$ obtemos a relação estocástica de equilíbrio de longo prazo

$$x_{1,t} = \beta x_{2,t} + u_t$$

onde $u_t \sim I(0)$ e u_t representa os desvios estocásticos do equilíbrio de longo prazo $x_{1,t} = \beta x_{2,t}$.

A matriz Π é (2×2) e como temos um vetor de cointegração, $\text{posto}(\Pi) = 1$ e obtemos a decomposição

$$\Pi = \alpha \beta' = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (1, -\beta) = \begin{bmatrix} \alpha_1 & -\alpha_1 \beta \\ \alpha_2 & -\alpha_2 \beta \end{bmatrix}$$

e

$$\Pi x_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & -\alpha_1 \beta \\ \alpha_2 & -\alpha_2 \beta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 x_{1,t-1} & -\alpha_1 \beta x_{2,t-1} \\ \alpha_2 x_{1,t-1} & -\alpha_2 \beta x_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

e podemos reescrever o VECM como

$$\Delta x_t = \alpha \beta' x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [4.12]$$

ou dar as duas equações

$$\begin{aligned} \Delta x_{1,t} &= \alpha_1(x_{1,t-1} - \beta x_{2,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta x_{2,t} &= \alpha_2(x_{1,t-1} - \beta x_{2,t-1}) + \varepsilon_{2,t} \end{aligned}$$

onde $(x_{1,t-1} - \beta x_{2,t-1})$ é o erro de desequilíbrio defasado, comum às duas equações. O importante é que as reações de x_1 e de x_2 aos erros de desequilíbrio são capturadas pelos coeficientes de ajustamento α_1 e α_2 . Sendo α uma matriz $(d \times r)$, definimos α_{\perp} uma matriz $d \times (d - r)$ tal que $\alpha \alpha_{\perp} = 0$. Convencionamos $\alpha_{\perp} = I$ se $\alpha = 0$ e se $\alpha = I$ então $\alpha_{\perp} = 0$. As tendências comuns são $\alpha_{\perp} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i$.

A interpretação é que a representação das soluções do modelo autorregressivo (VECM) em termos das tendências comuns, mostra que a não estacionaridade nas variáveis é criada pelos choques não antecipados e acumulados do processo, mas que nem todos os choques aparecem. Eles aparecem multiplicados por uma matriz α_{\perp} a qual mostra que apenas $(d - r)$ passeios aleatórios dão origem à não estacionaridade. As combinações lineares βx_t não são influenciadas pelos passeios aleatórios e se tornam estacionárias.

As equações acima que descrevem o comportamento dinâmico de $\Delta x_{1,t}$ e $\Delta x_{2,t}$ podem ser aumentadas com a inclusão de termos determinísticos e de defasagens. Note que o modelo VECM liga a relação de equilíbrio de longo prazo que existe devida à cointegração com o mecanismo dinâmico de ajustamento de curto prazo α_1 e α_2 . Os coeficientes de ajustamento α_1 e α_2 descrevem como as variáveis reagem quando elas se afastam do equilíbrio de longo prazo, ou suas reações ao erro de desequilíbrio.

Ambas contém o termo $(x_{1,t-1} - \beta x_{2,t-1})$ que é o erro de desequilíbrio defasado. Os α_i controlam a velocidade com a qual os $x_{i,t}$ respondem ao erro de desequilíbrio. Quando as variáveis estão fora do seu equilíbrio de longo prazo, as forças económicas representadas pelos α 's empurram o modelo de volta ao seu equilíbrio de

longo prazo. Por exemplo se $\alpha_i = 0.5$, aproximadamente metade do erro de desequilíbrio é corrigido em um período. Se $\alpha_i \sim 1$, aproximadamente corrigido por completo. Se $\alpha_i > 1$ a correção supera à necessidade de correção.

Uma propriedade importante é que cointegração é invariante às extensões do conjunto de informações utilizado, isto é, se mais variáveis são incluídas na análise os vetores de cointegração ainda estarão presentes, mas as tendências comuns podem mudar completamente, já que temos mais fatores explicativos.

Em resumo, o modelo VECM na sua forma reduzida deve especificar que $\Pi = \alpha\beta$ na sua formulação, e supor que as raízes das equações estejam fora do disco unitário, e que os parâmetros α , β , $\Gamma_1, \dots, \Gamma_k$, Φ e Σ variam livremente, podendo ser estimados. A suposição de normalidade permite escrever a função de verossimilhança. Notemos porém, que os parâmetros α e β são não identificáveis. Assim, a inferência é feita nas equações de cointegração, $sp(\beta)$, e no de ajustamento, $sp(\alpha)$, e é preciso normalizar β .

Seja $0 < rank(\Pi) = r < d$. Os estimadores de máxima verossimilhança $\hat{\beta}$ *EMV* são os r autovetores associados aos auto-valores $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_r$. Tendo estimado os $\hat{\beta}$ *EMV* os parâmetros restantes são obtidos por mínimos quadrados. Como a fatorização $\Pi = \alpha\beta'$ não é única, as colunas de $\hat{\beta}$ *EMV* são interpretadas como combinações lineares das verdadeiras relações de cointegração. Para interpretações é sempre conveniente normalizar esses vetores de acordo com algum sistema de coordenadas. Uma dessas sugestões é achar a representação triangular do sistema cointegrado, o que dá origem ao $\hat{\beta}_c$, *EMV*. Esta normalização afeta os *EMV* de α .

Notemos que, uma vez que as r relações de cointegração tenham sido achadas, podemos estabelecer e testar diversas hipóteses sobre os coeficientes α e β , veja Johansen (2000). O modelo ECM com $\Pi = \alpha\beta$ é uma regressão de posto reduzido cuja solução pode ser obtida através de seus autovalores. Veja detalhes em Johansen e Juselius (1990). Num primeiro passo, os parâmetros autorregressivos Γ_i e determinísticos Φ são estimados. Em seguida, os resíduos são utilizados para obter os restantes. A metodologia permite testar os modelos encaixados. As distribuições assintóticas dos estimadores são dadas em Johansen

(2000). A partir de suposições simples, a distribuição assintótica de $\hat{\beta}$ é aproximadamente Normal.

4.2.2. Testes para cointegração

O primeiro passo da análise de cointegração consiste no uso dos testes estatísticos usuais de cointegração para se identificar as combinações lineares estacionárias de séries integradas que melhor definam as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do sistema e se tais relações existem. Naturalmente, se essas relações não existem, então as variáveis não são cointegradas e existe, portanto, pouco interesse na análise multivariada dos dados.

Os ensaios clássicos sobre cointegração são os de Granger (1986) e Engle e Granger (1987). Engle e Granger (1987) propuseram um teste de cointegração que se baseia em uma regressão de mínimos quadrados simples. No método de Engle-Granger, simplesmente se aplica a regressão de uma variável integrada contra as outras variáveis integradas e, a seguir, se testa a estacionariedade dos resíduos usando-se o teste de raízes unitárias. Não é usual o emprego de regressão por mínimos quadrados em dados não estacionários. A teoria usual de regressão baseia-se em dados estacionários.

Um processo estacionário é um processo estocástico que possui distribuição que não muda quando deslocada no tempo. Parâmetros como média, variância e covariância não alteram no tempo. Um processo que possui raiz unitária é não estacionário. Logo, um processo estacionário não possui raiz unitária.

Se a variável dependente não for estacionária, é bem possível que os resíduos não sejam estacionários, mas as propriedades dos estimadores de mínimos quadrados apenas são válidas no caso de os resíduos serem estacionários. No entanto, existe uma única circunstância na qual uma regressão entre variáveis integradas gera resíduos estacionários: quando as variáveis são cointegradas. Assim, a regressão define a relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries.

O teste de Engle e Granger é composto por um processo de duas etapas: na primeira, estima-se a regressão de mínimos quadrados dos dados $I(1)$ e, na segunda,

aplica-se um teste de estacionariedade, do tipo do teste de ADF¹⁰, aos resíduos dessa regressão. No caso de somente duas variáveis $I(1)$ x e y , a regressão de Engle-Granger é dada por:

$$x_t = c + \alpha y_t + \epsilon_t$$

Agora x e y são cointegradas se, e somente se, c for estacionário. Então, o vetor de cointegração é dado por $(1, -\alpha)$ e a relação de equilíbrio de longo prazo entre x e y é $x = c + \alpha y$. Os testes de cointegração não produzem resultados significativos se se utiliza um período de dados muito curto: eles são projetados para detectar tendências comuns de longo prazo das variáveis. O período de dados deve ser suficientemente longo para que a tendência estocástica possa ser detectada.

No geral, a regressão de mínimos quadrados entre n diferentes variáveis cointegradas $I(1)$ estima qual é a combinação linear estacionária das séries $I(1)$. O vetor de cointegração é $(1, -\beta_1, \dots, -\beta_{n-1})$, em que $\beta_1, \dots, \beta_{n-1}$ são os coeficientes das $n-1$ variáveis $I(1)$, usadas como variáveis explicativas, sendo a outra variável dependente da regressão de Engle-Granger. O termo de desequilíbrio é dado pelos resíduos dessa regressão. Quando $n = 2$, não importa qual seja a variável considerada como a variável dependente. Há somente um vetor de cointegração que é o mesmo no caso de ser estimado pela regressão de x contra y , como no caso de ser estimado pela regressão de y contra x . Mas quando há mais do que duas séries $I(1)$, o método Engle-Granger pode sofrer de um sério viés. Ou seja, as diferentes estimativas do vetor de cointegração são obtidas em função da escolha da variável dependente. No entanto, apenas uma estimativa é possível ainda que possa haver $n - 1$ vetores de cointegração.

Dessa forma, o método de Engle-Granger não pode ser utilizado para identificar todos os vetores de cointegração em um sistema com mais de duas variáveis. Apenas um vetor de cointegração é estimado, mas todos os vetores de cointegração independentes devem ser empregados no ECM (modelo de correção de erros).

¹⁰ Em estatística e econometria, o Teste de Dickey-Fuller aumentado ou Teste ADF (do acrônimo em inglês Augmented Dickey-Fuller) é um teste de raiz unitária em séries temporais. Quanto mais significativa a estatística ADF, usada no teste, mais indicativo o teste se torna de rejeitar a hipótese nula de que existe raiz unitária na série.

Agora, considere novamente $x_t \in \mathbb{R}^d$, $x_t \sim I(1)$ e $0 < r < d$, e assim temos r vetores cointegrantes. Seja B' uma matriz ($r \times d$) contendo os vetores cointegrantes. Então:

$$B'x_t = \begin{pmatrix} \beta'_1 & x_t \\ \beta'_2 & x_t \\ \vdots & \\ \beta'_r & x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ \vdots \\ u_{r,t} \end{pmatrix} \sim I(0)$$

Os testes mais importantes para se testar se existe cointegração, ou se existe alguma(s) combinação(ões) linear(es) $I(0)$ dos componentes de x_t , são os de Engle e Granger (1987) [esta referência daqui para frente será denotada por EG87] e de Johansen (1988).

O teste em dois passos de EG87 assume que exista no máximo um vetor cointegrante. Os dois passos são (i) Ache os resíduos cointegrantes $\hat{u}_t = \hat{\beta}'x_t$. (ii) Teste se u_t é $I(0)$ (teste da raiz unitária, RU).

A hipótese nula do teste é H_0 : Não há cointegração ou $u_t \sim I(1)$ e H_1 : Há cointegração ou $u_t \sim I(0)$. Dois casos podem ser considerados. No primeiro β é conhecido ou especificado. O segundo estima β . Se β for especificado, use-o para obter os resíduos do passo 1. Qualquer teste para detectar RU pode ser usado no passo 2. Em geral usa-se o teste ADF ou o PP, vistos no Capítulo 4. É muito importante especificar corretamente a parte determinística desses testes, assim como o número de defasagens das variáveis.

No caso de β ser desconhecido deve ser estimado, mas antes algum tipo de padronização deve ser feito para se ter unicidade na estimação. Em geral, colócase x_1 como variável dependente e (x_2, x_3, \dots, x_d) como variáveis explanatórias. Então β é normalizado como $\beta = (1, -\beta'_2)'$ e temos a regressão

$$x_{1,t} = c + (\beta_2 x_{2,t} + \beta_3 x_{3,t} + \dots + \beta_d x_{d,t}) + u_t \quad (4.13)$$

que pode ser estimada por MQO. Os resíduos

$$\hat{u}_t = x_{1,t} - \hat{c} - (\hat{\beta}_2 x_{2,t} + \dots + \hat{\beta}_d x_{d,t}) \quad (4.14)$$

são usados em um teste de RU para detectar se são I(0). O teste de RU neste caso deve ser especificado sem termos determinísticos, constante e/ou tendência, sempre que a média de $\{\hat{u}_t\}$ for zero. Notando que sob H_0 teríamos um caso de regressão espúria, Phillips e Ouliaris (1990) mostraram que os testes ADF e PP aplicados aos resíduos (4.14) não seguiam a distribuição usual de DickeyFuller (sob H_0). A distribuição (PO) seria uma função do processo de Wiener e dependente da especificação do termo determinístico em (4.13), assim como do número $(d - 1)$ de variáveis, veja Phillips and Ouliaris (1990) e Hansen (1992). Para a definição final da distribuição, três possibilidades para as tendências de x_t devem ser consideradas:

Caso 1. Todas as d variáveis são I(1) sem *drift*. Neste caso um vetor $(d - 1) \times 1$ de constantes deve ser considerado na distribuição PO da estatística teste.

Caso 2. Todas as $(d - 1)$ variáveis (x_2, \dots, x_d) são I(1) com *drift*, e x_1 pode ou não ter *drift*. Neste caso a distribuição PO da estatística teste sob H_0 deve considerar uma constante e tendência de dimensão $d - 2$.

Caso 3. $x_{1,t}$ tem *drift* e $(x_{2,t}, \dots, x_{d,t})$ e não possuem. Neste caso β_2 deve ser estimado da regressão

$$x_{1,t} = c + \delta_t + \beta' (x_{2,t}, \dots, x_{d,t}) + u_t .$$

Neste caso, a distribuição PO da estatística teste de ADF ou PP deve ser ajustada para uma constante e uma tendência, de dimensão $d - 1$. O SPlus considera todos esses casos fornecendo os valores críticos da distribuição.

Sobre as propriedades assintóticas dos estimadores de MQ ao serem usados para estimar os vetores cointegrantes veja Stock (1987) e Phillips (1991). Em resumo a distribuição assintótica de $T(\hat{\beta}_2 - \beta_2)$ não é a Normal e a fórmula usual para calcular a variancia assintótica não é válida.

Um estimador com melhores propriedades foi proposto por Stock and Watson (1993). Este estimador considera termos determinísticos e termos defasados e adiantados na regressão. A regressão aumentada seria

$$x_{1,t} = \gamma' \mathbf{D}_t + (\beta_2, \dots, \beta_d)' (x_{2,t}, \dots, x_{d,t}) + \sum_{j=-p}^p \psi'_j \Delta(x_{2,t}, \dots, x_{d,t}) + u_t \quad [4.15]$$

a qual é estimada por MQ. Este é o MQ dinâmico (DOLS), eficiente e assintoticamente Normal.

O teste de Johansen

Seja o modelo VECM [4.11] e chamemos este modelo de $H(r)$. Temos então os modelos encaixados

$$H(0) \subset \dots \subset H(r) \subset \dots \subset H(d)$$

onde $H(0)$ representa o VAR não cointegrado com $\Pi = 0$, e $H(d)$ representa o modelo VAR(p) estacionário não-restrito. A metodologia de Johansen é baseada nesta sequência. Como o posto da matriz Π de impacto de longo prazo dá o número de relações de cointegração, o teste de Johansen baseia-se nos autovalores $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_d$ da matriz Π , os quais estão entre 0 e 1, e tais que $\text{posto}(\Pi)$ é igual ao número de autovalores não nulos.

Em resumo, a metodologia de Johansen consiste em: (i) Especificar e estimar um modelo VAR(p) para x_t , equação (?). (ii) Determinar o posto r da matriz Π em (?). Para isto, estima-se por máxima verossimilhança um sistema de duas equações de regressão que considera as defasagens Δx_{t-j} , $j = 1, 2, \dots, p-1$, para explicar Δx_t e x_t . Obtém-se as matrizes de covariâncias amostrais baseadas nas duas séries de resíduos, recaindo-se em um problema de determinar os autovetores de uma matriz. O número de autovalores diferentes de zero é o valor de r . Os r autovetores são os r vetores de cointegração não normalizados. (iii) Identificar restrições e impor normalizações para os vetores cointegrantes. (iv) Utilizando os vetores de cointegração normalizados, estimar por máxima verossimilhança os parâmetros restantes do VECM correspondente. (v) O valor máximo da função de verossimilhança baseada nos r vetores cointegrantes é usado na construção de testes estatísticos. A aplicação do teste é sequencial com a hipótese nula variando desde $r = 0$ até $r = r_0$. A não rejeição da hipótese nula define o número final de relações de cointegração.

O teste de Johansen tem hipóteses

$$H_0 : r = r_0, \quad H_1 : r > r_0.$$

A estatística do traço, *trace statistic*, é dada por

$$LR_{trace}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^d \log(1 - \hat{\lambda}_i).$$

Se posto(II) = r_0 , então $\hat{\lambda}_{r_0+1}, \dots, \hat{\lambda}_d$ devem ser todos quase zero e a estatística $LR_{trace}(r_0)$ deve ser pequena. A distribuição assintótica da estatística sob H_0 não é chi-quadrado (veja Tsay (2003)), e depende de $(d - r_0)$ e da especificação do termo determinístico. Valores críticos estão tabelados em OsterwaldLenum(1992) para os cinco casos previstos (veja abaixo). O teste se inicia supondo $r_0 = 0$ e continua sequencialmente até que H_0 seja aceita.

A outra estatística teste de Johansen é do máximo autovalor:

$$LR_{max}(r_0) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}),$$

e testa

$$H_0 : r = r_0, \quad H_1 : r > r_0 + 1$$

e novamente os valores críticos para os cinco casos previstos estão tabelados.

De acordo com a metodologia de Johansen (1995), os termos determinísticos em (4.11) são restritos a serem desta forma:

$$\Phi D_t = \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t.$$

Se os termos determinísticos forem não-restritos, então as séries x_t poderão exibir tendências quadráticas e mais, poderemos ter um termo de tendência linear nas relações cointegrantes. Colocando restrições em μ_0 e μ_1 limitaremos as tendências de x_t . Assim, podemos classificar o comportamento das tendências de x_t em cinco casos:

(1) Modelo $H_2(r) : \mu_t = 0$ (sem constante). Neste caso o VECM restrito é

$$\Delta x_t = \alpha \beta' x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

e todas as séries em x_t são I(1) *sem drift* e as relações $\beta' x_t$ têm média zero.

[2] Modelo $H^*_1(r) : \mu_t = \mu_0 = \alpha\rho_0$ (constante restrita). O VECM restrito é:

$$\Delta x_t = \alpha(\beta'x_{t-1} + \rho_0) + \Gamma_1\Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

isto é, incluímos a constante no vetor cointegrante. As séries x_t são $I(1)$ sem *drift* e as relações cointegrantes $\beta'x_t$ terão médias ρ_0 não zero (ρ_0 é $(r \times 1)$).

[3] Modelo $H_1(r) : \mu_t = \mu_0$ (constante não-restrita). O VECM restrito é

$$\Delta x_t = \mu_0 + \alpha\beta'x_{t-1} + \Gamma_1\Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

onde $x_t \sim I(1)$ com vetor de *drifts* μ_0 (μ_0 é $(d \times 1)$) e as relações $\beta'x_t$ podem ter média não-zero.

[4] Modelo $H_{\sim}(r) : \mu_t = \mu_0 + \alpha\rho_1 t$ (tendência restrita). O VECM restrito será

$$\Delta x_t = \mu_0 + \alpha(\beta'x_{t-1} + \rho_1 t) + \Gamma_1\Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

onde $x_t \sim I(1)$ com vetor de *drifts* μ_0 e as relações de cointegração $\beta'x_t$ terão um termo de tendência linear $\rho_1 t$, ρ_1 é $(r \times 1)$.

[5] Modelo $H(r) : \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$ (tendência e constante não-restritas). O VECM não-restrito é

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha\beta'x_{t-1} + \Gamma_1\Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1}\Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

onde $x_t \sim I(1)$ com tendência linear (quadrática em x_t) e $\beta'x_t$ tem tendência linear.

O caso (1) é apropriado para quando as séries x_t não apresentam tendência. Caso (2) é apropriado para $x_t \sim I(1)$ sem tendência. Caso (3) é apropriado para $x_t \sim I(1)$ como por exemplo preço de ações, agregados macroeconômicos. Caso (5) é apropriado para séries $x_t \sim I(1)$ com tendência quadrática.

4.2.3. Regressão espúria

Quando todas as variáveis em um modelo de regressão são $I(0)$, os resultados estatísticos para o modelo linear de regressão tem propriedades bem conhecidas.

Quando todas são $I(1)$, porém *nao* cointegradas, temos o fenômeno da regressão espúria.

Nesta situação temos a regressão através de MQ fornecendo resultados considerados bons, tais como estatísticas t significativas, R^2 interessante. Porém, a estatística de Durbin-Watson pode ser baixa, sugerindo forte autocorrelação nos resíduos. A análise dos resíduos (que sempre deve ser efetuada) deve incluir o exame da f.a.c., a qual, neste caso, irá mostrar vários coeficientes de autocorrelação significativos. Neste caso, a abordagem correta é utilizar as diferenças das variáveis e o modelo VARMA. Boas referências são Hamilton (1994) e Phillips (1986).

CAPÍTULO 5. RESULTADOS

Neste capítulo, apresentamos os resultados dos modelos aplicados e explorados na seção Metodologia. Cabe destacar que a análise foi dividida em 3 partes. Primeiramente utilizamos a amostra pelo período completo disposto na base de dados. Em um segundo passo, a amostra objeto de estudo compreendeu o período pré-crise (PRE) e, por fim, pós-crise (POS). O período PRE compreende os dados do início de cada série até a data 19 de julho de 2007. O período POS compreende os dados a partir desta data até o fim da amostra. O mesmo procedimento foi executado para cada companhia de nosso banco de dados. Cabe destacar que em seção do Anexo apresentamos o procedimento de forma detalhada para uma companhia específica (AIG).

Inicialmente, descartamos as variáveis de taxa de 3 e 5 anos dos títulos do tesouro americano. Isto se deve ao fato das variáveis *Slope* e *Liq* envolverem combinações lineares destas taxas. Algumas transformações foram feitas nas séries da amostra. Algumas taxas estavam em pontos bases. Todas foram levadas à unidade e trabalhou-se com o logaritmo das taxas. Iniciamos testando a presença de raiz unitária. Para as séries utilizadas neste trabalho, na grande maioria das vezes não rejeitamos a presença de raiz unitária. Podemos resumir estes resultados da seguinte forma:

- *Vollmp*: apresentou raiz unitária nos 3 períodos analisados.
- *Equity*: já é bem documentado na literatura que séries de log-preços de ações são integradas. Os resultados dos testes confirmam.
- *Slope*: apresentou raiz unitária nos 3 períodos analisados.
- *Liq*: apresentou raiz unitária no período completo e PRE. No período POS rejeitamos a hipótese de $I(1)$ ao nível de 1%.

- Level: apresentou raiz unitária no período completo e PRE.
- VIX: apresentou raiz unitária nos 3 períodos analisados.

Após os testes de raiz unitária, seguindo a metodologia de Johansen, ajustamos modelos $VAR(p)$ para determinar a ordem dos modelos VECM. Para as várias séries de cotações de CDS das (res)seguradoras da amostra, foram observadas ordens p de valor elevado, por exemplo acima de 10. Entretanto, ao se ajustar os modelos VECM, verificamos que as ordens acima de 2 não eram estatisticamente significativas. Por este motivo, ficamos com $p = 2$. A partir de então, executamos o teste de Johansen para estabelecer o número de vetores de cointegração. A estatística teste (traço) foi inicialmente calculada para todos os 21 pares envolvendo as séries CDS, VI, EQ, LEV, LIQ, SLO, VIX, e para os três períodos.

Para cada (res)seguradora, e para cada período, mantivemos apenas as séries que apresentaram cointegração com alguma(s) das outras séries, e prosseguimos com o ajuste do modelo VECM, passo a passo eliminando variáveis não significativas, até chegar em um VECM final onde todos os coeficientes são estatisticamente significativos. O modelo VECM geral para o CDS pode ser escrito como

$$\begin{aligned} \Delta CDS_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^{m_1} \beta_{1i} \Delta CDS_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_2} \beta_{2i} \Delta VI_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_3} \beta_{3i} \Delta EQ_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_4} \beta_{4i} \Delta LEV_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^{m_5} \beta_{5i} \Delta LIQ_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_6} \beta_{6i} \Delta SLO_{t-i} + \sum_{i=1}^{m_7} \beta_{7i} \Delta VIX_{t-i} + \lambda_{11} RC_1 + \\ & \lambda_{12} RC_2 + \lambda_{13} RC_3 + \lambda_{14} RC_4 + \lambda_{15} RC_5 + \lambda_{16} RC_6 + \xi_{1t} \end{aligned} \quad (5.1)$$

onde RC são os resíduos de cointegração. Para cada firma e cada período estudados iremos obter a melhor (mais parcimoniosa) versão deste modelo para o CDS.

De acordo com os resultados obtidos nos testes de cointegração de Johansen baseados em todas as séries, algumas restrições serão feitas no modelo acima. Seja d o número de séries no modelo. O Modelo Completo, ou Modelo 1, contém $d - 1$ vetores de cointegração, e todos os pares são cointegrados. Para $d \geq 2$ os resíduos de cointegração (RC) são assim obtidos (escrevemos os modelos supondo $d = 7$).

Modelo 1:

$$RC_{1,t} = C DS_{t-1} - \phi_{1,1} - \phi_{1,2} VI_{t-1} - \phi_{1,3} EQ_{t-1} - \phi_{1,4} LEV_{t-1} - \phi_{1,5} LI Q_{t-1} - \phi_{1,6} SLO_{t-1} - \phi_{1,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{2,t} = C DS_{t-1} - \phi_{2,1} - \phi_{2,2} VI_{t-1} - \phi_{2,3} EQ_{t-1} - \phi_{2,4} LEV_{t-1} - \phi_{2,5} LI Q_{t-1} - \phi_{2,6} SLO_{t-1} - \phi_{2,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{3,t} = C DS_{t-1} - \phi_{3,1} - \phi_{3,2} VI_{t-1} - \phi_{3,3} EQ_{t-1} - \phi_{3,4} LEV_{t-1} - \phi_{3,5} LI Q_{t-1} - \phi_{3,6} SLO_{t-1} - \phi_{3,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{4,t} = C DS_{t-1} - \phi_{4,1} - \phi_{4,2} VI_{t-1} - \phi_{4,3} EQ_{t-1} - \phi_{4,4} LEV_{t-1} - \phi_{4,5} LI Q_{t-1} - \phi_{4,6} SLO_{t-1} - \phi_{4,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{5,t} = C DS_{t-1} - \phi_{5,1} - \phi_{5,2} VI_{t-1} - \phi_{5,3} EQ_{t-1} - \phi_{5,4} LEV_{t-1} - \phi_{5,5} LI Q_{t-1} - \phi_{5,6} SLO_{t-1} - \phi_{5,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{6,t} = C DS_{t-1} - \phi_{6,1} - \phi_{6,2} VI_{t-1} - \phi_{6,3} EQ_{t-1} - \phi_{6,4} LEV_{t-1} - \phi_{6,5} LI Q_{t-1} - \phi_{6,6} SLO_{t-1} - \phi_{6,7} VI X_{t-1}$$

O Modelo 2 não é completo. Contém $d - 2$ vetores de cointegração, e acontece quando 1 das séries não é cointegrada com todas as outras.

Modelo 2:

$$RC_{1,t} = C DS_{t-1} - \phi_{1,1} - \phi_{1,2} VI_{t-1} - \phi_{1,3} EQ_{t-1} - \phi_{1,4} LEV_{t-1} - \phi_{1,5} LI Q_{t-1} - \phi_{1,6} SLO_{t-1} - \phi_{1,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{2,t} = C DS_{t-1} - \phi_{2,1} - \phi_{2,2} VI_{t-1} - \phi_{2,3} EQ_{t-1} - \phi_{2,4} LEV_{t-1} - \phi_{2,5} LI Q_{t-1} - \phi_{2,6} SLO_{t-1} - \phi_{2,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{3,t} = C DS_{t-1} - \phi_{3,1} - \phi_{3,2} VI_{t-1} - \phi_{3,3} EQ_{t-1} - \phi_{3,4} LEV_{t-1} - \phi_{3,5} LI Q_{t-1} - \phi_{3,6} SLO_{t-1} - \phi_{3,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{4,t} = C DS_{t-1} - \phi_{4,1} - \phi_{4,2} VI_{t-1} - \phi_{4,3} EQ_{t-1} - \phi_{4,4} LEV_{t-1} - \phi_{4,5} LI Q_{t-1} - \phi_{4,6} SLO_{t-1} - \phi_{4,7} VI X_{t-1}$$

$$RC_{5,t} = C DS_{t-1} - \phi_{5,1} - \phi_{5,2} VI_{t-1} - \phi_{5,3} EQ_{t-1} - \phi_{5,4} LEV_{t-1} - \phi_{5,5} LI Q_{t-1} - \phi_{5,6} SLO_{t-1} - \phi_{5,7} VI X_{t-1}$$

O Modelo 3 não é completo. Contém $d - 3$ vetores de cointegração, e acontece quando 2 das séries não são cointegradas com todas as outras.

Modelo 3:

$$RC_{1,t} = C DS_{t-1} - \phi_{1,1} - \phi_{1,2} VI_{t-1} - \phi_{1,3} EQ_{t-1} - \phi_{1,4} LEV_{t-1} - \phi_{1,5} LIQ_{t-1} - \phi_{1,6} SLO_{t-1} - \phi_{1,7} VIX_{t-1}$$

$$RC_{2,t} = C DS_{t-1} - \phi_{2,1} - \phi_{2,2} VI_{t-1} - \phi_{2,3} EQ_{t-1} - \phi_{2,4} LEV_{t-1} - \phi_{2,5} LIQ_{t-1} - \phi_{2,6} SLO_{t-1} - \phi_{2,7} VIX_{t-1}$$

$$RC_{3,t} = C DS_{t-1} - \phi_{3,1} - \phi_{3,2} VI_{t-1} - \phi_{3,3} EQ_{t-1} - \phi_{3,4} LEV_{t-1} - \phi_{3,5} LIQ_{t-1} - \phi_{3,6} SLO_{t-1} - \phi_{3,7} VIX_{t-1}$$

$$RC_{4,t} = C DS_{t-1} - \phi_{4,1} - \phi_{4,2} VI_{t-1} - \phi_{4,3} EQ_{t-1} - \phi_{4,4} LEV_{t-1} - \phi_{4,5} LIQ_{t-1} - \phi_{4,6} SLO_{t-1} - \phi_{4,7} VIX_{t-1}$$

O Modelo 4 não é completo. Contém $d - 4$ vetores de cointegração, e acontece quando 3 das séries não são cointegradas com todas as outras.

Modelo 4:

$$RC_{1,t} = C DS_{t-1} - \phi_{1,1} - \phi_{1,2} VI_{t-1} - \phi_{1,3} EQ_{t-1} - \phi_{1,4} LEV_{t-1} - \phi_{1,5} LIQ_{t-1} - \phi_{1,6} SLO_{t-1} - \phi_{1,7} VIX_{t-1}$$

$$RC_{2,t} = C DS_{t-1} - \phi_{2,1} - \phi_{2,2} VI_{t-1} - \phi_{2,3} EQ_{t-1} - \phi_{2,4} LEV_{t-1} - \phi_{2,5} LIQ_{t-1} - \phi_{2,6} SLO_{t-1} - \phi_{2,7} VIX_{t-1}$$

$$RC_{3,t} = C DS_{t-1} - \phi_{3,1} - \phi_{3,2} VI_{t-1} - \phi_{3,3} EQ_{t-1} - \phi_{3,4} LEV_{t-1} - \phi_{3,5} LIQ_{t-1} - \phi_{3,6} SLO_{t-1} - \phi_{3,7} VIX_{t-1}$$

O Modelo 5 não é completo. Contém $d - 5$ vetores de cointegração, e acontece quando 4 das séries não são cointegradas com todas as outras.

Modelo 5:

$$RC_{1,t} = C DS_{t-1} - \phi_{1,1} - \phi_{1,2} VI_{t-1} - \phi_{1,3} EQ_{t-1} - \phi_{1,4} LEV_{t-1} - \phi_{1,5} LIQ_{t-1} - \phi_{1,6} SLO_{t-1} - \phi_{1,7} VIX_{t-1}$$

$$RC_{2,t} = C DS_{t-1} - \phi_{2,1} - \phi_{2,2} VI_{t-1} - \phi_{2,3} EQ_{t-1} - \phi_{2,4} LEV_{t-1} - \phi_{2,5} LIQ_{t-1} - \phi_{2,6} SLO_{t-1} - \phi_{2,7} VIX_{t-1}$$

Como nesta ilustração d máximo é 7, só poderemos ir até o Modelo 6. O Modelo 6 não é completo. Contém $d - 6$ vetores de cointegração, e acontece quando 5 das séries não são cointegradas com todas as outras.

Modelo 6:

$$RC_{1,t} = CDS_{t-1} - \phi_{1,1} - \phi_{1,2} VI_{t-1} - \phi_{1,3} EQ_{t-1} - \phi_{1,4} LEV_{t-1} - \phi_{1,5} LIQ_{t-1} - \phi_{1,6} SLO_{t-1} - \phi_{1,7} VIX_{t-1}$$

As Tabelas 5.1, 5.2 e 5.3 apresentam os coeficientes dos modelos finais VECM ajustados para todas as firmas e, respectivamente, para os períodos completos, pre, e pós.

Período Completo - VECM para o CDS_t													
Séries no Modelo Final													
	$M\#(d)$	α	CDS_{t-1}	VI_{t-1}	EQ_{t-1}	LEV_{t-1}	LIQ_{t-1}	SLO_{t-1}	VIX_{t-1}	$RC1$	$RC2$	$RC3$	$RC4$
Ace	3(4)	-0.001	0.224	0.001	-0.003	—	0.065	—	—	-0.013	—	—	—
Aegon	2(5)	0.000	0.152	-0.002	—	0.344	—	-0.050	0.008	-0.012	0.001	-0.004	—
AlG	2(5)	-0.001	0.137	0.013	-0.023	-1.440	—	—	0.014+	-0.045	0.008	-0.001	—
Allianz	4(5)	-0.001	0.106	—	-0.001	—	0.045	-0.050	0.002	-0.006	—	—	—
Aviva	3(6)	0.000	0.084	-0.002	-0.005	—	0.067	-0.051	0.003	-0.006	0.001	0.000	—
AXA	4(6)	0.000	0.128	-0.002	-0.002	—	0.061	-0.047	0.004	-0.001	-0.001	—	—
Chubb	3(4)	0.000	0.054	—	-0.003	-0.073	0.052	—	—	-0.007	—	—	—
Munich	3(5)	-0.000	0.043	—	-0.002	—	0.031	-0.048	0.001	-0.010	0.000	—	—
OldMutual	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Prudential	4(5)	0.000	0.148	0.001	-0.002	0.161	—	-0.037	—	-0.008	—	—	—
Swiss Re	4(5)	-0.000	0.230	-0.003	-0.005	0.245	—	-0.048	—	0.001	—	—	—
Travelers	2(4)	-0.001	-0.067	—	—	—	0.082	-0.038	-0.002	-0.016	-0.008	—	—
XL	2(4)	-0.000	-0.024	-0.012	-0.017	—	0.196	—	—	-0.034	0.003	—	—
Zurich	3(5)	0.000	-0.051	—	-0.003	—	0.066	-0.062	0.002	-0.015	0.001	—	—

Tabela 5.1. Resultados dos ajustes dos modelos VECM para as séries de cotações de CDS das (res) seguradoras. Período Completo. $M\#$ é o número que identifica o modelo. + significativo ao nível 10%. Todas as outras estatísticas são significantes ao nível de 5%.

Período Completo - VECM para o CDS_t													
Séries no Modelo Final													
	$M\#(d)$	α	CDS_{t-1}	VI_{t-1}	EQ_{t-1}	LEV_{t-1}	LIQ_{t-1}	SLO_{t-1}	VIX_{t-1}	$RC1$	$RC2$	$RC3$	$RC4$
Ace	1(2)	0.001	0.167	—	-0.003	—	—	—	—	-0.027	—	—	—
Aegon	1(2)	0.001	-0.425	—	-0.002	—	—	—	—	-0.043	—	—	—
AIG	2(3)	-0.001	0.137	0.001	-0.001	—	—	—	—	-0.020	—	—	—
Allianz		0.000	0.131	—	-0.002	—	—	—	-0.001	-0.035	-0.001	—	—
Aviva	1(2)	0.001	-0.436	—	-0.001	—	—	—	—	-0.067	—	—	—
AXA	3(4)	-0.001	0.079	0.002	-0.001	—	—	-0.035	—	-0.006	—	—	—
Chubb	2(4)	-0.001	-0.170	-0.003	-0.002	—	—	—	-0.003	-0.029	-0.001	—	—
Munich	3(4)	0.000	0.015	-0.001	-0.002	—	—	-0.025	—	-0.025	—	—	—
OldMutual	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Prudential	1(2)	0.002	-0.436	—	-0.002	—	—	—	—	-0.104	—	—	—
Swiss Re	1(2)	0.001	0.008	—	-0.001	—	—	—	—	-0.005	—	—	—
Travelers	2(3)	0.000	0.093	—	—	-0.015	-0.028	—	—	-0.006	—	—	—
XL	1(2)	0.001	-0.334	—	—	-0.366	—	—	—	-0.016	—	—	—
Zurich	1(2)	0.003	-0.380	—	-0.002	—	—	—	—	-0.110	—	—	—

Tabela 5.2. Resultados dos ajustes dos modelos VECM para as séries de cotações de CDS das (res) seguradoras. Período Pré-Crise. $M\#$ é o número que identifica o modelo. $d - M\#$ é o número de vetores de cointegração.

Todas as estatísticas são significantes ao nível de 5%.

Período Completo - VECM para o CDS_t													
Séries no Modelo Final													
	$M\#(d)$	α	CDS_{t-1}	VI_{t-1}	EQ_{t-1}	LEV_{t-1}	LIQ_{t-1}	SLO_{t-1}	VIX_{t-1}	$RC1$	$RC2$	$RC3$	$RC4$
Ace	4(5)	0.001	0.307	0.002	-0.004	—	0,062	—	-0.001	-0.002	—	—	—
Aegon	3(5)	0.000	0.200	-0.004	—	—	0.123	-0.121	0.009	-0.017	0.002	—	—
AIG	3(5)	-0.001	0.311	0.004	-0.001	—	0.308	—	0.007	-0.015	0.002	—	—
Allianz	1(2)	0.000	0.131	—	—	—	—	—	0.005	-0.007	—	—	—
Aviva	4(6)	-0.001	0.103	-0.003	-0.005	—	0.086	-0.068	0.003	-0.011	0.001	—	—
AXA	1(2)	0.000	0.156	—	—	—	—	—	0.007	0.000	—	—	—
Chubb	3(4)	-0.001	0.156	—	-0.004	-0.076	0.055	—	—	-0.012	—	—	—
Munich	4(5)	-0.001	0.040	—	-0.002	—	0.047	-0.066	0.001	-0.014	—	—	—
OldMutual	1(2)	-0.002	0.078	—	—	—	—	—	0.010	-0.009	—	—	—
Prudential	1(2)	0.000	0.273	—	—	0.159	—	—	—	0.001	—	—	—
Swiss Re	4(5)	0.001	0.182	-0.005	-0.005	0.268	—	—	0.003	-0.012	—	—	—
Travelers	3(4)	-0.001	-0.075	—	—	—	0.105	-0.067	-0.003	-0.023	—	—	—
XL	1(3)	0.002	0.013	-0.014	-0.018	—	—	—	—	-0.046	0.004	—	—
Zurich	1(2)	0.003	-0.380	—	-0.002	—	—	—	—	-0.109	—	—	—

Tabela 5.3. Resultados dos ajustes dos modelos VECM para as séries de cotações de CDS das (res) seguradoras. Período Pós-Crise. $M\#$ é o número que identifica o modelo.

Todas as estatísticas são significantes ao nível de 5%.

Devido ao tema deste trabalho, nossas análises estarão concentradas na dinâmica das cotações dos contratos CDS. Pelos resultados apresentados nas tabelas acima, podemos observar que os resíduos das equações de equilíbrio, envolvendo a dinâmica do CDS, apresentam sinal negativo com elevada significância estatística. Tal fato demonstra a tendência de correção quando as cotações de CDS estão acima do previsto no equilíbrio. Ou seja, quando tal situação ocorre, um resíduo positivo é observado na equação de equilíbrio. Este resíduo positivo quando é colocado na equação da dinâmica de curto prazo da variação do CDS gera um componente negativo (afinal o coeficiente estimado é negativo e significativo). Este componente negativo torna mais provável a previsão de uma variação negativa na dinâmica da cotação do CDS, tendendo a levá-la de volta à situação de equilíbrio no momento posterior.

Da forma simétrica podemos raciocinar quando há um resíduo negativo na equação de equilíbrio, ou seja, a cotação do CDS está, em um determinado instante, abaixo da cotação de equilíbrio. Tal resíduo negativo ao ser multiplicado por um coeficiente negativo, transforma-se em uma componente que leva a uma tendência positiva na equação da dinâmica de curto prazo da variação do CDS. Esta variação positiva na cotação do CDS gera uma tendência de retorno à situação de equilíbrio. Para todas as companhias foi observada tal ocorrência, à exceção de Swiss Re (período completo) e Prudential (POS). Esse resultado é bastante forte, principalmente porque foi obtido para os 3 períodos analisados: completo, pré e pós crise.

Ao se olhar as tabelas de forma conjunta, salta aos olhos a relevância da variável Equity no período PRE e da variável VIX no período POS, deixando claro as respectivas importâncias em diferentes períodos. De certa forma, a variável Equity, além de conter em sua composição o risco sistêmico, possui também um componente idiosincrático. Já o VIX, por ser um índice de mercado, traduz mais, em sua composição, o risco sistêmico. Portanto, há uma mudança na dinâmica das cotações de CDS antes e depois da crise, tendendo a haver uma maior dominância de uma variável sistêmica no período pós-crise.

Outro fato que pode ser observado dos resultados refere-se à significância estatística da variação da cotação de CDS com lag 1. Para a grande maioria das companhias, o coeficiente é positivo, especialmente nos períodos completo e pós crise. Isso pode denotar uma certa persistência em momentos mais nervosos do mercado

como o experimentado no período após o auge da crise. Variação positiva na cotação do CDS (piora na percepção do mercado a respeito da capacidade financeira da seguradora objeto) sendo precedidas de outra variação positiva.

Em muitas seguradoras, observa-se um coeficiente positivo e significativo para a variação defasada da volatilidade implícita. Conforme relatado neste trabalho, este resultado seria esperado em um contexto descrito pela modelo de Merton em finanças corporativas, onde um aumento da volatilidade sinaliza uma maior probabilidade de default (aumento na cotação do CDS). Eventualmente, na presença do VIX, e quando este é significativo, a volatilidade implícita ou se torna não significativa ou apresenta coeficiente com sinal negativo. Isso é explicado pelo relação positiva entre o VIX e a volatilidade implícita. O VIX é um índice de volatilidade implícita do mercado. Logo, a parte “sistêmica” da variação da volatilidade implícita seria explicada pela variação do VIX.

Os retornos das ações apresentam um comportamento esperado, um retorno positivo gera uma variação esperada negativa na cotação do CDS no período seguinte, tendo em vista o coeficiente ser negativo e significativo para muitas das companhias analisadas. A variável que representa a busca por liquidez (e por isso utilizada no mercado para sinalizar momentos de estresse) apresenta sinal positivo em algumas das (res)seguradoras.

O nível (LEV) como variável para explicar os incrementos nas cotações de CDS não se apresentou significativo na maioria das companhias e segmentações do período amostral. Quando significativo, o nível apresentou coeficiente negativo e significativo, como esperado. Afinal há uma associação entre baixas taxas com um estado de recessão da economia. Default corporativos ocorrem mais frequentemente durante ciclos de baixa da economia do que durante fases de ascensão, e a ocorrência de uma recessão pode causar um declínio na qualidade de crédito que leva a um maior número de defaults no futuro. Já a variável inclinação (slope SLO) é mais presente nas equações e apresenta sinal negativo e significância estatística. A inclinação da estrutura a termo provê uma expectativa sobre o comportamento futuro das taxas de juros de curto prazo. Uma economia em expansão possivelmente apresenta inclinações positivas. Por isso, uma variação positiva na inclinação pode ser considerado uma boa perspectiva econômica o que leva a menores cotações de CDS.

CAPÍTULO 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pela forma como são estruturados, o *spread* ou prêmio dos contratos CDS (*credit default swaps*) são comumente utilizados como indicadores da percepção do mercado a respeito da capacidade da entidade objeto de honrar com seus compromissos. Por conta disto, estes instrumentos possuem enorme potencial para o monitoramento da saúde financeira de companhias objetos destes contratos.

Neste trabalho, investigamos os efeitos de inúmeras variáveis (tanto sistêmicas quanto idiossincráticas) nos prêmios (*spreads*) dos contratos CDS de seguradores e resseguradores. Baseado nestas relações, seria possível reconciliar qual seria a percepção de mercado a respeito do risco de insolvência de companhias (res)seguradoras com base nestas variáveis explicativas. Dentre as idiossincráticas, utilizamos volatilidades implícitas e retornos de ações. As variáveis relacionadas ao comportamento sistêmico consideradas na análise são nível e inclinação da estrutura a termo de taxas de juros, fator que controla a chamada demanda por liquidez e um índice de volatilidade de mercado (VIX).

Nossos resultados indicam uma forte cointegração entre os prêmios de CDS e as volatilidades implícitas para um determinado número de (res)seguradores. Exploramos a relação dinâmica entre as volatilidades implícitas das ações negociadas em bolsa e as cotações de CDS. Engle e Granger (1987) demonstraram que cointegração implica na existência de um modelo de correção de erro (ECM *error correction model*). Portanto, uma representação geral vetorial ECM (VECM) é proposta para mudanças nestas duas variáveis que levam em consideração uma equação de cointegração, dependendo das evidências proporcionadas por uma particular companhia. Análises empíricas das dinâmicas dos preços, baseadas nas companhias de seguro, e adequadas para o VECM específico em uso, indicam que as volatilidades implícitas lideram as cotações de CDS de forma mais frequente que o contrário. Há muito poucos trabalhos empíricos na literatura que tratam sobre risco de *default* por meio de contratos CDS. Com aplicação no mercado de (res)seguro, não encontramos nenhum artigo na literatura, nem com uso

de modelos VECM para lidar com a cointegração entre volatilidades implícitas e prêmios de CDS.

Na seção de resultados, apresentamos o resíduo da equação de equilíbrio (resíduo de cointegração) foi significativo para todas as companhias da amostra. Tal fato demonstra a pertinência do uso do modelo de correção de erros. Outro resultado que chama a atenção, foi que, para muitas seguradoras, observou-se um coeficiente positivo e significativo para a variação defasada da volatilidade implícita. Eventualmente, na presença do VIX, e quando este é significativo, a volatilidade implícita ou se torna não significativa ou apresenta coeficiente com sinal negativo. Isso é explicado pela relação positiva entre o VIX e a volatilidade implícita. O VIX é um índice de volatilidade implícita do mercado. Logo, a parte "sistêmica" da variação da volatilidade implícita seria explicada pela variação do VIX. Outro ponto que salta aos olhos, e relacionado com esta conclusão, é o fato de no período pré-crise a variável Equity, que apresenta também características idiossincráticas, ter sido bastante significativa e posteriormente a crise, no período POS, a variável VIX ter se tornado mais relevante. De certa forma, fica claro que depois da crise, o risco sistêmico passa a ter um maior poder sobre a dinâmica das cotações dos CDS.

Nossos resultados são de grande interesse em diferentes aplicações, tais como avaliação do risco de contraparte presente em contratos de (res)seguro, ou mensuração da saúde financeira, ou ainda para supervisão de solvência, tanto na esfera micro quanto macroprudencial.

CAPÍTULO 7. REFERÊNCIAS

BALLOTTA, L., HABERMAN, S., WANG, N. (2006). Guarantees in With-Profit and Unitized With-Profit Life Insurance Contracts: Fair Valuation Problem in Presence of the Default Option. *The Journal of Risk and Insurance* v.73 (1), p.97:121.

BELL, M., KELLER, B. (2009). *Insurance and Stability: The Reform of Insurance Regulation*. Zurich Financial Services Group, Zurich, Switzerland.

BENNET, C. (2004). *Dictionary of Insurance*, 2nd edition. FT Prentice Hall, Pearson Education Ltd, Harlow.

BENKERT, C. (2004). Explaining Credit Default Swap Premia. *The Journal of Futures Market* v.24, n.1, p.71-92.

BHATIA, M. (2009). *An Introduction to Economic Capital*. Risk Books, IncisiveMedia, London.

BIELECKI T., RUTKOWSKI M. (2001). *Credit risk: Modeling, Valuation and Hedging*. Springer.

BIS. (2010). Macroprudential instruments and frameworks: a stocktaking of issues and experiences. *Committee on the Global Financial System*. CGFS Papers N.38.

BLACK, F., AND COX, J.C. (1976). Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions. *Journal of Finance* 31, p.351-367.

BORDO, M., DUEKER, M. e D WHEELOCK. (2000). Aggregate price shocks and financial instability: an historical analysis. *NBER Working Papers*, n. 7652.

BORIO, C. e DREHMANN, M. (2009a). Towards an operational framework for financial stability: fuzzy measurement and its consequences. *BIS Working Papers*, n. 284, June.

BORIO, C. e DREHMANN, M. (2009b). Assessing the risk of banking crises revisited. *BIS Quarterly Review*, March, pp 2946.

BORIO, C e LOWE, P. (2002). Assessing the risk of banking crises. *BIS Quarterly Review*, December, pp 4354.

BRIGO, D., and ALFONSI, A. (2003). A two-dimensional CIR++ shifted diffusion model with automatic calibration to credit default swaps and interest rate derivatives data. In: *Proceedings of the 6-th Columbia JAFEE International Conference*, Tokyo, March 15-16, 2003, 563-585. Extended internal report available at <http://www.damiano-brigo.it/cirppcredit.pdf>.

BRIGO, D., and ALFONSI, A. (2005). Credit Default Swap Calibration and Derivatives Pricing with the SSRD Stochastic Intensity Model. *Finance and Stochastics*, Vol 9, n 1.

CAMPBELL, J. Y., LETTAU, M., MALKIEL, B. G., XU, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical explanation of idiosyncratic risk. *Journal of Finance*, 56(1), p.146.

CAMPBELL, J. Y., TAKSLER, G. (2002). Equity volatility and corporate bond yields. NBER Working Paper. SSRN. Disponível em <http://post.economics.harvard.edu/hier/2002papers/2002list.html>.

CARSON, C. e INGVES, S. (2003). Financial soundness indicators. *IMF Board Papers*, May.

CEIOPS. (2009). CEIOPSs Advice for Level 2 Implementing Measures on Solvency II: Technical Provisions.

COLLIN-DUFRESNE, P., GOLDSTEIN, R. S., SPENCER MARTIN, J. (2001). The determinants of credit spread changes. *Journal of Finance*, 56(6), p.21772207.

DUFFEE, G. R. (1998). The relation between treasury yields and corporate bond yield spreads. *Journal of Finance*, 53(6), 22252241.

DUFFE, D., e Singleton, K.J. (1999). Modeling Term Structures of Defaultable Bonds. *The Review of Financial Studies* 12, p.687-719.

EITRHEIM, K. e TERSVIRTA, T. (1996). Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. *Journal of Econometrics*, 74, p.59-76.

ENDERS, W. e FALK, B. (1999). Confidence intervals for threshold Autoregressive Models. Iowa State University, Dept. of Economics.

ENDERS, W. e SIKLOS, P. L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*, 19 (2), p.166-176.

ENGLE, R.F. e C.W.J. GRANGER. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* v.55, p.251:276.

ENGLE, R.F. e YOO, B. S. (1987). Forecasting and Testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics* 35, p.143-159.

EOM, Y. H., HELWEGE, J., HUANG, J.-Z. (2002). *Structural models of corporate bond pricing: An empirical analysis*. Yonsei University.

G20. (2009). Financial reform: a framework for financial stability. Working Group on Financial Reform chaired by Paul Volcker.

GENEVA ASSOCIATION. (2010). *Systemic Risk in Insurance: An analysis of insurance and financial stability*. Published by The Geneva Association (The International Association for the Study of Insurance Economics).

GERDESMEIER, D., ROFFA, B. e H-E REIMERS. (2009). Monetary developments and asset prices. *ECB Working Papers*, no 1068.

GOYAL, A., SANTA-CLARA, P. (2002). *Idiosyncratic risk matters!* UCLA.

GRANGER, C. W. J. (1986). Developments in the Study of Cointegrated Economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (3).

GRANGER, C. W. J. and TERSVIRTA, T. (1993). *Modelling Non-linear Economic Relationships*. Oxford University Press.

HARRINGTON, S. E. (2009). The Financial Crisis, Systemic Risk, and the Future of Insurance Regulation. *The Journal of Risk and Insurance*, V. 76(4), pp. 785-819.

IAIS. (2007a). *Guidance Paper on Enterprise Risk Management for Capital Adequacy and Solvency Purposes*. International Association of Insurance Supervisors, Basel. Guidance Paper No. 2.2.6, October.

IAIS. (2007b). *Guidance Paper on the Use of Internal Models for Risk and Capital Management Purposes by Insurers*. International Association of Insurance Supervisors, Basel. Guidance Paper No. 2.2.7, October.

IAIS. (2007c). *Guidance Paper on the Structure of Regulatory Capital Requirements*. International Association of Insurance Supervisors, Basel. Guidance Paper No. 2.2.1, October.

IAIS. (2011). *Insurance Core Principles*. Disponível para download em www.iaisweb.org.

IASB. (2010). *Insurance contracts: exposure draft*. International Accounting Standards Board.

ILLING, M. e LIU, Y. (2006). Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada. *Journal of Financial Stability*, vol 2(3), pp 243-65.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. (2008). *Financial soundness indicators*.

JOHANSEN, S. (1996). *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*. Oxford University Press, Oxford.

LANDO, D. (1998). On Cox processes and credit risky securities. *Review of Derivatives Research* 2, p.99-120.

LELYVELD, I. Editor. (2006). *Economic Capital Modelling: Concepts, Measurement and Implementation*. Risk Books, London.

LUKKONEN, R. and SAIKKONEN, P. and TERSVIRTA, T. (1998). *Smooth transition GARCH models*. *Biometrika*, 75, p.491-499.

MELO, E.F.L. (2007). Excedentes Financeiros e Garantias Mínimas: uma análise do papel das opções em Seguros de Vida e Previdência. *Caderno de Seguros*, Rio de Janeiro, 01 jul. 2007.

MERTON, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 29, p.449:470.

MOORHOUSE, A. (2004). *An introduction to financial soundness indicators*. Bank of England, www.bankofengland.co.uk/statistics/ms/articles/art1feb04.pdf.

OWEN, G., LAW, J. EDITORS, (2005). *Oxford Dictionary of Accounting*, 3rd edition. Oxford University Press, Oxford.

PENTIKINEN, T. (1967). On the solvency of insurance companies. *ASTIN Bulletin*, Vol. IV, Part III, pp. 236247.

PETRUCELLI, J. and WOOLFORD, S. (1984). A Threshold AR(1) Model. *Journal of Applied Probability*, 21, p. 270-286.

SANDSTRM, A. (2011). *Handbook of solvency for actuaries and risk managers: theory and practice*. Chapman and Hall/CRC finance series.

SHERRIS, M. and HOEK, J. (2006). Capital Allocation in Insurance: Economic Capital and the Allocation of the Default Option Value. *North American Actuarial Journal* v.10 (2), p.39:61.

SWISS RE. (2003). *Reinsurance: A Systemic Risk ?* Sigma V. 5, Zurich, Switzerland.

TARASHEV, N. e ZHU, H. (2006). Modelling and calibration errors in measures of portfolio credit risk. *BIS Working Papers*, n. 230, June.

TARASHEV, N. e ZHU, H. (2008). The pricing of correlated default risk: evidence from the credit derivatives market. *Journal of Fixed Income*, vol 18, n. 1, pp 524.

UE. (2009). *Solvency II: Level 1 directive*. Disponível em <https://eiopa.europa.eu/>.

WEISS, M.A. (2010). Systemic Risk and the U.S. Insurance Sector. Center for Insurance Policy & Research. National Association of Insurance Commissioners (NAIC).

ZIVOT, E. and WANG, J. 2002. *Modelling Financial Times Series with S-PLUS*. Manual of S-Plus FinMetrics.

CAPÍTULO 8. ANEXOS

8.1. ILUSTRAÇÃO DO PROCEDIMENTO DE AJUSTE VECM PARA A AIG

Cointegração tem a ver com simultaneidade de séries temporais, é problema multivariado por natureza. A globalização econômica e a crescente velocidade da internet são bastante responsáveis pela também corrente crescente integração dos mercados. Efeitos são sentidos quase instantaneamente o que torna cada vez mais necessária a consideração conjunta de variáveis, procurando entender e prever seus movimentos simultâneos. Particularmente, em finanças, investidores possuem ativos em diferentes mercados, e é de interesse entender como eles se movem juntos.

As séries do *Credit Default Swap*, CDS, da firma de seguro AIG e da sua Volatilidade Implícita ao longo do tempo, de 6 de maio de 2002 a 19 de abril de 2012 (ao todo 2318 observações) parecem ser não estacionárias tipo raiz unitária, apesar delas não exibirem uma tendência determinística clara.

Começaremos ajustando os modelos vistos para cointegração para as três variáveis CDS, Volatilidade Implícita (Vollmp) para a firma AIG, e o índice VIX.

Os três testes, ADF, PP, e PP modificado (MPP) não rejeitaram a H_0 de RU para Vollmp e VIX ao nível de significância de 5%, porém para o CDS, a hipótese nula foi aceita ao nível de 1% mas rejeitada aos 5%. Utilizamos a metodologia de seleção automática do número de defasagens na utilização da função `unitroot` do SPlus para as estatísticas ADF e MPP conforme Ng e Perron (2001). Continuaremos a análise considerando as três séries I(1) ao nível de 1%.

Aplicando o teste de EG87, primeiro estimamos o vetor β normalizado através da regressão por mínimos quadrados, sendo o CDS a variável dependente, e as outras duas as explanatórias mais uma constante (isto é, na parte determinística da regressão não consideramos uma tendência determinística), obtendo estimativas

altamente significativas com R^2 de 76%. Aos resíduos desta regressão aplicamos os testes de RU que neste caso é *sem* termos determinísticos, pois os mesmos já foram considerados na regressão, mas pode ter termos defasados. O número de defasagens no teste RU foi determinado conforme a teoria vista para as estatísticas. A suposição feita sobre a parte determinística afeta a distribuição da estatística teste, a distribuição PO, que está tabelada no SPLUS. A H_0 foi fortemente rejeitada para todas as estatísticas de teste e concluímos que existe uma relação de cointegração.

A seguir aplicamos o teste de Johansen para decidir sobre r , o número de vetores de cointegração. No primeiro passo decidimos sobre o número de defasagens no VECM. Utilizando a função VAR e o critério AIC identificamos $p = 2$. Em seguida usamos a função coint para determinar r . Conforme vimos, é importante especificar corretamente os termos determinísticos na função coint. Dentre os cinco casos vistos de tendências e constantes, decidimos pela constante restrita (2), restrita a estar somente no vetor de cointegração, pois as séries não possuem tendência. Abaixo temos o output desta função onde ** e * significam, respectivamente, rejeição a 1% e 5% da hipótese nula ao lado. As duas estatísticas LR_{trace} e LR_{max} aceitam a 1% a $H_0 : r = 2$, isto é, que existem dois vetores de cointegração. Os três auto-valores estimados são 0.0371, 0.0130, e 0.0047, e o número de vetores de cointegração é igual ao número de auto-valores não nulos. Temos então $1 = d - r = 3 - 2$ *tendências estocásticas*.

Hip. Nula	Autovalores	Trac-Est	95%VC	99%VC	Max-Est	95%VC	99%VC
H(0)++**	0.0371	128.75	34.91	41.07	87.58	22.00	26.81
H(1)++**	0.0130	41.16	19.96	24.60	30.27	15.67	20.20
H(2)+ *	0.0047	10.89	9.24	12.97	10.89	9.24	12.97

A estimativa da matriz II de impacto no longo prazo é

	CDS	Vollmp	VIX
cds.t	-0.0416	0.0082	-0.0045
Vollmp	0.0042	-0.0142	0.0120
VIX	-0.0118	0.0085	-0.0301

As estimativas de máxima verossimilhança do vetor β' normalizado,

$$\beta'_1 = (1, -\beta_{12} - \beta_{13})$$

$$\beta'_2 = (1, -\beta_{22} - \beta_{23})$$

e da constante restrita ρ_0 são

CDS	Vollmp	VIX Constante restrita	
1	-0.2476	0.2410	0.0158
1	0.1092	-0.9418	0.1156

E as relações de cointegração

$$\beta'_i x_t \sim I(0)$$

estimadas são

$$CDS_t - 0.2476Vollmp_t + 0.2410VIX_t + 0.0158 \sim I(0)$$

$$CDS_t + 0.1092Vollmp_t - 0.9418VIX_t + 0.1156 \sim I(0)$$

A interpretação é que se as séries de CDS, Vollmp, e VIX se afastarem muito das relações de equilíbrio $CDS_t = 0.2476Vollmp_t - 0.2410VIX_t - 0.0158$ e $CDS_t = -0.1092Vollmp_t + 0.9418VIX_t - 0.1156$, forças econômicas irão agir fazendo com que as relações de equilíbrio sejam restauradas.

A matriz α normalizada é

-0.03599	-0.00488
0.03651	-0.01511
-0.02873	0.02148

Temos um modelo completo, com 3 variáveis ($d = 3$) e 2 relações de cointegração ($r = 2$). O modelo VECM restrito a ser ajustado é

$$\Delta x_t = \alpha(\beta'x_{t-1} - \rho_0) + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Utilizando as estimativas de máxima verossimilhança fornecidas por coint podemos escrever

$$\Delta \mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} -0.0360 & -0.0049 \\ 0.0365 & -0.0151 \\ -0.0287 & 0.0215 \end{bmatrix} \left(\begin{bmatrix} 1 & -0.2476 & 0.2410 \\ 1 & 0.1092 & -0.9418 \end{bmatrix} \mathbf{x}_{t-1} + \begin{bmatrix} 0.0158 \\ 0.1156 \end{bmatrix} \right) + \Gamma_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Utilizando agora a função VECM obtemos as estimativas finais de máxima verossimilhança dos coeficientes do modelo completo VECM proposto, isto é, as estimativas das 3 equações

$$\Delta CDS_t = a_1 + \lambda_{11} RC_1 + \lambda_{12} RC_2 + \Gamma_{11} \Delta CDS_{t-1} + \Gamma_{12} \Delta VOLL_{t-1} + \Gamma_{13} \Delta VIX_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta VOLL_t = a_2 + \lambda_{21} RC_1 + \lambda_{22} RC_2 + \Gamma_{21} \Delta CDS_{t-1} + \Gamma_{22} \Delta VOLL_{t-1} + \Gamma_{23} \Delta VIX_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$\Delta VIX_t = a_3 + \lambda_{31} RC_1 + \lambda_{32} RC_2 + \Gamma_{31} \Delta CDS_{t-1} + \Gamma_{32} \Delta VOLL_{t-1} + \Gamma_{33} \Delta VIX_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

onde RC_1 e RC_2 representam o primeiro e o segundo resíduo de cointegração.

O output da função VECM é

	cds.t	Vollmp	VIX
coint.1	-0.0409	0.0214	-0.0072
(std.err)	0.0048	0.02970.0127	0.0029
(t.stat)	-8.4431	0.7199	-0.5702
coint.2	0.0084	-0.0107	0.0095
(std.err)	0.0011	0.0069	0.0029
(t.stat)	7.5033	-1.5600	3.2292
cds.t.lag1	0.1653	-0.1363	-0.1111
(std.err)	0.0202	0.1241	0.0530
(t.stat)	8.1804	-1.0987	-2.0948
Vollmp.lag1	0.0171	0.0414	-0.0079
(std.err)	0.0038	0.0232	0.0099
(t.stat)	4.5428	1.7882	-0.7940
VIX.lag1	0.0415	0.1112	-0.1221
(std.err)	0.0084	0.0517	0.0221
(t.stat)	4.9308	2.1525	-5.5285
Intercept	-0.0011	-0.0012	0.0020
(std.err)	0.0003	0.0016	0.0007
(t.stat)	-4.3101	-0.7177	2.9488

Por exemplo, a primeira equação fica:

$$\Delta C DSt = -0.0011 + (-0.0409RC_1 + 0.0084RC_2 + 0.1653\Delta C DSt_{-1} + 0.0171\Delta V oll mpt_{-1} + 0.0415\Delta VIX_{-1})$$

com todos os parâmetros altamente significativos.

Testamos se as médias dos erros de desequilíbrio $\beta'x_t$, estimados¹¹ são zero e aceitamos a H_0 .

¹¹ Isto é, as estimativas dos desvios estocásticos das duas relações de equilíbrio.

Iremos agora ajustar os modelos VECM com limiar para as mesmas variáveis, não só no período completo, mas também separadamente nos períodos pré e pós crise, períodos esses definidos pela data de 19 de julho de 2007.

O teste de EG87 aplicado aos pares e utilizando o período completo indicou cointegração para todos eles. Separadamente, para o período pré-crise e o período pós-crise vimos que CDS e Vollmp são cointegrados no período pré.

- CDS e Vollmp são cointegrados no período pós.
- CDS e VIX não são cointegrados no período pré a 1%.
- CDS e VIX não são cointegrados no período pos a 1%.
- Vollmp e VIX são cointegrados no período pré a 1%.
- Vollmp e VIX não são cointegrados no período pré a 1%.

Novamente estimamos por MQO a regressão, obtendo os resíduos $\{\hat{u}_t\}$ e testamos se são estacionários de raiz unitária. Para o período todo rejeitamos H_0 a qualquer nível de significância razoável. Esses resíduos são usados para estimar o modelo

$$\Delta\hat{u}_t = \rho\hat{u}_{t-1} + \gamma_1\Delta\hat{u}_{t-1} + \gamma_2\Delta\hat{u}_{t-2} + e_t$$

que forneceu estatísticas altamente significativas e AIC de -16615.77. O número de defasagens foi obtidos através do critério AIC. Este é o modelo clássico, linear.

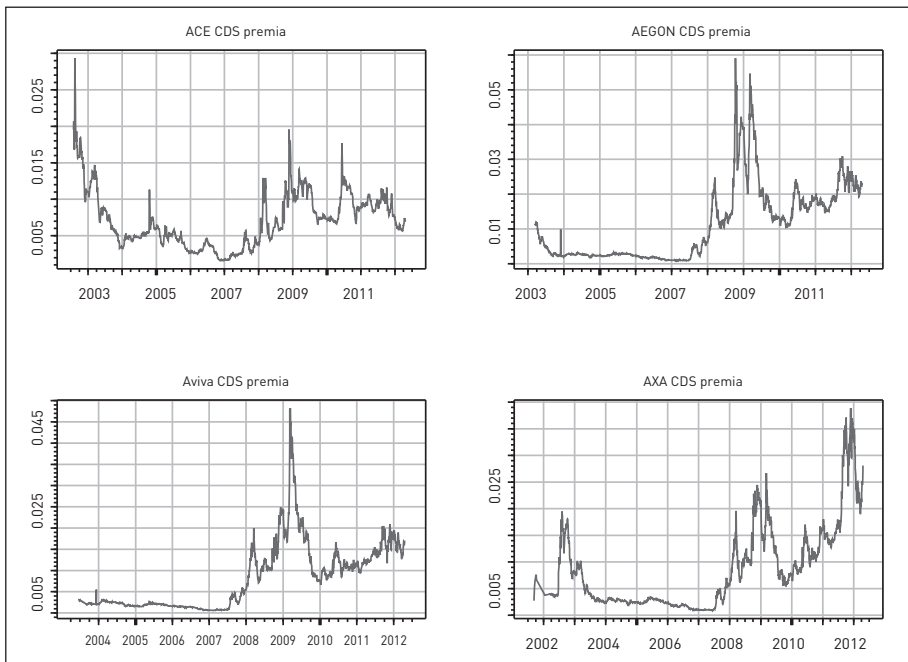


Figura 8.1. Séries temporais das cotações diárias de CDS (prazo de 5 anos) de ACE, AEGON, Aviva e AXA.

8.2. GRÁFICOS

Abaixo seguem os gráficos das séries temporais das cotações de CDS, volatilidades implícitas e log-preços das ações das companhias ACE, Aegon, Aviva, Axa, Chubb, Munich Re, Old Mutual, Prudential, Travelers e XL.

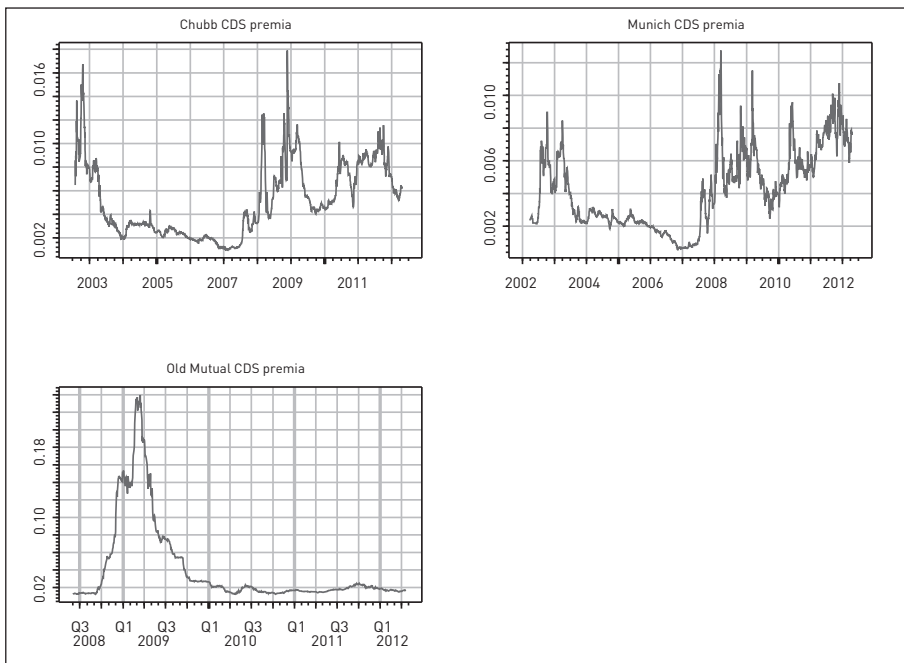


Figura 8.2. Séries temporais das cotações diárias de CDS (prazo de 5 anos) de Chubb, Munich, Old Mutual e Prudential.

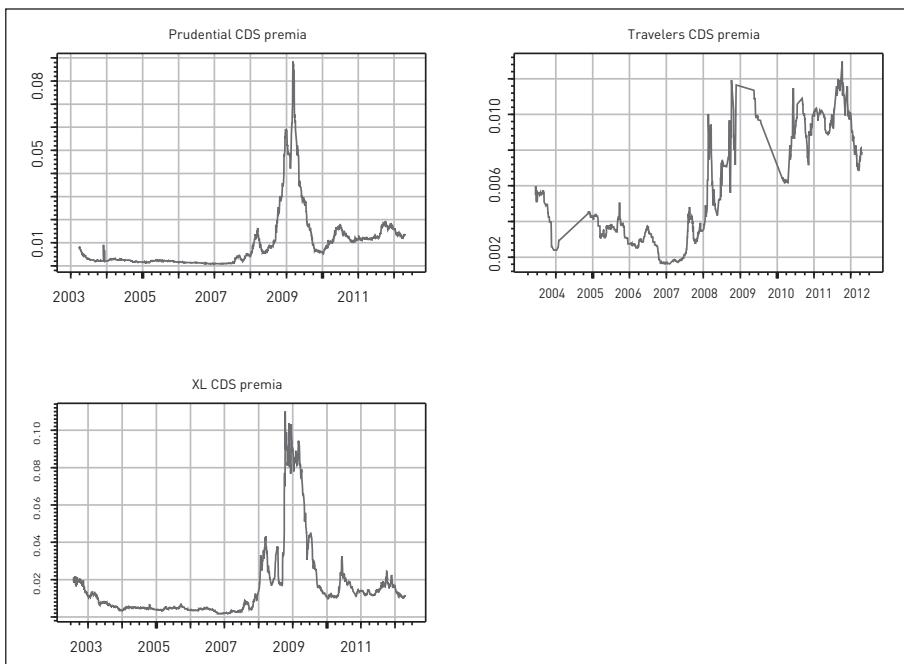


Figura 8.3. Séries temporais das cotações diárias de CDS (prazo de 5 anos) de Travelers e XL.

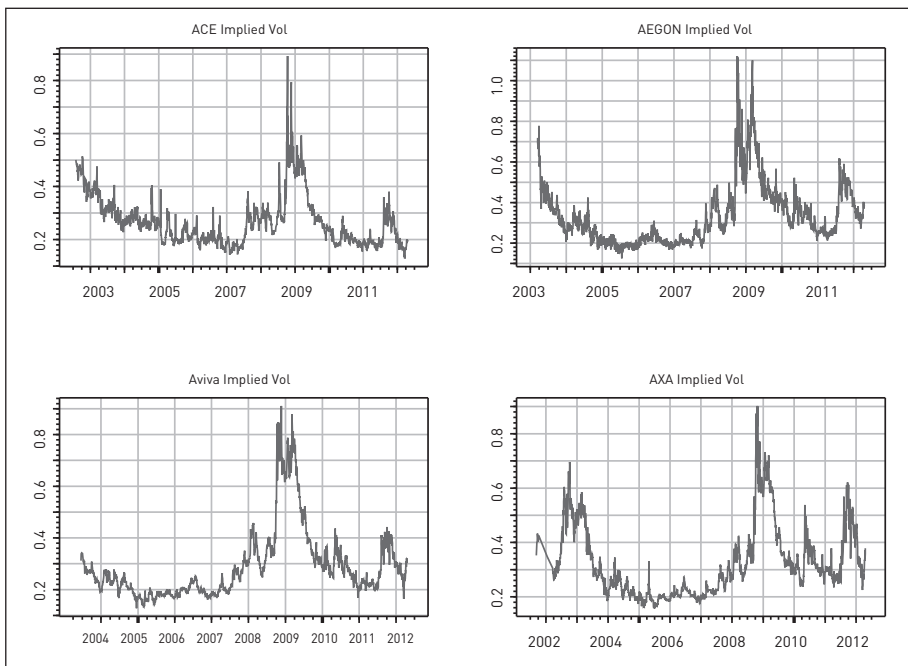


Figura 8.4. Séries temporais das cotações diárias de Volatilidades Implícitas (prazo de 5 anos) de ACE, AEGON, Aviva e AXA.

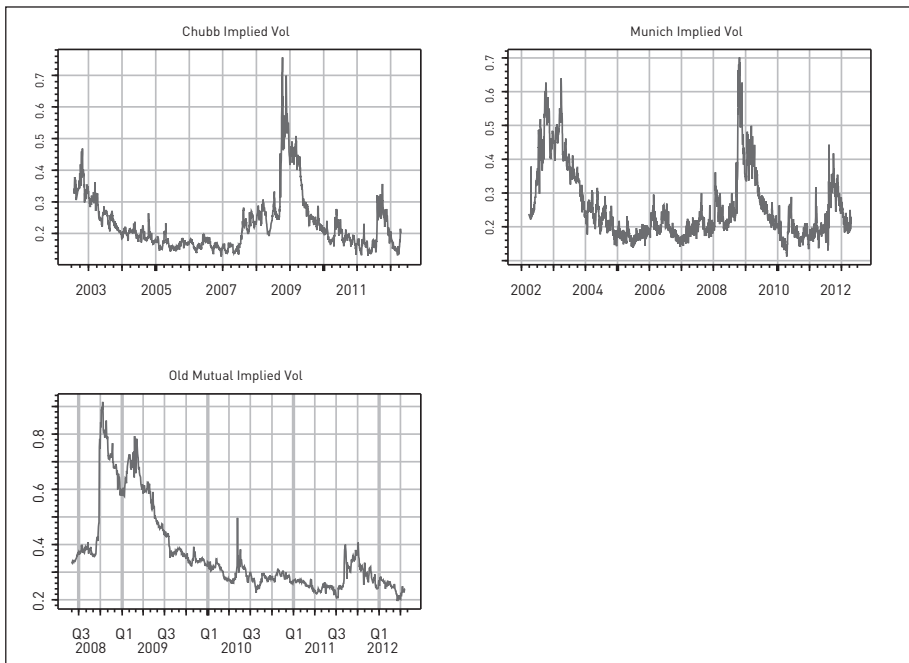


Figura 8.5. Séries temporais das cotações diárias de Volatilidades Implícitas (prazo de 5 anos) de Chubb, Munich, Old Mutual e Prudential.

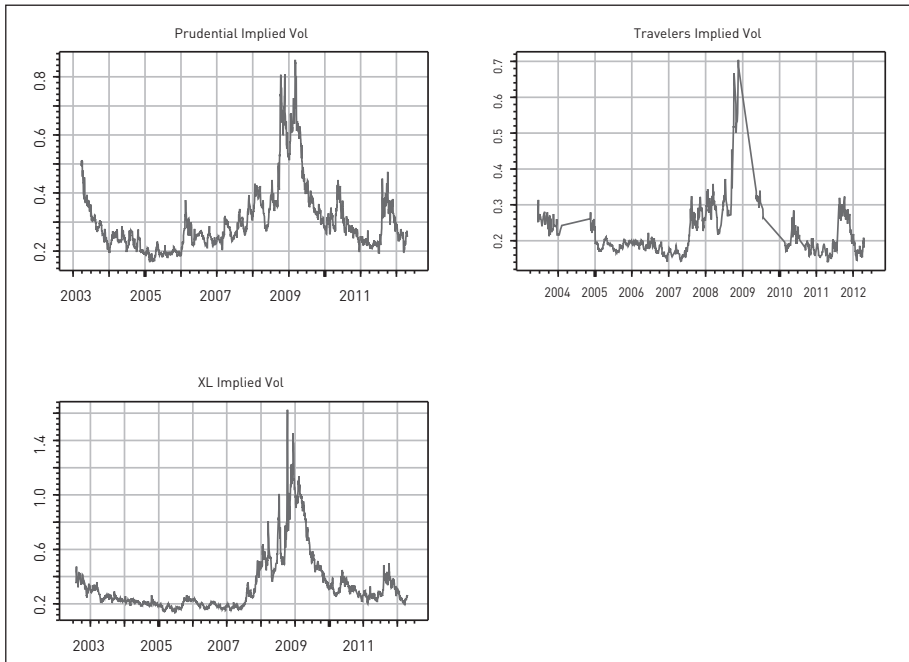


Figura 8.6. Séries temporais das cotações diárias de Volatilidades Implícitas (prazo de 5 anos) de Travelers e XL.

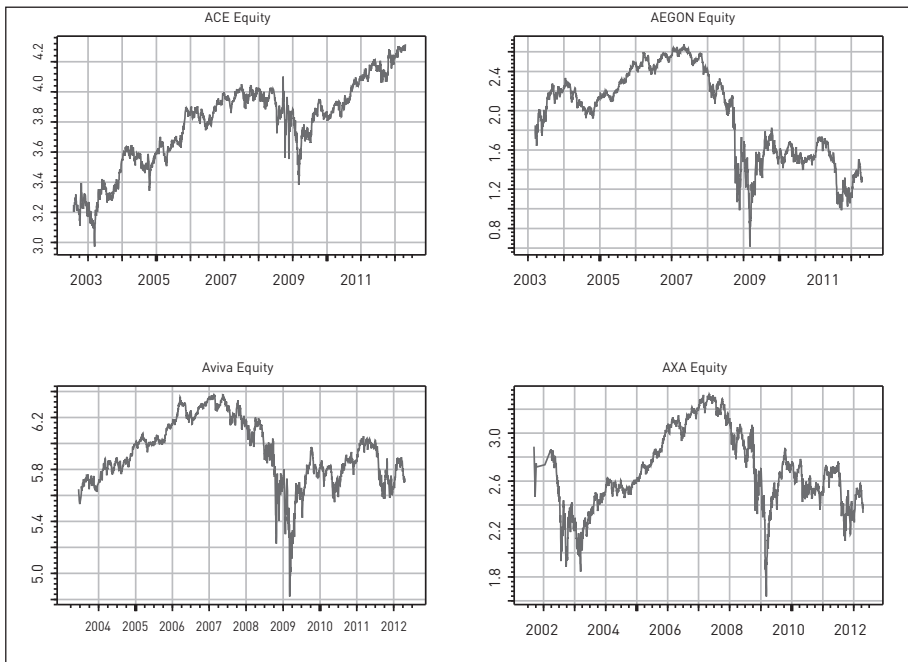


Figura 8.7. Séries temporais das cotações diárias dos log-preços das ações de ACE, AEGON, Aviva e AXA.

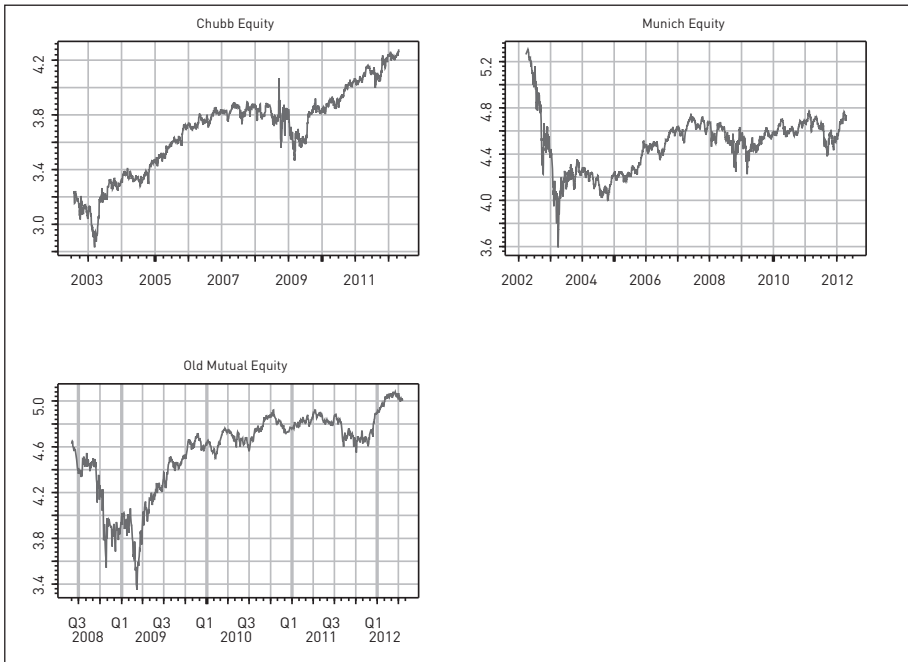


Figura 8.8. Séries temporais das cotações diárias dos log-preços das ações de Chubb, Munich, Old Mutual e Prudential.

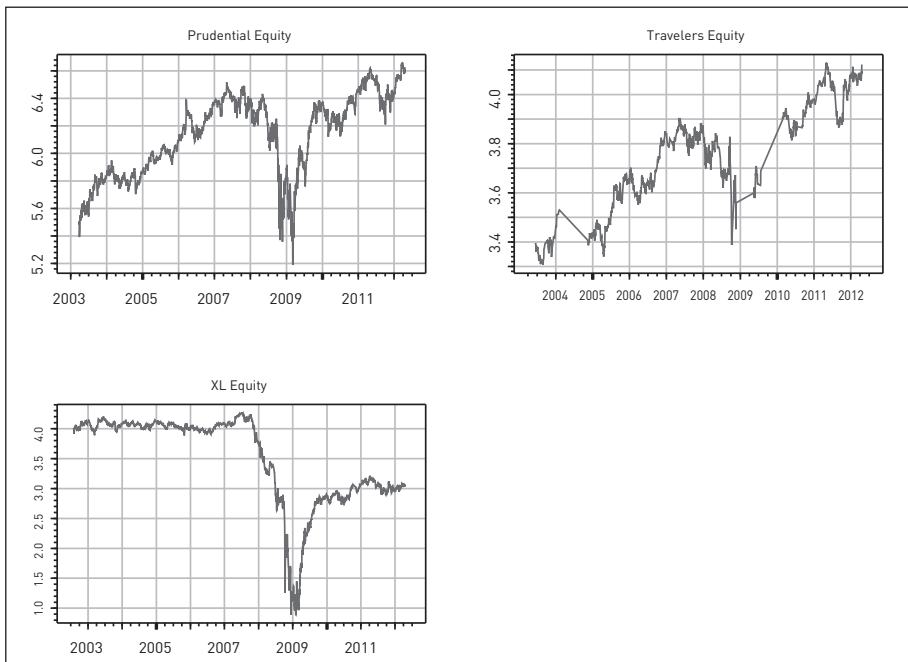


Figura 8.9. Séries temporais das cotações diárias dos log-preços das ações de Travelers e XL.

COLEÇÃO “CUADERNOS DE LA FUNDACIÓN”

Para qualquer informação sobre as nossas publicações consulte:
www.fundacionmapfre.org

204. Determinantes do Prêmio de *Default* de Crédito de (Res)Seguradores. 2014
203. Generación de escenarios económicos para la medición de riesgos de mercado en Solvencia II a través de modelos de series temporales. 2014
202. La valoración de los inmuebles del patrimonio histórico y los riesgos sísmicos en el contrato de seguro: el caso de Lorca. 2014
201. Inteligencia computacional en la gestión del riesgo asegurador. 2014
200. El componente transfronterizo de las relaciones aseguradoras. 2014
199. El seguro basado en el uso (Usage Based Insurance). 2014
198. El seguro de decesos en la normativa aseguradora. Su encaje en Solvencia II. 2014
197. El seguro de responsabilidad civil en el arbitraje. 2014
196. La reputación corporativa en empresas aseguradoras: análisis y evaluación de factores explicativos. 2014
195. La acción directa del perjudicado en el ordenamiento jurídico comunitario. 2013
194. Investigaciones en Seguros y Gestión del Riesgo: RIESGO 2013
193. Viability of Patent Insurance in Spain. 2013

192. Viabilidad del seguro de patentes en España. 2013
191. Determinación de zonas homogéneas de riesgo para los rendimientos de distintos cultivos de la región pampeana en Argentina. 2013
190. Género y promoción en los sectores financiero y asegurador. 2013
189. An Introduction to Reinsurance. 2013
188. El control interno y la responsabilidad penal en la mediación de seguros privados. 2013
187. Una introducción al gobierno corporativo en la industria aseguradora en América Latina. 2013
186. Mortalidad de jóvenes en accidentes de tráfico. 2012
185. Las reclamaciones derivadas de accidentes de circulación por carretera transfronterizos. 2012
184. Efecto disuasorio del tipo de contrato sobre el fraude. 2012
183. Claves del Seguro Español: una aproximación a la Historia del Seguro en España. 2012
182. La responsabilidad civil del asegurador de asistencia sanitaria. 2012
181. Colaboración en el contrato de Reaseguro. 2012
180. Origen, situación actual y futuro del seguro de Protección Jurídica. 2012
179. Experiencias de microseguros en Colombia, Perú y Brasil. Modelo socio agente. 2012
178. El agente de seguros y su Responsabilidad Civil. 2012

177. Riesgo operacional en el marco de Solvencia II. 2012
176. Un siglo de seguros marítimos barceloneses en el comercio con América. (1770-1870). 2012
175. El seguro de Caución. 2012
174. La contabilidad de los corredores de seguros y los planes y fondos de pensiones. 2012
173. El seguro de Vida en América Latina. 2011
172. Gerencia de riesgos sostenibles y Responsabilidad Social Empresarial en la entidad aseguradora. 2011
171. Investigaciones en Seguros y Gestión del Riesgo. RIESGO 2011
170. Introdução ao Resseguro. 2011
169. La salud y su aseguramiento en Argentina, Chile, Colombia y España. 2011
168. Diferencias de sexo en conductas de riesgo y tasa de mortalidad diferencial entre hombres y mujeres. 2011
167. Movilización y rescate de los compromisos por pensiones garantizados mediante contrato de seguros. 2011
166. Embedded Value aplicado al ramo No Vida. 2011
165. Las sociedades cautivas de Reaseguro. 2011
164. Daños del amianto: litigación, aseguramiento de riesgos, y fondos de compensación. 2011
163. El riesgo de tipo de interés: experiencia española y Solvencia II. 2011

162. I Congreso sobre las Nuevas Tecnologías y sus repercusiones en el Seguro: Internet, Biotecnología y Nanotecnología. 2011
161. La incertidumbre bioactuarial en el riesgo de la longevidad. Reflexiones bioéticas. 2011
160. Actividad aseguradora y defensa de la competencia. La exención antitrust del sector asegurador. 2011
159. Estudio empírico sobre la tributación de los seguros de vida. 2010
158. Métodos estocásticos de estimación de las provisiones técnicas en el marco de Solvencia II. 2010
157. Introducción al Reaseguro. 2010
156. Encuentro Internacional sobre la Historia del Seguro. 2010
155. Los sistemas de salud en Latinoamérica y el papel del seguro privado. 2010
154. El Seguro de Crédito en Chile. 2010
153. El análisis financiero dinámico como herramienta para el desarrollo de modelos internos en el marco de Solvencia II. 2010
152. Características sociodemográficas de las personas con doble cobertura sanitaria. Un estudio empírico. 2010
151. Solidaridad impropia y seguro de Responsabilidad Civil. 2010
150. La prevención del blanqueo de capitales en las entidades aseguradoras, las gestoras y los corredores de seguros 2010
149. Fondos de aseguramiento agropecuario y rural: la experiencia mexicana en el mutualismo agropecuario y sus organizaciones superiores. 2010

148. Avaliação das Provisões de Sinistro sob o Enfoque das Novas Regras de Solvência do Brasil. 2010
147. El principio de igualdad sexual en el Seguro de Salud: análisis actuarial de su impacto y alcance. 2010
146. Investigaciones históricas sobre el Seguro español. 2010
145. Perspectivas y análisis económico de la futura reforma del sistema español de valoración del daño corporal. 2009
144. Contabilidad y Análisis de Cuentas Anuales de Entidades Aseguradoras (Plan contable 24 de julio de 2008). 2009
143. Mudanças Climáticas e Análise de Risco da Indústria de Petróleo no Litoral Brasileiro. 2009
142. Bases técnicas dinámicas del Seguro de Dependencia en España. Una aproximación en campo discreto. 2009
141. Transferencia Alternativa de Riesgos en el Seguro de Vida: Titulización de Riesgos Aseguradores. 2009
140. Riesgo de negocio ante asegurados con múltiples contratos. 2009
139. Optimización económica del Reaseguro cedido: modelos de decisión. 2009
138. Inversiones en el Seguro de Vida en la actualidad y perspectivas de futuro. 2009
137. El Seguro de Vida en España. Factores que influyen en su progreso. 2009
136. Investigaciones en Seguros y Gestión de Riesgos. RIESGO 2009
135. Análisis e interpretación de la gestión del fondo de maniobra en entidades aseguradoras de incendio y lucro cesante en grandes riesgos industriales. 2009

134. Gestión integral de Riesgos Corporativos como fuente de ventaja competitiva: cultura positiva del riesgo y reorganización estructural. 2009
133. La designación de la pareja de hecho como beneficiaria en los seguros de vida. 2009
132. Aproximación a la Responsabilidad Social de la empresa: reflexiones y propuesta de un modelo. 2009
131. La cobertura pública en el seguro de crédito a la exportación en España: cuestiones prácticas-jurídicas. 2009
130. La mediación en seguros privados: análisis de un complejo proceso de cambio legislativo. 2009
129. Temas relevantes del Derecho de Seguros contemporáneo. 2009
128. Cuestiones sobre la cláusula cut through. Transferencia y reconstrucción. 2008
127. La responsabilidad derivada de la utilización de organismos genéticamente modificados y la redistribución del riesgo a través del seguro. 2008
126. Ponencias de las Jornadas Internacionales sobre Catástrofes Naturales. 2008
125. La seguridad jurídica de las tecnologías de la información en el sector asegurador. 2008
124. Predicción de tablas de mortalidad dinámicas mediante un procedimiento bootstrap. 2008
123. Las compañías aseguradoras en los procesos penal y contencioso-administrativo. 2008
122. Factores de riesgo y cálculo de primas mediante técnicas de aprendizaje. 2008

121. La solicitud de seguro en la Ley 50/1980, de 8 de octubre, de Contrato de Seguro. 2008
120. Propuestas para un sistema de cobertura de enfermedades catastróficas en Argentina. 2008
119. Análisis del riesgo en seguros en el marco de Solvencia II: Técnicas estadísticas avanzadas Monte Carlo y Bootstrapping. 2008
118. Los planes de pensiones y los planes de previsión asegurados: su inclusión en el caudal hereditario. 2007
117. Evolução de resultados técnicos e financeiros no mercado segurador iberoamericano. 2007
116. Análisis de la Ley 26/2006 de Mediación de Seguros y Reaseguros Privados. 2007
115. Sistemas de cofinanciación de la dependencia: seguro privado frente a hipoteca inversa. 2007
114. El sector asegurador ante el cambio climático: riesgos y oportunidades. 2007
113. Responsabilidade social empresarial no mercado de seguros brasileiro influências culturais e implicações relacionais. 2007
112. Contabilidad y análisis de cuentas anuales de entidades aseguradoras. 2007
111. Fundamentos actuariales de primas y reservas de fianzas. 2007
110. El Fair Value de las provisiones técnicas de los seguros de Vida. 2007
109. El Seguro como instrumento de gestión de los M.E.R. (Materiales Especificados de Riesgo). 2006

108. Mercados de absorción de riesgos. 2006
107. La exteriorización de los compromisos por pensiones en la negociación colectiva. 2006
106. La utilización de datos médicos y genéticos en el ámbito de las compañías aseguradoras. 2006
105. Los seguros contra incendios forestales y su aplicación en Galicia. 2006
104. Fiscalidad del seguro en América Latina. 2006
103. Las NIC y su relación con el Plan Contable de Entidades Aseguradoras. 2006
102. Naturaleza jurídica del Seguro de Asistencia en Viaje. 2006
101. El Seguro de Automóviles en Iberoamérica. 2006
100. El nuevo perfil productivo y los seguros agropecuarios en Argentina. 2006
99. Modelos alternativos de transferencia y financiación de riesgos "ART": situación actual y perspectivas futuras. 2005
98. Disciplina de mercado en la industria de seguros en América Latina. 2005
97. Aplicación de métodos de inteligencia artificial para el análisis de la solvencia en entidades aseguradoras. 2005
96. El Sistema ABC-ABM: su aplicación en las entidades aseguradoras. 2005
95. Papel del docente universitario: ¿enseñar o ayudar a aprender? 2005
94. La renovación del Pacto de Toledo y la reforma del sistema de pensiones: ¿es suficiente el pacto político? 2005

92. Medición de la esperanza de vida residual según niveles de dependencia en España y costes de cuidados de larga duración. 2005
91. Problemática de la reforma de la Ley de Contrato de Seguro. 2005
90. Centros de atención telefónica del sector asegurador. 2005
89. Mercados aseguradores en el área mediterránea y cooperación para su desarrollo. 2005
88. Análisis multivariante aplicado a la selección de factores de riesgo en la tarificación. 2004
87. Dependencia en el modelo individual, aplicación al riesgo de crédito. 2004
86. El margen de solvencia de las entidades aseguradoras en Iberoamérica. 2004
85. La matriz valor-fidelidad en el análisis de los asegurados en el ramo del automóvil. 2004
84. Estudio de la estructura de una cartera de pólizas y de la eficacia de un Bonus-Malus. 2004
83. La teoría del valor extremo: fundamentos y aplicación al seguro, ramo de responsabilidad civil autos. 2004
81. El Seguro de Dependencia: una visión general. 2004
80. Los planes y fondos de pensiones en el contexto europeo: la necesidad de una armonización. 2004
79. La actividad de las compañías aseguradoras de vida en el marco de la gestión integral de activos y pasivos. 2003
78. Nuevas perspectivas de la educación universitaria a distancia. 2003

77. El coste de los riesgos en la empresa española: 2001.
76. La incorporación de los sistemas privados de pensiones en las pequeñas y medianas empresas. 2003
75. Incidencia de la nueva Ley de Enjuiciamiento Civil en los procesos de responsabilidad civil derivada del uso de vehículos a motor. 2002
74. Estructuras de propiedad, organización y canales de distribución de las empresas aseguradoras en el mercado español. 2002
73. Financiación del capital-riesgo mediante el seguro. 2002
72. Análisis del proceso de exteriorización de los compromisos por pensiones. 2002
71. Gestión de activos y pasivos en la cartera de un fondo de pensiones. 2002
70. El cuadro de mando integral para las entidades aseguradoras. 2002
69. Provisiones para prestaciones a la luz del Reglamento de Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados; métodos estadísticos de cálculo. 2002
68. Los seguros de crédito y de caución en Iberoamérica. 2001
67. Gestión directiva en la internacionalización de la empresa. 2001
65. Ética empresarial y globalización. 2001
64. Fundamentos técnicos de la regulación del margen de solvencia. 2001
63. Análisis de la repercusión fiscal del seguro de vida y los planes de pensiones. Instrumentos de previsión social individual y empresarial. 2001
62. Seguridad Social: temas generales y régimen de clases pasivas del Estado. 2001

61. Sistemas Bonus-Malus generalizados con inclusión de los costes de los siniestros. 2001
60. Análisis técnico y económico del conjunto de las empresas aseguradoras de la Unión Europea. 2001
59. Estudio sobre el euro y el seguro. 2000
58. Problemática contable de las operaciones de reaseguro. 2000
56. Análisis económico y estadístico de los factores determinantes de la demanda de los seguros privados en España. 2000
54. El corredor de reaseguros y su legislación específica en América y Europa. 2000
53. Habilidades directivas: estudio de sesgo de género en instrumentos de evaluación. 2000
52. La estructura financiera de las entidades de seguros, S.A. 2000
51. Seguridades y riesgos del joven en los grupos de edad. 2000
50. Mixturas de distribuciones: aplicación a las variables más relevantes que modelan la siniestralidad en la empresa aseguradora. 1999
49. Solvencia y estabilidad financiera en la empresa de seguros: metodología y evaluación empírica mediante análisis multivariante. 1999
48. Matemática Actuarial no vida con MapleV. 1999
47. El fraude en el Seguro de Automóvil: cómo detectarlo. 1999
46. Evolución y predicción de las tablas de mortalidad dinámicas para la población española. 1999

45. Los Impuestos en una economía global. 1999
42. La Responsabilidad Civil por contaminación del entorno y su aseguramiento. 1998
41. De Maastricht a Amsterdam: un paso más en la integración europea. 1998
39. Perspectiva histórica de los documentos estadístico-contables del órgano de control: aspectos jurídicos, formalización y explotación. 1997
38. Legislación y estadísticas del mercado de seguros en la comunidad iberoamericana. 1997
37. La responsabilidad civil por accidente de circulación. Puntual comparación de los derechos francés y español. 1997
36. Cláusulas limitativas de los derechos de los asegurados y cláusulas delimitadoras del riesgo cubierto: las cláusulas de limitación temporal de la cobertura en el Seguro de Responsabilidad Civil. 1997
35. El control de riesgos en fraudes informáticos. 1997
34. El coste de los riesgos en la empresa española: 1995
33. La función del derecho en la economía. 1997
32. Decisiones racionales en reaseguro. 1996
31. Tipos estratégicos, orientación al mercado y resultados económicos: análisis empírico del sector asegurador español. 1996
30. El tiempo del directivo. 1996
29. Ruina y Seguro de Responsabilidad Civil Decenal. 1996
28. La naturaleza jurídica del Seguro de Responsabilidad Civil. 1995

27. La calidad total como factor para elevar la cuota de mercado en empresas de seguros. 1995
26. El coste de los riesgos en la empresa española: 1993
25. El reaseguro financiero. 1995
24. El seguro: expresión de solidaridad desde la perspectiva del derecho. 1995
23. Análisis de la demanda del seguro sanitario privado. 1993
22. Rentabilidad y productividad de entidades aseguradoras. 1994
21. La nueva regulación de las provisiones técnicas en la Directiva de Cuentas de la C.E.E. 1994
20. El Reaseguro en los procesos de integración económica. 1994
19. Una teoría de la educación. 1994
18. El Seguro de Crédito a la exportación en los países de la OCDE (evaluación de los resultados de los aseguradores públicos). 1994
16. La legislación española de seguros y su adaptación a la normativa comunitaria. 1993
15. El coste de los riesgos en la empresa española: 1991
14. El Reaseguro de exceso de pérdidas 1993
12. Los seguros de salud y la sanidad privada. 1993
10. Desarrollo directivo: una inversión estratégica. 1992
9. Técnicas de trabajo intelectual. 1992

8. La implantación de un sistema de controlling estratégico en la empresa. 1992
7. Los seguros de responsabilidad civil y su obligatoriedad de aseguramiento. 1992
6. Elementos de dirección estratégica de la empresa. 1992
5. La distribución comercial del seguro: sus estrategias y riesgos. 1991
4. Los seguros en una Europa cambiante: 1990-95. 1991
2. Resultados de la encuesta sobre la formación superior para los profesionales de entidades aseguradoras (A.P.S.). 1991
1. Filosofía empresarial: selección de artículos y ejemplos prácticos. 1991

ÚLTIMOS LIBROS PUBLICADOS

Historia del Seguro en España. 2014

Actas del III Congreso Internacional de Nuevas Tecnologías: sus repercusiones en el seguro: internet, biotecnología y nanotecnología: 12 y 13 de noviembre de 2012, Santiago de Chile. 2013

Emergencia y reconstrucción: el antes y después del terremoto y tsunami del 27F en Chile. 2012

Riesgo sistémico y actividad aseguradora. 2012

La historia del seguro en Chile (1810-2010). 2012

Modelo de proyección de carteras de seguros para el ramo de decesos. 2011

Desarrollo comercial del seguro colectivo de dependencia en España. 2010

La mediación de seguros en España: análisis de la Ley 26/2006, de Mediación de Seguros y Reaseguros Privados. 2010

Museo del Seguro. Catálogo. 2010

Diccionario MAPFRE de Seguros. 2008

Teoría de la credibilidad: desarrollo y aplicaciones en primas de seguros y riesgos operacionales. 2008

El seguro de caución: una aproximación práctica. 2007

El seguro de pensiones. 2007

Las cargas del acreedor en el seguro de responsabilidad civil. 2006

Diccionario bilingüe de expresiones y términos de seguros: inglés-español, español-inglés. 2006

El seguro de riesgos catastróficos: reaseguro tradicional y transferencia alternativa de riesgos. 2005

La liquidación administrativa de entidades aseguradoras. 2005

INFORMES Y RANKINGS

Desde 1994 se publican anualmente estudios que presentan una panorámica concreta de los mercados aseguradores europeos, de España e Iberoamérica y que pueden consultarse en formato electrónico desde la página Web: www.fundacionmapfre.org

- Mercado español de seguros
- Mercado asegurador de Iberoamérica

- Ranking de grupos aseguradores europeos
- Ranking de grupos aseguradores iberoamericanos
- La percepción social del seguro en España 2014
- Informe de predicción de la actividad aseguradora en España. 2014
- La internacionalización de la empresa española: riesgos y oportunidades. 2014
- El seguro en la sociedad y la economía españolas. 2013
- Papel del seguro en el desarrollo sostenible. ICEA, 2013
- Emprender en momentos de crisis: riesgos y factores de éxito. 2012
- La percepción social del seguro en España 2012

FUNDACIÓN **MAPFRE**

9
/
204

Paseo de Recoletos, 23
28004 Madrid (España)
www.fundacionmapfre.org

P.V.P.: 25 €

ISBN 978-84-9844-476-6



9 788498 444766