



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Zambon Monte, Edson

Mercados Financeiros Internacionais: Uma Aplicação da Análise de Componentes
Principais em Dados Dependentes

Revista Brasileira de Finanças, vol. 15, núm. 3, julio-septiembre, 2017, pp. 359-402

Sociedade Brasileira de Finanças

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305855644002>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Mercados Financeiros Internacionais: Uma Aplicação da Análise de Componentes Principais em Dados Dependentes

(International Financial Markets: An Application of the Principal Component Analysis on Dependent Data)

Edson Zambon Monte*

Resumo

Este trabalho analisou o padrão de integração (co-movimentos) dos mercados financeiros internacionais de 25 países, no período de 1997 a 2015, por meio da análise de componentes principais, aplicada aos resíduos do modelo VAR-GARCH. Os resultados revelaram que, no período da crise do subprime, existiu uma substancial elevação da integração entre os países, em termos de co-movimentos dos índices financeiros (“efeito contágio”), especialmente para aos países desenvolvidos. No decorrer do período de análise, os países asiáticos alcançaram a segunda posição no que diz respeito ao percentual de explicação da variabilidade dos índices de retornos e observou-se o crescimento da participação individual da China. Mesmo ao longo do tempo, as características econômicas, políticas e geográficas parecem ser fundamentais em termos de integração financeira por parte dos países.

Palavras-Chave: Mercado financeiro; dados dependentes; análise de componentes principais.

JEL Codes: C55; C58; F36; G11; G15.

Submetido em 7 de abril de 2017. Reformulado em 1 de fevereiro de 2018. Aceito em 2 de fevereiro de 2018. Publicado on-line em 18 de junho de 2018. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

* Universidade Federal do Espírito Santo, ES, Brasil. E-mail: edsonzambon@yahoo.com.br

Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 15, No. 3, September 2017, pp. 359-402
ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146

©2017 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

Abstract

This study analyzed the integration pattern (co-movements) of the international financial markets of 25 countries, in the period from 1997 to 2015, by means of the principal component analysis, applied to the residuals of the VAR-GARCH model. The results showed that, in the subprime crisis period, there was a substantial increase of the integration between the countries, in terms of co-movements of the financial indexes ("contagion effect"), especially for the developed countries. During the review period, Asian countries reached the second position regarding the percentage of explanation of the variability of returns indices and the growth of China's participation was observed. Even over time, the economic, political and geographical features seem to be crucial in terms of financial integration by countries.

Keywords: Financial market; dependent data; principal component analysis.

1. Introdução

A integração dos mercados financeiros internacionais tem crescido significativamente no decorrer dos últimos anos. Decisões de investimento e de financiamento, por parte de investidores institucionais e privados, são influenciadas pela percepção do grau de integração nos mercados de capitais internacionais. Conforme Donadelli e Paradiso (2014b), a adição de ativos financeiros estrangeiros em um portfólio doméstico pode permitir aos investidores reduzirem o nível global de risco, quando os retornos dos mercados de ações nacional e estrangeiro tendem a afastar-se um do outro. A ideia geral é que, na presença de uma baixa correlação entre os retornos dos mercados de ações estrangeiro e nacional, um investidor poderia suavizar o risco de sua carteira de ativos, sem reduzir o retorno esperado dessa carteira, adicionando ações estrangeiras em sua carteira doméstica. No entanto, um grau relativamente elevado de integração econômica pode produzir uma queda significativa nos benefícios de diversificação do portfólio para além das fronteiras nacionais. Essa queda tende a ser forte em períodos de recessão, ou seja, em períodos em que os retornos dos mercados de ações internacionais estão altamente correlacionados.

De acordo com Jappelli e Pistaferri (2011), o processo de integração dos mercados financeiros pode facilitar o consumo estável e as oportunidades de partilha de riscos, permitindo uma maior segurança contra os riscos originados de choques específicos de cada país. Nesse



contexto, Colacito e Croce (2010) e Yu (2015) demonstraram que a integração financeira pode gerar benefícios de bem-estar de curto e de longo prazo. Por outro lado, o crescente nível de integração financeira global tem induzido à fortes correlações positivas entre os retornos de capital dos países, o que reduz os benefícios da diversificação das carteiras de ativos internacionais (Goetzmann; Rouwenhorst, 2005; Donadelli; Paradiso, 2014a). Ainda, segundo Billio et al. (2015), a integração financeira e o regime de fluxo internacional de capitais sem restrições podem afetar os objetivos políticos específicos dos países. Por exemplo, Blanchard et al. (2010) descrevem que os objetivos políticos de um país específico podem não se alinhar adequadamente com a dinâmica do mercado financeiro internacional.

Além disso, conforme Lahrech e Sylwester (2013), Lee (2013) e Yu, Fung e Tam (2010), a integração financeira é benéfica para os países em termos de estabilidade financeira, contribuindo com as economias no que diz respeito a absorver choques e a promover o desenvolvimento. No entanto, em períodos de crise, a elevação da aversão ao risco e da preferência da liquidez por parte dos investidores estrangeiros podem levar à fuga de capitais, impactando o lado real e financeiro das economias (Ferreira; Mattos, 2012). No caso do lado financeiro, os impactos negativos ocorrem muito em parte devido à maior variabilidade dos retornos das ações. Alguns estudos, como Ragunathan, Faff e Brooks (1999), demonstraram que a integração financeira tende a ser maior em períodos de expansão do que nas fases de recessão da economia. Conforme Lane (2012), uma vez ocorrida uma crise, a globalização (integração financeira) serve de “amortecedor” (ameniza os efeitos) contra a crise para alguns países, ao passo que amplifica a crise para outros.

Na literatura recente, tem existido algum consenso no que diz respeito aos modelos e testes para verificar a existência de integração nos mercados financeiros. Entretanto, em relação à natureza e ao grau de integração dos mesmos existem grandes divergências (Fuinhas; Marques; Nogueira, 2014). Nesse sentido, diversos fatores podem condicionar à interdependência dos mercados: i) a interdependência pode variar ao longo do tempo (Hu, Lin; Kao, 2008; Tam, 2014); ii) os co-movimentos entre os mercados tendem a serem maiores para mercados com curtas distâncias geográficas do que longas (Chong; Wong; Zhang, 2011; Eckel Et Al., 2011); iii) a interdependência dos mercados aumenta conforme a integração econômica se intensifica (Wälti, 2011; Abbas; Khan, 2013); iv) é mais provável que a interdependência ocorra em mercados mais voláteis do que nos menos voláteis (Aityan; Ivanov-Schitz; Izotov, 2010; Jinjarak;

Zheng, 2014); e, v) a interdependência nos mercados internacionais tem crescido significativamente nas últimas décadas.

Ao longo das últimas duas décadas os debates sobre a integração financeira têm se intensificado, especialmente quando da ocorrência de crises econômicas mundiais. De acordo com Billio et al. (2015), mensurar a integração financeira e sua evolução ao longo do tempo é de suma importância, uma vez que tal integração tende a nortear os agentes econômicos (políticos e investidores) quanto às suas decisões futuras. Nesse contexto, em termos de análise empírica sobre a integração dos mercados financeiros, pode-se mencionar dois principais conjuntos de estudos: i) os baseados nos modelos de evolução dos ativos financeiros, que assumem que os mercados financeiros são eficientes; e, ii) os estudos sobre a análise da evolução das correlações e dos co-movimentos dos preços dos ativos negociados. De acordo com Fuinhas, Marques e Nogueira, 2014 (2014), o grau de integração financeira possibilita uma percepção sobre o comportamento do fluxo de capitais entre as economias (países), sendo assim, de grande importância no entendimento dos co-movimentos dos mercados. Nesse caso, a análise do comportamento das correlações entre os preços dos ativos de distintos mercados financeiros torna-se uma importante ferramenta para avaliar o grau de integração dos mesmos.

Dentre as técnicas para avaliar a integração (e os co-movimentos) dos mercados financeiros está a análise de componentes principais (ACP) clássica¹. A ideia central da ACP é reduzir a dimensionalidade de um conjunto de dados formado por um grande número de variáveis inter-relacionadas, retendo o máximo possível da variabilidade dos dados originais. Isso é alcançado via transformação para um novo conjunto de variáveis, denominados de componentes principais (CPs), que são não correlacionados, sendo ordenados de modo que os primeiros componentes retenham a maior parte das variações presentes nas variáveis originais (Jolliffe, 2002). A ACP baseia-se na teoria algébrica de vetores por meio dos autovalores e autovetores da matriz de covariância ou de correlação

¹ De acordo com Volosovych (2011), poucos artigos têm usado a técnica de ACP, individualmente ou complementar à outras técnicas, com o objetivo de mensurar a integração financeira. Alguns exemplos são: Nellis (1982), Gagnon e Unferth (1995), Mauro, Sussman e Yafeh (2002), Bordo e Murshid (2006), entre outros.

dos dados². Além da redução da dimensionalidade, a ACP tem sido amplamente utilizada nas seguintes técnicas: análise fatorial, análise de cluster, análise de correlação canônica, análise discriminante, regressão linear e não-linear, entre outros.

Deve-se notar que, entre os estudos que adotam a ACP, no domínio do tempo, uma característica comum é a negligenciar a dependência dos dados. No entanto, em sua forma clássica, essa técnica presume que os dados sejam independentes (Anderson, 2003; Johnson; Wichern, 2007). De acordo com Jolliffe (2002), a utilização da APC em séries temporais multivariadas exige algum cuidado na sua aplicação, especialmente, para séries que apresentam dependência mais do que fraca. Zamprogno (2013), por exemplo, mostrou, de forma empírica, análises estatísticas espúrias (enganosas) quando da aplicação da ACP clássica em séries temporais com forte dependência. As simulações demonstraram que, devido à correlação temporal (serial e cruzada), grande parte do percentual de explicação do conjunto de dados original migrou para o primeiro componente principal, causando uma redução enganosa do conjunto de dados. No mais, uma vez que os PCs são uma combinação linear das variáveis originais, a correlação temporal (serial ou cruzada) destas séries foi transferida para os PCs. A fim de resolver este problema, Zamprogno (2013) usou um modelo vetorial autorregressivo (VAR), para filtrar o conjunto de dados original e, então, aplicou a técnica de ACP aos resíduos (ruídos brancos) do modelo VAR. Essa ideia é semelhante ao proposto por Matteson e Tsay (2011) e Hu e Tsay (2014).

Entretanto, além de correlação temporal, outro ponto importante tem sido negligenciado na análise de ACP, a heteroscedasticidade condicional (Hu; Tsay, 2014). Na análise de séries temporais multivariadas com heteroscedasticidade condicional, os resultados da ACP também podem ser enganosos, uma vez que a matriz autocovariância estimada e os autovalores e autovetores gerados a partir da decomposição espectral tendem a ser tendenciosos (estimados incorretamente). Para Matteson e Tsay (2011), nas séries temporais multivariadas, os componentes principais são contemporaneamente não correlacionados. No entanto, as correlações cruzadas desfasadas podem ser diferentes de zero, as correlações condicionais podem ser diferentes de zero, e as correlações cruzadas de transformações não lineares, tais como os processos quadráticos, podem ser diferentes de zero. Portanto, o filtro VAR não seria

² Detalhes das vantagens e desvantagens de se utilizar a matriz de covariância ou a matriz de correlação podem ser consultados em Jolliffe (2002).

suficiente para corrigir os problemas causados pela volatilidade sobre a técnica de ACP clássica. Logo, para resolver esta problemática, Monte (2016) propôs aplicar o filtro VAR-GARCH (heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada) aos dados originais e, então, usar a ACP sob os resíduos do modelo VAR-GARCH³.

Dessa forma, este trabalho examinou o padrão de integração (co-movimentos) dos mercados financeiros internacionais de 25 países (25 índices de ações do mercado mundial), no período de 1997 a 2015, por meio da análise de componentes principais, aplicada aos resíduos do modelo VAR-GARCH. Ainda, como a maioria dos estudos existentes limita a utilização da ACP para o cálculo dos componentes principais ao longo de um determinado período de tempo (Volosovych, 2011), as análises foram segmentadas da seguinte forma: i) período pré-crise do subprime (iniciada em meados do ano de 2007, nos Estados Unidos), compreendendo o período de janeiro 1997 a julho 2007; ii) período de crise, entre agosto 2007 e dezembro 2009; e, período pós-crise, considerado aqui como o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015.

O restante deste artigo está organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma revisão de literatura empírica sobre estudos relativos à integração financeira. A seção 3 descreve a análise clássica de componentes principais (ACP). A seção 4 apresenta os resultados estimados. Na seção 5 são apresentadas as conclusões.

2. Revisão de literatura empírica

Para analisar a integração financeira (e os co-movimentos) entre os países, diversas metodologias e indicadores têm sido utilizados⁴. Meric e Meric (1989) adotaram a análise de componentes principais para analisar os padrões de covariância entre os índices do mercado de ações de 17 países e entre os índices de ações de 17 portfólios de indústrias internacionais. Os resultados revelaram que os retornos da carteira de indústrias internacionais estão mais estreitamente correlacionados do que

³ Para detalhes dos efeitos da correlação temporal e da heteroscedasticidade condicional sobre a análise de componentes principais clássica, consultar Monte (2016).

⁴ Billio et al. (2015) fazem uma boa descrição dos diversos métodos utilizados para analisar a integração financeira, demonstrando algumas de suas vantagens e desvantagens.



os retornos nacionais do mercado de ações. Portanto, existiriam mais ganhos advindos da diversificação entre os países do que entre as indústrias.

Khalid and Kawai (2003) buscaram avaliar, por meio de três variáveis financeiras (taxa de câmbio, preço de mercado das ações e taxa de juros), a origem e os efeitos (contágio⁵) da crise asiática de 1997⁶. Os autores usaram uma amostra de nove países do Leste Asiático, incluindo o Japão, e estimaram um modelo VAR para atingir o objetivo proposto. Além disso, para verificar as inter-relações entre os diferentes mercados e diferentes países, dentro da região asiática, foi adotado o teste de causalidade de Granger. As evidências empíricas não encontraram forte apoio ao contágio. As funções de impulso resposta do modelo VAR também não evidenciaram um caso forte de contágio. Os autores afirmam que os resultados não indicam que não houve efeito de contágio durante a crise asiática, mas, sim, que o efeito de contágio foi bastante fraco, em oposição aos resultados de algumas pesquisas anteriores.

Goetzmann, Li e Rouwenhorst (2005) analisaram a estrutura de correlação dos principais mercados de ações do mundo, considerando um período de mais de 150 anos. Os resultados revelaram que as correlações variaram consideravelmente ao longo do tempo, sendo mais elevadas durante os períodos de integração econômica e financeira, como os séculos

⁵ Não existe um consenso entre os economistas sobre a definição do “efeito contágio” e a melhor forma de testá-lo empiricamente. De acordo com Billio e Caporin (2010), o Banco Mundial apresenta as seguintes definições: i) definição ampla: o contágio é identificado como o processo geral de transmissão de choques entre os países, podendo acontecer em períodos de tranquilidade e em tempos de crises. Assim, o contágio está associado não apenas à choques negativos, mas também à efeitos positivos; ii) definição restritiva: o contágio é visto como os choques que excedem a estrutura esperada dos co-movimentos advindos dos fatores comuns e fundamentos dos países; e, iii) definição muito restritiva: o “efeito contágio” deve ser interpretado como uma mudança significativa nos mecanismos de transmissão de choques internacionais, quando da ocorrência de um período de turbulência. Por essa última definição, o contágio pode ser mensurado pelo aumento significativo nas correlações entre os mercados dos diferentes países.

⁶ Para Khalid and Kawai (2003), os episódios de crises financeiras em várias partes do mundo durante a década de 1990 despertaram o interesse em identificar canais através dos quais as crises se espalham de um país para outro (contágio).

19 e 20. As análises sugeriram que os benefícios da diversificação dos investimentos globais não são constantes. Os autores dividiram os benefícios da diversificação em duas partes: um componente que é devido à variação na correlação média entre os mercados, e um componente que é devido à variação no conjunto de oportunidades de investimento. Existem períodos em que o conjunto de oportunidades se expande dramaticamente, e os benefícios da diversificação são impulsionados, principalmente, pela existência de mercados marginais. Para outros períodos (como as duas décadas seguintes à Segunda Guerra Mundial), a redução do risco advém da baixa correlação entre os principais mercados nacionais. Logo, pode-se dizer que os períodos de globalização apresentam vantagens e desvantagens para os investidores internacionais. Eles expandem o conjunto oportunidades, mas a diversificação depende cada vez mais de investimentos em mercados emergentes.

Carrieri, Errunza e Hogan (2007) estudaram oito mercados emergentes (Argentina, Brasil, Chile, Índia, Coreia, México, Taiwan e Tailândia), no período de 1976 a 2000, e usaram a metodologia GARCH-M para estimar o grau de integração entre esses mercados a partir do modelo Errunza-Losq (1985). Os resultados revelaram que, embora o risco local fosse o fator mais relevante para explicar a variação temporal dos retornos dos mercados emergentes, o risco global também estava precificado para alguns países. Os autores verificaram que existem grandes diferenças nos mercados no que diz respeito ao grau integração. Além disso, houve um aumento significativo do grau de integração na década de 1990. Por fim, o desenvolvimento do mercado financeiro, o desenvolvimento macroeconômico e a liberalização financeira desempenharam um importante papel na integração dos mercados emergentes.

Nogueira e Lamounier (2008) analisaram a interdependência e as relações de curto e longo prazo entre os índices de ações dos principais mercados emergentes e dos principais mercados desenvolvidos. O período de estudo compreendeu os anos entre 1995 e 2005. De forma mais específica, os autores verificaram a existência e a dinâmica do “contágio” entre os mercados, isto é, se a ocorrência de crises e variações no comportamento de um mercado tem impactos no comportamento dos demais. O modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) foi adotado como metodologia de estudo. Os resultados revelaram a



presença de relações de cointegração entre os mercados analisados; entretanto, constatou-se que, mesmo os mercados sendo cointegrados, os investidores poderiam se beneficiar da diversificação internacional de portfólios. Isso porque a velocidade de ajustamento da relação de cointegração de longo prazo entre os mercados apresentou-se baixa para o período de estudo. Assim, os investidores poderiam reduzir os riscos de seus portfólios por meio da diversificação.

Wang e Moore (2008) objetivaram estudar os co-movimentos dinâmicos dos mercados de ações da República Checa, Hungria e Polónia, por meio do modelo de correlação condicional dinâmica (DCC), da família dos modelos GARCH multivariados. O DCC mede a correlação condicional contemporânea entre séries, sendo utilizado para fornecer uma medida indireta do grau de integração entre o mercado de ações na zona do euro e os novos países integrantes (República Checa, Hungria e Polónia). O período de análise foi de 1994 a 2006. Os resultados revelaram evidências de uma evolução nos co-movimentos dos mercados de ações, sendo que as correlações dinâmicas foram mais significativas para os períodos posteriores as crises da Ásia e da Rússia, e para o período pós-entrada da República Checa, Hungria e Polónia na união Europeia. Para os autores, o desenvolvimento dos mercados financeiros parece ser um fator importante na explicação dos mais altos níveis de co-movimentos da República Checa e da Hungria, o que não ocorreu para a Polónia.

Barr and Priestley (2009) usaram o modelo de precificação de ativos condicional (CAPM) para investigar o nível de integração em cinco dos maiores mercados de títulos mundiais, a saber: Estados Unidos, Reino Unido, Japão, Alemanha e Canadá, para o período de janeiro de 1986 a junho de 1996. Os resultados demonstraram fortes evidências de que os mercados nacionais são somente parcialmente integrados aos mercados mundiais. Cerca de um quarto dos retornos totais esperados está relacionado ao risco de mercado local; sendo o restante devido ao risco do mercado de títulos mundial. Os autores realizaram alguns testes que rejeitaram a hipótese de que existe uma variação no tempo no nível de integração.

Jayasuriya (2011) examinou as inter-relações entre os retornos das ações da China e três vizinhos de mercados emergentes da região pacífico-asiática (Indonésia, Filipinas e Tailândia), para o período de novembro de

1993 a julho de 2008. Os resultados foram baseados em um modelo VAR, nas funções de impulso reposta e na decomposição da variância. As evidências sugeriram que os mercados agregados (índice de preço das ações agregado ou índice global), em sua maioria, não estavam interligados. No entanto, os autores encontraram evidências de que os retornos de mercado com base em subconjuntos de títulos disponíveis para os investidores estrangeiros (índice de investimento) estavam inter-relacionados para determinados mercados⁷. Por exemplo, quando a participação dos investidores estrangeiros foi especificamente contabilizada, observou-se uma interligação significativa entre os mercados de ações da China e da Tailândia. Além disso, os resultados revelaram que o comportamento do mercado de ações da China teve um impacto notável sobre o comportamento de retorno dos outros mercados. As funções de impulso resposta e a decomposição da variância demonstraram o papel dominante da China em termos de transmissão de choques aos outros mercados.

Laopodis (2011) verificou a natureza da relação entre o mercado de ações agregado e atividade econômica em geral, para quatro economias europeias (França, Alemanha, Itália e Reino Unido) e os EUA. A análise correspondeu ao período de 1990 a 2009, com subperíodos para as fases pré e pós-introdução do Euro. Os autores usaram técnicas de cointegração, trabalhando com o modelo vetorial autorregressivo e o modelo vetorial de correção de erros (VECM). Em geral, os resultados revelaram diferentes sensibilidades na forma como os preços das ações reagiram às mudanças nos fundamentos econômicos, sugerindo que os mercados de ações se moviam a longo-prazo independentemente desses fundamentos,

⁷ O índice global representa o desempenho das ações mais ativas no mercado e pode ser descrito como um amplo indicador das variações de mercado. O índice de investimento, por outro lado, é um subconjunto do índice global que mede os retornos que os investidores estrangeiros recebem em investir em títulos de mercados emergentes que estão legalmente disponíveis. Os índices para investimento, portanto, capturam o comportamento dos retornos com base na participação do investidor estrangeiro nos mercados de ações domésticas. A justificativa para examinar os índices globais e de investimento é que, mesmo que os mercados não sejam correlacionados uns com os outros em um nível mais amplo, eles podem ser correlacionados a um nível mais desagregado que incide sobre o comportamento dos ativos do investidor estrangeiro (JAYASURIYA, 2011).

especialmente no período pós-Euro. Por exemplo, os preços das ações não foram muito influenciados pela produção industrial e pela taxa de juros.

Volosovych (2011) propôs uma metodologia sistemática com base no método de componentes principais para quantificar a integração econômica, explorar sua dinâmica, e capturar os episódios de segmentação de mercado. O período de 1875 a 2009 foi utilizado nas análises. Para o autor, a medida convencional de co-movimentos, o coeficiente de correlação, tem aplicabilidade limitada como uma medida de integração econômica. Com base na metodologia proposta, o autor encontrou evidências claras de uma maior integração financeira no final do século 20, em comparação com os períodos anteriores.

Donadelli e Paradiso (2014b) analisaram a dinâmica do processo de integração financeira por meio do mercado de ações de uma região global emergente (Argentina, Brasil, Chile, China, Colômbia, Hungria, Índia, Malásia, México, Paquistão, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul, Sri Lanka, Tailândia e Turquia) e três sub-regiões emergentes (Ásia, Europa Oriental e América Latina). As análises foram baseadas na técnica de ACP. Conforme descrito pelos autores, a proporção da variação total dos retornos individuais explicada pelo primeiro componente principal serve como uma medida robusta de integração. A integração financeira foi medida no "mercado de ações nacional" e em dez diferentes "mercados de ações industriais" (materiais básicos, bens de consumo, serviços ao consumidor, finanças, saúde, industriais, petróleo e gás, telecomunicações, tecnologia e serviços públicos). Dois principais resultados foram encontrados: i) observou-se que o nível de integração entre os mercados de ações emergentes em regiões emergentes é bastante baixo, tanto em nível de país como de indústria; e, ii) a forma do processo de integração financeira não foi homogênea entre diferentes indústrias. Destaca-se que, para os autores, um baixo nível de integração financeira tende a elevar os benefícios da diversificação de portfólio, mas produz um ambiente de partilha de riscos internacional ineficiente.

3. Análise de componentes principais (ACP)⁸

A análise de componentes principais está preocupada com a explicação da estrutura de variância-covariância de um conjunto de variáveis, por meio de poucas combinações lineares destas variáveis. Embora, em geral, p componentes sejam requeridos para reproduzir a variabilidade total do sistema, geralmente a maior parte dos dados originais pode ser contabilizada por um número pequeno de k componentes principais.

Algebricamente, os componentes principais são combinações lineares de p variáveis aleatórias Y_1, Y_2, \dots, Y_p . Geometricamente, estas combinações lineares representam a seleção de um novo sistema de coordenadas, pela rotação do sistema original, com Y_1, Y_2, \dots, Y_p sendo o eixo das coordenadas. Os novos eixos demonstram as direções com variabilidade máxima e fornecem uma estrutura de covariância mais simples e mais parcimoniosa.

A técnica de componentes principais depende somente da matriz de covariância (Σ) ou da matriz de correlação (ρ) de Y_1, Y_2, \dots, Y_p . O desenvolvimento da PCA não requer a suposição de normalidade multivariada. No entanto, inferências podem ser feitas a partir dos componentes amostrais, quando a população segue distribuição normal multivariada.

Considere o vetor aleatório $\mathbf{Y}' = [Y_1, Y_2, \dots, Y_p]$ com matriz de covariância dada por Σ , com autovalores $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$. Suponha as combinações lineares,

$$\begin{aligned} X_1 &= \mathbf{a}'_1 \mathbf{Y} = a_{11}Y_1 + a_{12}Y_2 + \dots + a_{1p}Y_p \\ X_2 &= \mathbf{a}'_2 \mathbf{Y} = a_{21}Y_1 + a_{22}Y_2 + \dots + a_{2p}Y_p \\ &\vdots \\ X_p &= \mathbf{a}'_p \mathbf{Y} = a_{p1}Y_1 + a_{p2}Y_2 + \dots + a_{pp}Y_p \end{aligned} \quad (1)$$

⁸ Item baseado em Johnson e Wichern (2007).

Adotando-se algumas propriedades algébricas, obtém-se

$$Var(X_i) = \mathbf{a}_i' \mathbf{\Sigma} \mathbf{a}_i, i = 1, 2, \dots, p, \quad (2)$$

$$Cov(X_i, X_k) = \mathbf{a}_i' \mathbf{\Sigma} \mathbf{a}_k, i, k = 1, 2, \dots, p. \quad (3)$$

Os componentes principais são as combinações lineares X_1, X_2, \dots, X_p cujas variâncias dadas na Equação (2) sejam as maiores possíveis. Neste caso, o primeiro componente principal é a combinação linear com a máxima variância. Isto é, ele maximiza $Var(X_1) = \mathbf{a}_1' \mathbf{\Sigma} \mathbf{a}_1$. Fica claro que a $Var(X_1) = \mathbf{a}_1' \mathbf{\Sigma} \mathbf{a}_1$ pode ser elevada pela multiplicação de qualquer \mathbf{a}_1 por alguma constante. Para eliminar esta indeterminação, torna-se conveniente restringir a atenção para vetores de coeficientes com comprimento igual a um. Define-se, então:

Primeiro componente principal = combinação linear de $\mathbf{a}_1' \mathbf{Y}$ que maximiza $Var(\mathbf{a}_1' \mathbf{Y})$, sujeito à $\mathbf{a}_1' \mathbf{a}_1 = 1$;

Segundo componente principal = combinação linear de $\mathbf{a}_2' \mathbf{Y}$ que maximiza $Var(\mathbf{a}_2' \mathbf{Y})$, sujeito à $\mathbf{a}_2' \mathbf{a}_2 = 1$ e $Cov(\mathbf{a}_1' \mathbf{Y}, \mathbf{a}_2' \mathbf{Y}) = 0$.

No i-ésimo passo tem-se:

i-ésimo componente principal = combinação linear de $\mathbf{a}_i' \mathbf{Y}$ que maximiza $Var(\mathbf{a}_i' \mathbf{Y})$, sujeito à $\mathbf{a}_i' \mathbf{a}_i = 1$ e $Cov(\mathbf{a}_i' \mathbf{Y}, \mathbf{a}_k' \mathbf{Y}) = 0$, para $k < i$.

Resultado 1. Deixe $\mathbf{\Sigma}$ ser a matriz de covariância associada ao vetor aleatório $\mathbf{Y}' = [Y_1, Y_2, \dots, Y_p]$. Deixe $\mathbf{\Sigma}$ ter pares de autovalores-autovetores

$(\lambda_1, \mathbf{e}_1), (\lambda_2, \mathbf{e}_2), \dots, (\lambda_p, \mathbf{e}_p)$, onde $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$. Então, o i -ésimo componente principal é dado por,

$$X_i = \mathbf{e}_i' \mathbf{Y} = e_{i1}Y_1 + e_{i2}Y_2 + \dots + e_{ip}Y_p, i = 1, 2, \dots, p. \quad (4)$$

Com estas escolhas,

$$\text{Var}(X_i) = \mathbf{e}_i' \mathbf{\Sigma} \mathbf{e}_i = \lambda_i, i = 1, 2, \dots, p, \quad (5)$$

$$\text{Cov}(X_i, X_k) = \mathbf{e}_i' \mathbf{\Sigma} \mathbf{e}_k = 0, i \neq k. \quad (6)$$

Vale ressaltar que, caso alguns λ_i sejam iguais, a escolha do correspondente vetor de coeficientes \mathbf{e}_i e, por isso, de X_i , não é única.

Pelo Resultado 1, os componentes principais são não correlacionados e têm variâncias iguais aos autovalores da matriz de covariâncias $\mathbf{\Sigma}$.

Resultado 2. Deixe $\mathbf{Y}' = [Y_1, Y_2, \dots, Y_p]$ ter matriz de covariância $\mathbf{\Sigma}$, com pares de autovalores-autovetores $(\lambda_1, \mathbf{e}_1), (\lambda_2, \mathbf{e}_2), \dots, (\lambda_p, \mathbf{e}_p)$, onde $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$. Deixe $X_1 = \mathbf{e}_1' \mathbf{Y}$, $X_2 = \mathbf{e}_2' \mathbf{Y}, \dots, X_p = \mathbf{e}_p' \mathbf{Y}$ serem os componentes principais. Então,

$$\sigma_{11} + \sigma_{22} + \dots + \sigma_{pp} = \sum_{i=1}^p \text{VAR}(Y_i) = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p = \sum_{i=1}^p \text{VAR}(X_i). \quad (7)$$

Pelo Resultado 2 tem-se que,

$$\text{variância populacional total} = \sigma_{11} + \sigma_{22} + \dots + \sigma_{pp} = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p, \quad (8)$$

e, conseqüentemente, a proporção da variância total devido ao k-ésimo componente principal é dada por:

$$\left(\frac{\text{Proporção da variância populacional total devido ao } k\text{-ésimo componente principal}}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p} \right) = \frac{\lambda_k}{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p}, k = 1, 2, \dots, p. \quad (9)$$

No mais, cada componente do vetor de coeficientes $\mathbf{e}'_i = [e_{i1}, \dots, e_{ik}, \dots, e_{ip}]$ também deve ser inspecionado. A magnitude de e_{ik} mensura a importância da k-ésima variável no i-ésimo componente principal, independente das outras variáveis. Em particular, e_{ik} é proporcional ao coeficiente de correlação entre X_i e Y_k .

Resultado 3. Se $X_1 = \mathbf{e}'_1 \mathbf{Y}$, $X_2 = \mathbf{e}'_2 \mathbf{Y}$, ..., $X_p = \mathbf{e}'_p \mathbf{Y}$ são os componentes principais obtidos da matriz de covariância Σ , então

$$\rho_{Y_i, X_k} = \frac{e_{ik} \sqrt{\lambda_i}}{\sqrt{\sigma_{kk}}}, i, k = 1, 2, \dots, p, \quad (10)$$

são os coeficientes de correlação entre os componentes X_i e as variáveis Y_k . Aqui, $(\lambda_1, \mathbf{e}_1)$, $(\lambda_2, \mathbf{e}_2)$, ..., $(\lambda_p, \mathbf{e}_p)$ são os pares de autovalores-autovetores da matriz Σ .

Resultado 4. O i-ésimo componente principal da variável padronizada $\mathbf{Z}' = [Z_1, Z_2, \dots, Z_p]$ com $\text{Cov}(\mathbf{Z}) = \boldsymbol{\rho}$, é dado por

$$X_i = \mathbf{e}'_i \mathbf{Z} = \mathbf{e}'_i (\mathbf{V}^{1/2})^{-1} (\mathbf{Y} - \boldsymbol{\mu}), i = 1, 2, \dots, p. \quad (11)$$

Além disso,



$$\sum_{i=1}^p \text{Var}(X_i) = \sum_{i=1}^p \text{Var}(Z_i) = p, \quad (12)$$

e

$$\rho_{Y_i, Z_k} = e_{ik} \sqrt{\lambda_i}, k = 1, 2, \dots, p. \quad (13)$$

Neste caso, $(\lambda_1, \mathbf{e}_1), (\lambda_2, \mathbf{e}_2), \dots, (\lambda_p, \mathbf{e}_p)$ são os pares de autovalores-autovetores da matriz $\boldsymbol{\rho}$, com $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$.

A proporção da variância total explicada pelo k-ésimo componente principal de \mathbf{Z} , quando as variáveis originais são padronizadas, é dada pela expressão

$$\left(\begin{array}{l} \text{Proporção da variância populacional} \\ \text{(padronizada) total devido ao} \\ k - \text{ésimo componente principal} \end{array} \right) = \frac{\lambda_k}{p}, k = 1, 2, \dots, p. \quad (14)$$

onde os λ_k 's são os autovalores de $\boldsymbol{\rho}$.

É importante destacar que não existe uma resposta definitiva para as discussões a respeito de quantos componentes principais devem ser retidos. Dessa forma, para determinar o total de componentes que melhor explicará o conjunto de variáveis originais, existem diversos métodos, como: i) Regra de Kaiser; ii) Critério de porcentagem da variância explicada; iii) Informação a priori; iv) Teste de Screen (raízes latentes – método gráfico); e, v) Inferência estatística. Lembrando que, no presente trabalho, a técnica de ACP foi aplicada sobre os resíduos do modelo VAR-GARCH.

4. Resultados e discussões

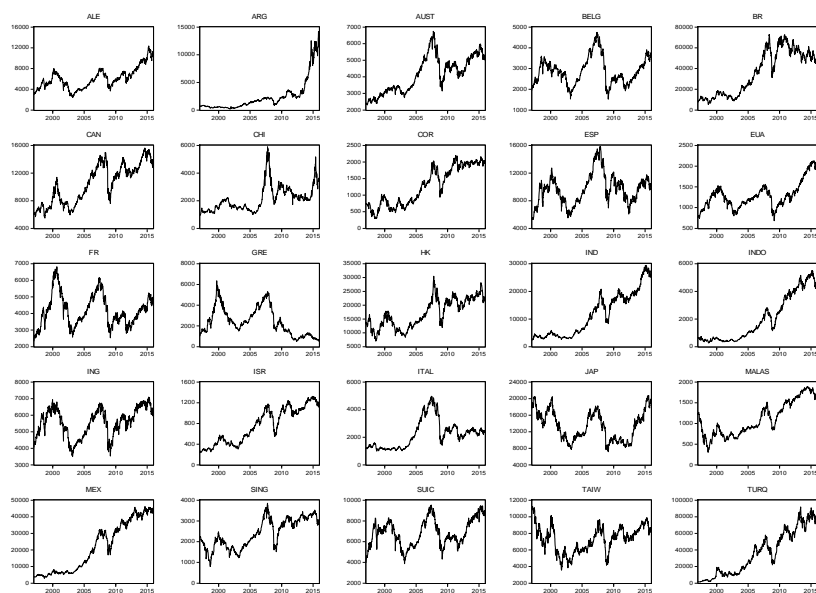
4.1. Apresentação das variáveis

Os dados deste estudo referem-se aos índices de fechamento semanais ajustados (cotações de fim de sessão) de 25 países. Os índices financeiros foram coletados do Yahoo!Finance e correspondem a: Alemanha (ALE); Argentina (ARG); Austrália (AUS); Bélgica (BEL); Brasil (BR); Canadá (CAN); China (CHI); Coreia do Sul (COR); Espanha (ESP); Estados Unidos (EUA); França (FR); Grécia (GRE); Hong Kong (HK); Índia (IND); Indonésia (INDO); Inglaterra (ING); Israel (ISR); Itália (ITAL); Japão (JAP); Malásia (MALAS); México (MEX); Singapura (SING); Suíça (SUIC); Taiwan (TAIW); e, Turquia (TURQ). A análise compreendeu o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2015. Para considerar o mesmo período de tempo para todos os índices, semanas não disponíveis para um país foram excluídas para todos os países. As análises foram realizadas por meio do *software* R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2014). A evolução dos índices ao longo do período pode ser vista na Figura 1.

Observa-se que, mesmo considerando dados semanais, os índices apresentaram grande volatilidade no período, com fases de crescimento e decréscimo, de acordo com as condições econômicas globais. A crise iniciada em meados do ano de 2007 nos Estados Unidos (crise do subprime), por exemplo, afetou diversas economias mundiais em termos de crescimento econômico, nível de emprego, etc., assim como o mercado financeiro. Os reflexos da crise foram observados, principalmente, nos anos de 2008 e 2009. Vale destacar que alguns países começaram a observar certa recuperação econômica no ano de 2010. Assim, a análise de componentes principais foi fragmentada em três períodos⁹, a saber: i) período pré-crise do subprime, compreendendo o período de janeiro 1997 a julho 2007; ii) período de crise, entre agosto 2007 e dezembro 2009; e, período pós-crise, considerado aqui como o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015.

⁹ Outras crises, que não a iniciada em 2007, ocorreram no período de análise, mas não são o foco desta pesquisa.

Figura 1: Evolução dos índices financeiros, no período de jan./1997 a dez./ 2015.



Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Uma das suposições da análise de componentes principais clássica é que os dados sejam estacionários. Como os índices acionários são, geralmente, não estacionários, eles são frequentemente transformados em retornos. Nesta pesquisa, os seguintes testes comprovaram a não estacionariedade das séries: Augmented Dickey-Fuller – ADF (Dickey; Fuller, 1981); Phillips-Perron – PP (Phillips; Perron, 1988); e, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS (Kwiatkowski Et Al., 1992)¹⁰. Aqui, os processos estacionários foram definidos como $\mathbf{r}_t =$

¹⁰ Vale ressaltar que o teste KPSS é um teste assintótico, e que o mesmo deve ser utilizado em complemento aos demais testes de raiz unitária (BUENO, 2011).

Assim, as conclusões sobre a existência de raiz unitária foram feitas primeiramente tomando como base os testes ADF e PP, e em caso de divergência entre os testes ADF e PP, utilizou-se o teste KPSS como critério de desempate. Para critério de desempate também foram analisados os gráficos e os correlogramas (funções de autocorrelação) das séries.

$\ln(\mathbf{y}_t) - \ln(\mathbf{y}_{t-1})$, onde \mathbf{y}_t é o vetor de índices semanais. A Tabela 1 sumariza as estatísticas descritivas básicas dos retornos dos índices (\mathbf{r}_t). Para diversos retornos, as distribuições parecem ser assimétricas, uma vez que existem estimativas positivas e negativas de assimetria. Todas as séries de retornos possuem caudas pesadas e mostram um forte desvio da normalidade (os coeficientes de assimetria e curtose são todos diferentes daqueles da distribuição normal padrão, que são 0 e 3, respectivamente). Além disso, o teste de Jarque-Bera (JB) rejeitou a hipótese nula de normalidade ao nível de significância de 5%. De acordo com Mardelbrot (1963) e Fama (1965), o excesso de curtose e a não normalidade são fatos estilizados no que se refere à retornos financeiros.

Conforme discutido na introdução, a técnica de ACP clássica tem como pressuposto que os dados sejam independentes. Entretanto, os retornos financeiros tendem a apresentar correlação temporal (serial ou cruzada) e heteroscedasticidade condicional (volatilidade). As análises preliminares indicaram que os retornos (\mathbf{r}_t) apresentam autocorrelação (função de autocorrelação) e correlação cruzada (função de correlação cruzada). Assim, o modelo VAR, com o critério de informação de Akaike, foi utilizado para lidar com esse problema. Aqui, o modelo VAR(1) foi suficiente para remover as correlações seriais e cruzadas. No entanto, as funções de autocorrelação e o teste de Ljung-Box revelaram que os resíduos ao quadrado do modelo VAR(1), ($\boldsymbol{\mu}_t$), apresentaram heteroscedasticidade condicional. Assim, além de usar o filtro VAR (para correlação temporal), adotou-se um filtro GARCH para filtrar a heteroscedasticidade condicional dos retornos. Nesse caso, a técnica de ACP foi utilizada sobre os resíduos ($\boldsymbol{\varepsilon}_t$) do modelo VAR(1)-GARCH(1,1), em que na parte GARCH usou-se o método BEKK (para detalhes, ver Engle; Kroner, 1995; Laurent; Bauwens; Rombouts, 2006; Lütkepohl, 2005).

Tabela 1: Estatísticas descritivas dos retornos (r_t), no período de jan./1997 a dez./ 2015

| Países | Média | Med. | Máx. | Mín. | Dp | Assim. | Curt. | J-B. | Valor-p |
|--------|---------|--------|--------|---------|--------|---------|---------|------------|---------|
| ALE | 0,0013 | 0,0049 | 0,1494 | -0,2435 | 0,0337 | -0,6126 | 7,3114 | 827,8410 | 0,0000 |
| ARG | 0,0029 | 0,0060 | 0,7546 | -0,6045 | 0,0600 | 0,6976 | 39,4140 | 54721,5300 | 0,0000 |
| AUST | 0,0007 | 0,0026 | 0,0911 | -0,1702 | 0,0209 | -0,9122 | 8,7711 | 1509,6020 | 0,0000 |
| BELG | 0,0006 | 0,0038 | 0,1291 | -0,2611 | 0,0286 | -1,1809 | 11,8140 | 3431,1460 | 0,0000 |
| BR | 0,0017 | 0,0041 | 0,2176 | -0,2506 | 0,0435 | -0,5369 | 6,8127 | 646,5431 | 0,0000 |
| CAN | 0,0008 | 0,0029 | 0,1282 | -0,1754 | 0,0247 | -0,8755 | 9,2533 | 1737,7640 | 0,0000 |
| CHI | 0,0014 | 0,0008 | 0,3492 | -0,3191 | 0,0428 | 0,1152 | 14,9101 | 5847,6140 | 0,0000 |
| COR | 0,0010 | 0,0032 | 0,3711 | -0,3036 | 0,0459 | 0,1261 | 14,9567 | 5893,8710 | 0,0000 |
| ESP | 0,0006 | 0,0034 | 0,1359 | -0,2383 | 0,0325 | -0,6781 | 7,1329 | 779,6625 | 0,0000 |
| EUA | 0,0010 | 0,0020 | 0,1136 | -0,2008 | 0,0251 | -0,7474 | 8,9899 | 1570,5680 | 0,0000 |
| FR | 0,0007 | 0,0025 | 0,1243 | -0,2505 | 0,0311 | -0,7434 | 8,1964 | 1203,8320 | 0,0000 |
| GRE | -0,0005 | 0,0010 | 0,2598 | -0,2254 | 0,0464 | -0,1070 | 6,6475 | 550,1324 | 0,0000 |
| HK | 0,0005 | 0,0023 | 0,1392 | -0,1992 | 0,0345 | -0,4119 | 6,3323 | 485,5627 | 0,0000 |
| IND | 0,0024 | 0,0042 | 0,1594 | -0,1738 | 0,0350 | -0,1451 | 5,4616 | 253,1677 | 0,0000 |
| INDO | 0,0020 | 0,0040 | 0,4608 | -0,3403 | 0,0480 | 0,6135 | 19,8654 | 11783,3700 | 0,0000 |
| ING | 0,0004 | 0,0021 | 0,1258 | -0,2363 | 0,0250 | -0,9552 | 12,9581 | 4236,7810 | 0,0000 |
| ISR | 0,0016 | 0,0030 | 0,1138 | -0,1542 | 0,0272 | -0,5493 | 5,7694 | 365,7870 | 0,0000 |
| ITAL | 0,0007 | 0,0029 | 0,1723 | -0,3413 | 0,0325 | -1,6571 | 17,9837 | 9704,3360 | 0,0000 |
| JAP | 0,0001 | 0,0019 | 0,1145 | -0,2788 | 0,0314 | -0,9013 | 9,7202 | 1994,9300 | 0,0000 |
| MAL | 0,0003 | 0,0014 | 0,2652 | -0,1903 | 0,0292 | 0,2963 | 15,6124 | 6569,5580 | 0,0000 |
| MEX | 0,0025 | 0,0037 | 0,1858 | -0,1793 | 0,0336 | -0,1441 | 7,3922 | 798,3825 | 0,0000 |
| SING | 0,0003 | 0,0011 | 0,1987 | -0,2551 | 0,0305 | -0,4575 | 12,6905 | 3904,2020 | 0,0000 |
| SUIC | 0,0008 | 0,0034 | 0,1629 | -0,2520 | 0,0276 | -1,0165 | 14,3815 | 5508,3840 | 0,0000 |
| TAIW | -0,0003 | 0,0023 | 0,2179 | -0,1666 | 0,0364 | -0,0528 | 7,2650 | 750,0494 | 0,0000 |
| TURQ | 0,0041 | 0,0057 | 0,2578 | -0,3037 | 0,0540 | -0,0988 | 6,8203 | 603,0256 | 0,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.



4.2. Análise de componentes principais

Primeiramente, considerou-se o período pré-crise (janeiro de 1997 a julho de 2007). A Tabela 2 apresenta os autovalores iniciais para esse período, considerando os dados filtrados¹¹. Na ACP é possível calcular tantos componentes quanto for o número de variáveis originais. Assim, 25 componentes (e autovalores) foram extraídos do conjunto de dados em análise. Conforme descrito anteriormente, existem diversos critérios para determinar o número de componentes a ser retido. A escolha do critério pode depender do tamanho médio das cumulatividades e do número de variáveis e observações. De acordo com a Regra de Kaiser, por exemplo, somente componentes com autovalores maiores do que 1 (um) são considerados significativos no que se refere à retenção; os outros componentes são desconsiderados. Nesse caso, qualquer componente principal (PC) com autovalor menor do que 1 (um) apresenta variância inferior a 1 (um) e contém menos informação do que uma das variáveis originais e, portanto, não vale a pena a sua retenção (para detalhes da Regra de Kaiser, ver Jolliffe (2002)). Logo, baseando-se na Regra de Kaiser, seis (6) componentes principais foram considerados para representar, nas análises, os 25 índices de retornos (lembrando que foram usados os resíduos (ϵ_t) na estimação dos componentes principais)¹². Em relação ao primeiro PC, por exemplo, o mesmo explicou 30,94% da variância total das variáveis observadas.

Para fins de informação, caso os dados originais fossem considerados nas estimativas dos componentes principais, sem levar em conta os filtros propostos (diferenciação, correlação temporal e heteroscedasticidade condicional), pela Regra de Kaiser seriam retidos somente quatro componentes, sendo que o primeiro componente representaria cerca de 57,19% da variância total das variáveis observadas

¹¹ As estimativas foram realizadas considerando os filtros de diferenciação, correlação temporal e heteroscedasticidade condicional.

¹² É importante dizer que, de acordo com Jolliffe (2002), o número de componentes principais requeridos para representar um conjunto de dados pode ser maior ou menor do que o número indicado pelo modelo de ACP estimado. Nas ciências atmosféricas, por exemplo, onde o número de componentes pode ser muito grande, pode ser de interesse restringir a análise aos primeiros dominantes e fisicamente interpretáveis, ainda que o número de componentes seja menor do que aqueles associados com as regras da ACP. A mensagem principal é que objetivos diferentes levam à diferentes necessidades relacionadas à quantos componentes devem ser retidos.

(os quatro componentes retidos explicariam 82,25% da variância total)¹³. Além disso, os componentes gerados a partir dos dados originais apresentaram correlação temporal (serial e cruzada). Logo, similar aos resultados encontrados por Monte (2016), a aplicação da técnica de ACP à dados não estacionários, com correlação temporal e heteroscedasticidade condicional, tende a gerar resultados enganosos (ou espúrios), uma vez que uma grande porcentagem da explicação da variabilidade do conjunto de dados foi direcionada para o primeiro componente principal e os componentes gerados foram correlacionados temporalmente, o que fere a uma das hipóteses da ACP clássica.

A relação entre os retornos e os componentes é expressa pelos coeficientes da matriz de *loadings* (cargas). Componentes com grandes coeficientes (em valor absoluto) para uma variável estão estreitamente relacionados com essa variável. Além disso, uma vez que os componentes estimados são não correlacionados, os *loadings* dos componentes representam a contribuição única de cada componente e podem ser interpretados como as correlações entre os componentes e as variáveis originais.

Um componente principal é uma função linear de todas as variáveis originais consideradas no modelo. De acordo com Jolliffe (2002), se os coeficientes ou cargas para um PC são todos de um tamanho similar, ou se alguns são grandes e o restante pequeno, a interpretação pode ser mais fácil, mesmo que a aparência possa ser enganosa. No caso de existirem cargas intermédias, bem como grandes e pequenas, pode ser mais difícil interpretar o componente. Por exemplo, se a maior parte das variáveis possuem *loadings* maiores no mesmo componente, a interpretação tende a ser ambígua. De certa forma, o ideal seria que uma variável tivesse *loadings* elevados em um componente e perto de zero nos demais componentes. Em geral, a rotação dos componentes no espaço F-dimensional pode facilitar as análises, uma vez que a rotação enfoca na transformação dos componentes para torná-los mais interpretáveis (ver Jolliffe, 2002). Por exemplo, na Tabela 3 (sem rotação), a China apresentou cargas semelhantes nos componentes 4 e 5 e, a Coreia do Sul, nos componentes 1 e 2. Observa-se também, que a maior parte dos países

¹³ Ver Tabelas 1A e 2A do apêndice, para as estimativas dos autovalores e autovetores a partir dos dados originais. Nas estimativas dos autovetores adotou-se a rotação varimax.

apresentou *loadings* maiores no primeiro componente principal, tornando ambíguo o agrupamento dos países nos componentes.

Tabela 2: Autovalores iniciais, para o período de janeiro de 1997 a julho de 2007

| Componentes | Autovalores iniciais | % de | % |
|-------------|----------------------|--------|--------|
| 1 | 7,7250 | 0,3094 | 0,3094 |
| 2 | 1,9909 | 0,0797 | 0,3892 |
| 3 | 1,3993 | 0,0560 | 0,4452 |
| 4 | 1,1452 | 0,0459 | 0,4911 |
| 5 | 1,0857 | 0,0435 | 0,5346 |
| 6 | 1,0497 | 0,0420 | 0,5766 |
| 7 | 0,9560 | 0,0383 | 0,6149 |
| 8 | 0,9213 | 0,0369 | 0,6518 |
| 9 | 0,8539 | 0,0342 | 0,6860 |
| 10 | 0,8388 | 0,0336 | 0,7196 |
| 11 | 0,7999 | 0,0320 | 0,7516 |
| 12 | 0,7256 | 0,0291 | 0,7807 |
| 13 | 0,6721 | 0,0269 | 0,8076 |
| 14 | 0,6490 | 0,0260 | 0,8336 |
| 15 | 0,5730 | 0,0230 | 0,8566 |
| 16 | 0,5611 | 0,0225 | 0,8790 |
| 17 | 0,5325 | 0,0213 | 0,9004 |
| 18 | 0,4888 | 0,0196 | 0,9199 |
| 19 | 0,4711 | 0,0189 | 0,9388 |
| 20 | 0,4160 | 0,0167 | 0,9555 |
| 21 | 0,2931 | 0,0117 | 0,9672 |
| 22 | 0,2583 | 0,0103 | 0,9776 |
| 23 | 0,2475 | 0,0099 | 0,9875 |
| 24 | 0,2122 | 0,0085 | 0,9960 |
| 25 | 0,1008 | 0,0040 | 1,0000 |

Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Tabela 3: Matriz inicial de componentes (sem rotação), para o período de janeiro de 1997 a julho de 2007

| | Componentes | | | | | |
|------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| ARG | 0,45 | 0,05 | 0,51 | -0,13 | -0,04 | 0,10 |
| BR | 0,60 | 0,02 | 0,49 | 0,05 | -0,11 | -0,16 |
| CAN | 0,71 | -0,02 | 0,17 | 0,02 | -0,11 | -0,05 |
| EUA | 0,81 | -0,22 | 0,13 | -0,11 | -0,13 | -0,07 |
| MEX | 0,62 | -0,01 | 0,43 | -0,10 | -0,13 | 0,10 |
| CHI | -0,01 | 0,27 | -0,12 | 0,44 | -0,46 | 0,13 |
| HK | 0,57 | 0,39 | -0,18 | -0,17 | 0,02 | 0,02 |
| IND | 0,36 | 0,31 | 0,07 | 0,42 | 0,23 | -0,10 |
| INDO | 0,32 | 0,48 | -0,13 | 0,20 | 0,08 | 0,37 |
| MAL | 0,34 | 0,50 | 0,04 | -0,24 | -0,07 | 0,39 |
| JAP | 0,49 | 0,21 | -0,12 | -0,10 | 0,05 | -0,39 |
| SING | 0,54 | 0,45 | -0,22 | -0,20 | 0,14 | 0,11 |
| COR | 0,48 | 0,46 | -0,18 | -0,16 | 0,10 | -0,33 |
| TAIW | 0,42 | 0,40 | -0,07 | -0,20 | -0,02 | -0,17 |
| AUST | 0,40 | -0,07 | 0,22 | -0,15 | -0,05 | 0,46 |
| ITAL | 0,51 | -0,03 | -0,02 | 0,42 | 0,11 | 0,16 |
| BELG | 0,68 | -0,35 | -0,29 | 0,05 | 0,02 | 0,17 |
| FR | 0,85 | -0,36 | -0,16 | -0,06 | 0,01 | -0,07 |
| ALE | 0,84 | -0,27 | -0,16 | -0,03 | -0,03 | -0,03 |
| SUIC | 0,75 | -0,35 | -0,29 | -0,01 | -0,03 | 0,04 |
| ING | 0,80 | -0,30 | -0,14 | -0,03 | -0,01 | 0,01 |
| GRE | 0,49 | 0,00 | -0,14 | 0,36 | 0,28 | 0,10 |
| TURQ | 0,36 | 0,09 | 0,33 | 0,33 | 0,11 | -0,19 |
| ESP | 0,02 | -0,11 | 0,25 | -0,08 | 0,75 | 0,05 |
| ISR | 0,38 | 0,18 | 0,10 | 0,20 | -0,21 | -0,26 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

No processo de rotação, os eixos de referência dos componentes são girados sobre a origem até que alguma outra posição seja alcançada. O efeito final de girar a matriz de componentes é redistribuir a variação dos componentes anteriores para os posteriores para alcançar um padrão dos componentes mais simples e significativas. A rotação não afeta a qualidade



do ajuste da solução da ACP. Isso é, as cumulatividades e a porcentagem de variância explicada não mudam. O caso mais simples de rotação é uma rotação ortogonal em que os eixos são mantidos a 90 graus. Uma variedade de algoritmos pode ser utilizada para realizar a rotação ortogonal. O método mais utilizado é o varimax, que tenta minimizar o número de variáveis com cargas elevadas sobre apenas um componente. Nesta pesquisa, o método varimax foi utilizado e os resultados podem ser verificados na Tabela 4. Como pode ser observado, as análises referentes às cargas fatorais da China e da Coreia do Sul podem ser feitas de forma mais clara.

Analisando a Tabela 4, nota-se que, no período de janeiro de 1997 a julho de 2007, com algumas exceções, cada componente está associado com um grupo de retornos de países que têm fortes relações econômicas, políticas e geográficas entre eles¹⁴. O primeiro componente principal, por exemplo, está relacionado às economias ocidentais desenvolvidas, como Canadá, Estados Unidos, Bélgica, França, Alemanha, Suíça e Inglaterra. Vale destacar aqui a ausência de Itália, Grécia e Espanha neste grupo. No que se refere à esses três últimos países (que estão no quarto componente, juntamente com Índia e Turquia), ressalta-se que os mesmos apresentam, constantemente, problemas políticos e econômicos, o que pode ter influenciado o não agrupamento dos seus índices de retornos de ações com os demais países da Europa. O segundo componente é composto por países da América do Norte (Canadá e México) e da América do Sul (Argentina e Brasil). Quando ao terceiro componente, esse é representado, principalmente, por países do pacífico e da Ásia, tais como: Hong Kong, Japão, Singapura, Coreia do Sul, Taiwan e Israel. Outros países do pacífico e da Ásia foram agrupados no quinto componente: Indonésia, Malásia e Austrália. Por fim, o sexto componente está associado com a China.

¹⁴ Países com *loadings* maiores contribuem mais na formação de um determinado componente, formando grupos integrados (ou *cluster*); *loadings* baixos ou negativos revelam os países cujos retornos das ações se movem independentemente.

Tabela 4: Matriz de componentes, com rotação varimax, para o período de janeiro de 1997 a julho de 2007

| | Componentes | | | | | |
|------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| ARG | 0,11 | 0,64 | 0,09 | 0,04 | 0,13 | -0,09 |
| BR | 0,22 | 0,69 | 0,23 | 0,22 | -0,08 | 0,06 |
| CAN | 0,54 | 0,43 | 0,26 | 0,20 | 0,08 | 0,08 |
| EUA | 0,63 | 0,53 | 0,25 | 0,05 | 0,03 | 0,02 |
| MEX | 0,28 | 0,70 | 0,09 | 0,08 | 0,19 | -0,01 |
| CHI | -0,10 | -0,07 | 0,01 | 0,21 | 0,05 | 0,69 |
| HK | 0,26 | 0,13 | 0,52 | 0,09 | 0,40 | 0,04 |
| IND | 0,05 | 0,10 | 0,21 | 0,61 | 0,16 | 0,00 |
| INDO | 0,05 | 0,00 | 0,09 | 0,36 | 0,64 | 0,12 |
| MAL | 0,00 | 0,26 | 0,24 | -0,04 | 0,66 | 0,07 |
| JAP | 0,22 | 0,12 | 0,63 | 0,12 | -0,06 | -0,02 |
| SING | 0,23 | 0,04 | 0,51 | 0,13 | 0,42 | -0,04 |
| COR | 0,12 | 0,04 | 0,73 | 0,13 | 0,18 | 0,01 |
| TAIW | 0,09 | 0,16 | 0,64 | 0,03 | 0,12 | 0,06 |
| AUST | 0,23 | 0,37 | -0,12 | -0,02 | 0,45 | -0,11 |
| ITAL | 0,38 | 0,14 | -0,02 | 0,53 | 0,11 | 0,09 |
| BELG | 0,82 | 0,06 | 0,02 | 0,12 | 0,12 | -0,01 |
| FR | 0,86 | 0,26 | 0,24 | 0,10 | -0,01 | -0,05 |
| ALE | 0,81 | 0,26 | 0,25 | 0,14 | 0,07 | 0,02 |
| SUIC | 0,86 | 0,11 | 0,14 | 0,08 | 0,06 | 0,02 |
| ING | 0,79 | 0,25 | 0,19 | 0,11 | 0,04 | -0,02 |
| GRE | 0,37 | 0,00 | 0,07 | 0,53 | 0,17 | -0,07 |
| TURQ | 0,00 | 0,38 | 0,16 | 0,48 | -0,17 | 0,01 |
| ESP | -0,05 | 0,04 | 0,01 | 0,70 | -0,08 | -0,30 |
| ISR | 0,14 | 0,27 | 0,35 | 0,21 | -0,04 | 0,21 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

A Tabela 5 apresenta os autovalores iniciais para o período de agosto de 2007 a dezembro de 2009, período considerado neste trabalho para representar a crise iniciada nos Estados Unidos em 2007¹⁵.

¹⁵ As estimativas foram realizadas considerando os filtros de diferenciação, correlação temporal e heteroscedasticidade condicional.

Considerando a Regra de Kaiser, sete (7) componentes foram retidos para representar os 25 índices de retornos, o que poderia ser um indicativo de menor integração financeira entre os 25 países que compõem a análise, no período da crise¹⁶. No entanto, algumas características observadas nas estimativas demonstram uma maior integração (co-movimentos) entre alguns países e regiões, como: i) no período antes da crise, os dois primeiros componentes explicavam 38,92% da variabilidade do conjunto de dados, passando para aproximadamente 47,03% entre agosto de 2007 a dezembro de 2009; ii) países como Itália, Grécia e Turquia passaram a ter forte relação com primeiro componente, o que no período pré-crise não ocorria (Tabela 6); iii) países como Brasil, Canadá e México, que anteriormente a crise estavam relacionados com o terceiro componente, no período de crise passaram a configurar, em termos de relação forte, no primeiro componente principal; e, iv) os países asiáticos apresentaram maior integração na crise do que no período pré-crise.

¹⁶ Vale dizer que a crise do subprime é considerada por muitos economistas como a mais grave desde a crise de 1929, tendo gerado gravíssimos efeitos negativos para as economias mundiais.

Tabela 5: Autovalores iniciais, para o período de agosto de 2007 a dezembro de 2009

| Componentes | Autovalores iniciais | % de variação | % acumulado |
|-------------|----------------------|---------------|-------------|
| 1 | 8,8616 | 0,3536 | 0,3536 |
| 2 | 2,9246 | 0,1167 | 0,4703 |
| 3 | 1,6602 | 0,0662 | 0,5365 |
| 4 | 1,1986 | 0,0478 | 0,5843 |
| 5 | 1,1161 | 0,0445 | 0,6288 |
| 6 | 1,0540 | 0,0421 | 0,6709 |
| 7 | 1,0289 | 0,0411 | 0,7120 |
| 8 | 0,9251 | 0,0369 | 0,7489 |
| 9 | 0,8099 | 0,0323 | 0,7812 |
| 10 | 0,7707 | 0,0308 | 0,8119 |
| 11 | 0,6611 | 0,0264 | 0,8383 |
| 12 | 0,6215 | 0,0248 | 0,8631 |
| 13 | 0,5227 | 0,0209 | 0,8840 |
| 14 | 0,5346 | 0,0213 | 0,9053 |
| 15 | 0,4382 | 0,0175 | 0,9228 |
| 16 | 0,3769 | 0,0150 | 0,9378 |
| 17 | 0,3246 | 0,0130 | 0,9508 |
| 18 | 0,3129 | 0,0125 | 0,9632 |
| 19 | 0,2750 | 0,0110 | 0,9742 |
| 20 | 0,2349 | 0,0094 | 0,9836 |
| 21 | 0,1393 | 0,0056 | 0,9892 |
| 22 | 0,1183 | 0,0047 | 0,9939 |
| 23 | 0,0883 | 0,0035 | 0,9974 |
| 24 | 0,0582 | 0,0023 | 0,9997 |
| 25 | 0,0071 | 0,0003 | 1,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.



Cabe destacar que, anteriormente à crise do subprime, já havia uma forte integração entre algumas economias, principalmente em termos de aspectos econômicos e geográficos. De acordo com Forbes e Rigobon (2002), as economias de alguns países já possuem certa integração pré-existente, sendo que, no decorrer de um período de turbulência, essa integração (relação) tende a ser fortalecida. Ainda, segundo os autores, esse fortalecimento pode ser suficiente para acarretar quebras na estrutura de transmissão de choques entre os países. Isso é caracterizado como “efeito contágio”, ou seja, choques ocorridos em uma economia afetam a economia de outro país, independentemente da situação dos fundamentos macroeconômicos entre os países. Chiang et al. (2007) descreve que as crises financeiras sistêmicas, com efeitos internacionais, apresentam duas fases específicas: i) a primeira fase é caracterizada por um aumento maciço no grau de co-movimentos entre os retornos do mercado de ações internacionais durante a crise (efeito de contágio); e, ii) a segunda baseia-se na relativa alta na correlação entre os retornos dos países observada nos períodos seguintes ao choque (efeito manada).

Vale ressaltar, ainda, que no período de crise o segundo componente foi formado por Hong Kong, Índia, Japão, Singapura, Coreia do Sul e Taiwan. No período anterior a agosto de 2007, a maior parte desses países formava o terceiro componente, passando, então, no período da crise, para segundo lugar no que diz respeito à explicação da variabilidade dos índices de retornos dos países em análise. Argentina e Indonésia relacionaram-se com o terceiro componente. O quarto componente relacionou-se com a China e a Malásia. O quinto componente relacionou-se com Israel, enquanto que os componentes seis e sete relacionaram-se com Austrália e Espanha, respectivamente.

Tabela 6: Matriz de componentes, com rotação varimax, para o período de agosto de 2007 a dezembro de 2010

| | Componentes | | | | | | |
|------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
| ARG | 0,43 | 0,19 | 0,70 | 0,03 | 0,08 | -0,09 | 0,00 |
| BR | 0,58 | 0,26 | 0,47 | 0,12 | 0,15 | 0,16 | 0,11 |
| CAN | 0,51 | -0,10 | 0,42 | 0,15 | 0,26 | 0,20 | 0,38 |
| EUA | 0,78 | 0,21 | 0,18 | -0,05 | -0,03 | 0,37 | 0,15 |
| MEX | 0,57 | 0,18 | 0,41 | -0,06 | -0,15 | 0,23 | -0,10 |
| CHI | 0,01 | 0,11 | -0,01 | 0,85 | -0,02 | -0,06 | -0,23 |
| HK | 0,13 | 0,65 | 0,25 | 0,44 | -0,04 | 0,12 | 0,18 |
| IND | 0,28 | 0,54 | 0,02 | 0,27 | 0,19 | 0,31 | 0,41 |
| INDO | -0,06 | 0,22 | 0,61 | 0,30 | 0,26 | -0,06 | -0,08 |
| MAL | -0,07 | 0,13 | 0,31 | 0,64 | 0,21 | 0,10 | 0,25 |
| JAP | 0,18 | 0,75 | 0,00 | -0,04 | -0,07 | -0,05 | 0,04 |
| SING | 0,07 | 0,78 | 0,21 | 0,06 | 0,01 | 0,21 | 0,25 |
| COR | 0,23 | 0,67 | 0,23 | 0,21 | 0,18 | -0,19 | -0,17 |
| TAIW | 0,01 | 0,48 | 0,15 | 0,19 | 0,37 | 0,14 | -0,22 |
| AUST | 0,17 | 0,04 | -0,02 | 0,00 | 0,06 | 0,86 | -0,16 |
| ITAL | 0,64 | 0,30 | 0,33 | -0,21 | 0,22 | 0,06 | -0,03 |
| BELG | 0,83 | 0,10 | 0,14 | 0,04 | 0,03 | -0,01 | 0,12 |
| FR | 0,92 | 0,04 | 0,07 | -0,01 | 0,14 | 0,12 | 0,00 |
| ALE | 0,88 | 0,17 | 0,11 | 0,00 | 0,10 | 0,09 | 0,01 |
| SUIC | 0,81 | 0,09 | -0,18 | 0,04 | -0,06 | -0,18 | 0,09 |
| ING | 0,89 | 0,04 | 0,11 | 0,05 | 0,06 | 0,11 | 0,10 |
| GRE | 0,52 | 0,38 | 0,20 | -0,04 | -0,12 | -0,08 | 0,01 |
| TURQ | 0,50 | 0,36 | -0,13 | 0,04 | 0,37 | 0,02 | -0,05 |
| ESP | -0,14 | -0,12 | 0,04 | 0,10 | 0,08 | 0,21 | -0,73 |
| ISR | 0,08 | -0,07 | 0,18 | 0,05 | 0,87 | 0,03 | 0,02 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

A Tabela 7 apresenta os autovalores iniciais para o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015¹⁷. Pela Regra de Kaiser, observa-se que o número de componentes a ser retido para análise é igual a seis, número esse igual ao encontrado para o período anterior à crise. De acordo com a Tabela 8, no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015, existem três componentes mais representativos. O primeiro componente

¹⁷ As estimativas foram realizadas considerando os filtros de diferenciação, correlação temporal e heteroscedasticidade condicional.

está associado aos países: Canadá, Estados Unidos, Itália, Bélgica, França, Alemanha, Suíça, Inglaterra, Grécia e Turquia. O segundo componente é associado à Hong Kong, Índia, Indonésia, Malásia, Japão, Singapura, Coreia do Sul e Taiwan. O terceiro componente tem forte relação com Argentina, Brasil e México. O quarto componente está associado à China, enquanto os componentes cinco e seis têm forte relação com Espanha e Austrália, respectivamente.

Tabela 7: Autovalores iniciais, para o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015

| Componentes | Autovalores iniciais | % de | % |
|-------------|----------------------|--------|--------|
| 1 | 8,0224 | 0,3206 | 0,3206 |
| 2 | 2,4024 | 0,0960 | 0,4167 |
| 3 | 1,3608 | 0,0544 | 0,4710 |
| 4 | 1,2420 | 0,0496 | 0,5207 |
| 5 | 1,0938 | 0,0437 | 0,5644 |
| 6 | 1,0571 | 0,0422 | 0,6066 |
| 7 | 0,9663 | 0,0386 | 0,6453 |
| 8 | 0,9420 | 0,0377 | 0,6829 |
| 9 | 0,9142 | 0,0365 | 0,7195 |
| 10 | 0,8692 | 0,0347 | 0,7542 |
| 11 | 0,7328 | 0,0293 | 0,7835 |
| 12 | 0,6572 | 0,0263 | 0,8098 |
| 13 | 0,6211 | 0,0248 | 0,8346 |
| 14 | 0,5843 | 0,0234 | 0,8579 |
| 15 | 0,5410 | 0,0216 | 0,8796 |
| 16 | 0,5173 | 0,0207 | 0,9002 |
| 17 | 0,4700 | 0,0188 | 0,9190 |
| 18 | 0,4201 | 0,0168 | 0,9358 |
| 19 | 0,3340 | 0,0134 | 0,9492 |
| 20 | 0,3135 | 0,0125 | 0,9617 |
| 21 | 0,2607 | 0,0104 | 0,9721 |
| 22 | 0,2387 | 0,0095 | 0,9816 |
| 23 | 0,2242 | 0,0090 | 0,9906 |
| 24 | 0,1405 | 0,0056 | 0,9962 |
| 25 | 0,0945 | 0,0038 | 1,0000 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

É possível notar que, no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015, em geral, cada componente está associado com um grupo de retornos de países que têm fortes relações econômicas, políticas e geográficas entre eles. Exceções feitas à China, Espanha e Austrália. Essa associação é mais forte do que a existente no período de janeiro 1997 a julho 2007 (pré-crise), o que pode caracterizar o “efeito manada” descrito por Chiang et al. (2007), em que existe uma alta na correlação entre os retornos dos países observada nos períodos seguintes ao choque de uma crise. Aqui, o “efeito manada” parece ocorrer, principalmente, para os países com relações geográficas mais intensas. Entretanto, destaca-se que, no período pós-crise a segmentação foi maior (três componentes mais importantes) do que no período de crise (dois componentes mais representativos), no que diz respeito à aspectos geográficos (regionais). Pode-se observar, ainda, o crescimento da participação da China no que se refere à explicação da variabilidade dos retornos dos países analisados, movimento esse já iniciado no período da crise do subprime.

Tabela 8: Matriz de componentes com rotação varimax, para o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015

| | Componentes | | | | | |
|------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| ARG | 0,26 | 0,00 | 0,68 | 0,03 | 0,19 | 0,10 |
| BR | 0,23 | 0,26 | 0,70 | 0,04 | -0,06 | 0,00 |
| CAN | 0,50 | 0,16 | 0,41 | 0,13 | -0,03 | -0,10 |
| EUA | 0,68 | 0,10 | 0,45 | -0,04 | -0,08 | -0,13 |
| MEX | 0,34 | 0,20 | 0,61 | 0,07 | -0,10 | 0,00 |
| CHI | -0,06 | 0,23 | 0,22 | 0,54 | -0,01 | -0,07 |
| HK | 0,08 | 0,66 | 0,36 | -0,32 | -0,17 | -0,04 |
| IND | 0,22 | 0,63 | 0,13 | 0,03 | 0,10 | -0,05 |
| INDO | 0,02 | 0,61 | -0,03 | 0,36 | 0,13 | -0,01 |
| MAL | -0,03 | 0,49 | 0,23 | 0,38 | -0,16 | 0,18 |
| JAP | 0,33 | 0,53 | -0,05 | -0,33 | 0,05 | 0,09 |
| SING | 0,17 | 0,70 | 0,19 | -0,01 | 0,02 | 0,02 |
| COR | 0,20 | 0,69 | 0,26 | 0,13 | -0,08 | 0,03 |
| TAIW | 0,12 | 0,66 | 0,00 | -0,02 | -0,04 | -0,12 |
| AUST | 0,03 | -0,02 | 0,03 | -0,05 | -0,01 | 0,88 |
| ITAL | 0,72 | 0,15 | 0,27 | -0,01 | -0,04 | -0,11 |
| BELG | 0,87 | 0,16 | 0,16 | 0,00 | 0,03 | 0,03 |
| FR | 0,89 | 0,15 | 0,26 | 0,06 | -0,03 | 0,01 |
| ALE | 0,85 | 0,17 | 0,21 | 0,10 | 0,00 | 0,04 |
| SUIC | 0,83 | 0,05 | 0,03 | 0,02 | 0,02 | 0,03 |
| ING | 0,76 | 0,20 | 0,28 | 0,10 | -0,08 | 0,02 |
| GRE | 0,41 | 0,16 | 0,02 | -0,04 | 0,29 | -0,21 |
| TURQ | 0,34 | 0,25 | 0,25 | 0,02 | -0,08 | -0,26 |
| ESP | -0,06 | -0,02 | 0,00 | -0,03 | 0,94 | 0,02 |
| ISR | 0,17 | 0,16 | 0,26 | 0,25 | -0,55 | -0,27 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

5. Conclusões

Este trabalho analisou o padrão de integração dos mercados financeiros internacionais de 25 países (25 índices de ações do mercado mundial), no período de 1997 a 2015, por meio da análise de componentes principais, aplicada aos resíduos do modelo VAR-GARCH. As análises foram segmentadas da seguinte forma: a saber: i) período pré-crise do



subprime, compreendendo o período de janeiro 1997 a julho 2007; ii) período de crise, entre agosto 2008 e dezembro 2009; e, período pós-crise, considerado aqui como o período de janeiro de 2010 a dezembro de 2015. É importante destacar aqui que, a aplicação da análise de componentes principais clássica sobre os dados originais, ou seja, não considerando os filtros propostos (diferenciação, correlação temporal e heteroscedasticidade condicional), gerou resultados espúrios e enganosos, o que corrobora a suposição de que a técnica de ACP deve ser aplicada sobre dados estacionários e independentes.

Os resultados revelaram que, no período da crise econômica do subprime, existiu uma substancial elevação da integração econômica, em termos de co-movimentos dos retornos financeiros (“efeito contágio”), especialmente em relação aos Estados Unidos e à maioria dos países da União Europeia. Ressalta-se que, no decorrer do período de crise e após o mesmo, os países asiáticos alcançaram a segunda posição (segundo componente) no que diz respeito ao percentual de explicação da variabilidade dos índices de retornos dos países em análise. Este grupo era formado por países da América do Norte (Canadá e México) e da América do Sul (Argentina e Brasil) antes da crise. Também, pode-se observar o crescimento da participação da China no que se refere à essa variabilidade. Verifica-se que, mesmo ao longo do tempo, as características econômicas, políticas e geográficas são fundamentais em termos de integração financeira por parte dos países. Esses resultados têm implicações importantes no que tange às decisões futuras dos agentes econômicos (políticos e investidores), contribuindo para uma melhor compreensão da transmissão dos choques nos mercados financeiros internacionais.

Para trabalhos futuros sugere-se a utilização do método de componentes principais com volatilidade (PVC), proposto por Hu e Tsay (2014), a fim de verificar se os retornos das ações dos países analisados apresentam componentes com volatilidade comum e algum portfolio que não apresente heteroscedasticidade condicional (volatilidade). Isso seria um avanço em relação à análise feita por meio da técnica de ACP, uma vez que a ACP não leva em conta a dependência dinâmica entre os processos estocásticos com volatilidade, enquanto que, o método de PVC captura a volatilidade presente nos processos temporais multivariados.

Referências

Abbas, Q.; Khan, S.; Shah, S. Z. A. 2013. Volatility transmission in regional Asian stock markets. *Emerging Markets Review*, 16: 66-77.

Aityan, K.; Ivanov-Schitz, A. K.; Izotov, S. S. 2010. Time-shift asymmetric correlation analysis of global stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 20(5): 590-605.

Anderson, T. W. 2003. *An introduction to multivariate statistical analysis*. 3rd. ed. New York: John Wiley & Sons.

Barr, D.; Priestley, R. 2009. Expected returns, risk and the integration of international bond markets. *Journal of International Money and Finance*, 23: 71-97.

Billio, M.; Caporin, M. 2010. Market linkages, variance spillovers, and correlation stability: empirical evidence of financial contagion. *Computational Statistics and Data Analysis*, 54: 2443-2458.

Billio, M.; Donadelli, M.; Paradiso, A.; Riedel, M. 2015. *Measuring financial integration: lessons from the correlation*. University Ca' Foscari of Venice, Department of Economics, Working Paper Series n. 23/WP/2015. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2629906>>. Acesso em: 19 de jul. 2016.

Blanchard, O.; Dell'ariccia, G.; Mauro, P. 2010. Rethinking macroeconomic policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42: 199-215.

Bordo, M. D.; Murshid, A. P. 2006. Globalization and changing patterns in the international transmission in financial markets. *Journal of International Money and Finance*, 25: 655-674.



Bueno, R. D. L. S. 2011. *Econometria de séries temporais*. 2 ed. São Paulo: Cengage Learning.

Carrieri, F.; Errunza, V.; Hogan, K. 2007. Characterizing world market integration through time. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42: 915-940.

Chiang, T. C.; Jeon, B. N.; Li, H. 2007. Dynamic correlation analysis of financial contagion: evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance*, 26: 1206-1228.

Chong, T. T. L.; Wong, W.K.; Zhang, J. 2011. A Gravity Analysis of International Stock Market Linkages. *Applied Economics Letters*, 18(14): 1315-1319.

Colacito, R.; Croce, M. M. 2010. The short and long run benefits of financial integration. *American Economic Review: P&P*, 100(2): 527-531.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4): 1057-1073.

Donadelli, M.; Paradiso, A. 2014a. Does financial integration affect real exchange rate volatility and cross-country equity market returns correlation?. *North American Journal of Economics and Finance*, 28: 206-220.

_____. 2014b. Is there heterogeneity in financial integration dynamics? Evidence from country and industry emerging market equity indexes. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 32: 184-218.

Eckel, S.; Löffler, G.; Maurer, A.; Schmidt, E. V. 2011. Measuring the effects of geographical distance on stock market correlation. *Journal of Empirical Finance*, 18: 237-247.

Engle, R. F.; Kroner, K. F. 1995. Multivariate simultaneous generalized arch. *Econometric Theory*, 11: 122-150.

Errunza, V.; Losq, 1985. E. International asset pricing under mild segmentation and segmentation hypothesis. *Journal of Finance*, 40: 105-124.

Fama, E. The behaviour of stock prices. 1965. *Journal of Business*, 38 (1): 34-105.

Ferreira, D. M.; Mattos, L. B. 2012. O contágio da crise do subprime no mercado acionário brasileiro. In: 40º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Porto de Galinhas. *Anais eletrônicos....* Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2012>>. Acesso em: 15 de jul. 2016.

FORBES, K.; RIGOBON, R. 2000. *Measuring contagion: conceptual and empirical issues*. In: CLAESSENS, S.; FORBES, K. (Eds.), *International Financial Contagion*. Boston: Kluwer Academic Press.

Fuinhas, J. A.; Marques, A. C.; Nogueira, D. C. 2014. *Integration of the indexes SP500, FTSE100, PSI20, HSI and IBOVESPA: a VAR approach*. Paper, University Library of Munich, Germany. Disponível em: <<http://EconPapers.repec.org/RePEc:pra:mprapa:62092>>.

Gagnon, J. E.; Unferth, M. D. 1995. Is there a world interest rate?. *Journal of International Money and Finance*, 14: 846-855.

Goetzmann, W.; Li, L.; Rouwenhorst, G. 2005. Long-term global market correlations. *Journal of Business*, 71: 1-38.

Hu, Y., P.; Lin, L.; Kao, J. W. 2008. Time-varying Inter-market Linkage of International Stock Markets. *Applied Economics*, 40: 2501-2507.



Hu, Y. P.; Tsay, R. S. 2014. Principal volatility component analysis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 32(2): 153-164.

Jayasuriya, S. A. 2011. Stock market correlations between China and its emerging market neighbors. *Emerging Markets Review*, 12: 418-431.

Jappelli, T.; Pistaferri, L. 2011. Financial integration and consumption smoothing. *The Economic Journal*, 121: 678-706.

Jinjarak, Y.; Zheng, E. H. 2014. Granular institutional investors and global market interdependence. *Journal of International Money and Finance*, 46: 61-81.

Johnson, R.; Wichern, D. 2007. *Applied multivariate statistical analysis*. 6rd. ed. New Jersey: Prentice Hall.

Jolliffe, I. T. 2002. *Principal component analysis*. 2th. ed. New York: Springer.

Khalid, A. M.; Kawai, M. 2003. Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: evidence using a multivariate VAR model. *Journal of Asian Economics*, 14: 131-156.

Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P.; Shin, Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1): 159-178.

Lane, P. R. *Financial globalization and the crisis*. 2012. BIS Working Papers 397, Bank for International Settlements. Disponível em: <<http://www.bis.org/publ/work397.pdf>>. Acesso em: 15 de jul. 2016.

Lahrech, A.; Sylwester, E. K. 2013. The impact of NAFTA on North American stock market linkages. *North American Journal of Economics and Finance*, 25: 94-108.

Laopodis, N. T. 2011. Equity prices and macroeconomic fundamentals: international evidence. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21: 247-276.

Laurent, S.; Bauwens, L.; Rombouts, J. V. K. 2006. Multivariate GARCH models: a survey. *Journal of Applied Econometrics*, 21(1): 79-109.

Lee, C. C. 2013. Insurance and real output: the key role of banking activities. *Macroeconomic Dynamics*, 17: 235-260.

Lütkepohl, H. 2005. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer-Verlag.

Mandelbrot, B. 1963. The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, 36: 394-419.

Matteson, D. S.; Tsay, R. S. 2011. Dynamic orthogonal components for multivariate time series. *Journal of the American Statistical Association*, 106(496): 1450-1463.

Mauro, P.; Sussman, N.; Yafeh, Y. 2002. Emerging market spreads: then versus now. *Quarterly Journal of Economics*, 117: 695-733.

Meric, I.; Meric, G. 1989. Potential gains from international portfolio diversification and inter-temporal stability and seasonality in international stock market relationships. *Journal of Banking & Finance*, 13: 627-640.

Monte, E. Z. 2016. *Análise de componentes principais em séries temporais multivariadas com heteroscedasticidade condicional e outliers: uma aplicação para a poluição do ar, na Região da Grande Vitória, Espírito Santo, Brasil*. 167 f. Tese (Doutorado em Engenharia Ambiental) – Programa de Pós-graduação em Engenharia Ambiental, Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória. Disponível em: <<http://www.engenhariaambiental.ufes.br/>>.



Nellis, J. G. 1982. A principal components analysis of international financial integration under fixed and floating exchange rate regimes. *Applied Economics*, 14: 339-354.

Nogueira, E. M.; Lamounier, W. M. 2008. “Contagio” entre mercados de capitais emergentes e mercados desenvolvidos: evidências empíricas e reflexos sobre a diversificação internacional de portfólios. *Revista Brasileira de Finanças*, 6(2): 267-286.

Phillips, P. C. B.; Perron, P. 1988. Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75(3): 335-346.

Ragunathan, V.; Faff, R. W.; Brooks, R. D. 1999. Correlations, business cycles and integration. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(1): 75-95.

R Development Core Team. 2014. *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna, Austria. Disponível em: <<http://www.r-project.org/>>.

Tam, P. S. 2014. A spatial-temporal analysis of East Asian equity market linkages. *Journal of Comparative Economics*, 42(2): 304-327.

Wälti, S. 2011. Stock market synchronization and monetary integration. *Journal of International Money and Finance*, 30(1): 96-110.

Wang, P.; Moore, T. 2008. Stock market integration for the transition economies: time-varying conditional correlation approach. *The Manchester School*, 7: 116-133.

Volosovych, V. 2011. Measuring financial market integration over the long run: is there a U-shape?. *Journal of International Money and Finance*, 30: 1535-1561.



Yu, C. 2015. Evaluating international financial integration in a center-periphery economy. *Journal of International Economics*, 95(1): 129-144.

Yu, I.-W.; Fung, K.-P.; Tam, S.-H. 2010. Assessing financial market integration in Asia-equity markets. *Journal of Banking and Finance*, 34(12): 2874-2885.

Zamprognio, B. 2013. *Uso e interpretação da análise de componentes principais em séries temporais, com enfoque no gerenciamento da qualidade do ar*. 107 f. Tese (Doutorado em Engenharia Ambiental) – Programa de Pós-graduação em Engenharia Ambiental, Universidade Federal do Espírito Santo, Vitória. Disponível em:
<<http://www.engenhariaambiental.ufes.br/>>.

Apêndice

Tabela 1A: Autovalores iniciais, a partir dos dados originais, para o período de janeiro de 1997 a julho de 2007

| Componentes | Autovalores iniciais | % de | % |
|-------------|----------------------|--------|--------|
| 1 | 16,3453 | 0,5719 | 0,5719 |
| 2 | 3,6084 | 0,1263 | 0,6982 |
| 3 | 2,2913 | 0,0802 | 0,7784 |
| 4 | 1,2614 | 0,0441 | 0,8225 |
| 5 | 0,7944 | 0,0278 | 0,8503 |
| 6 | 0,6638 | 0,0232 | 0,8735 |
| 7 | 0,5029 | 0,0176 | 0,8911 |
| 8 | 0,4870 | 0,0170 | 0,9082 |
| 9 | 0,3440 | 0,0120 | 0,9202 |
| 10 | 0,3381 | 0,0118 | 0,9320 |
| 11 | 0,3207 | 0,0112 | 0,9432 |
| 12 | 0,3063 | 0,0107 | 0,9540 |
| 13 | 0,2295 | 0,0080 | 0,9620 |
| 14 | 0,1849 | 0,0065 | 0,9685 |
| 15 | 0,1655 | 0,0058 | 0,9743 |
| 16 | 0,1456 | 0,0051 | 0,9794 |
| 17 | 0,1339 | 0,0047 | 0,9840 |
| 18 | 0,1323 | 0,0046 | 0,9887 |
| 19 | 0,0939 | 0,0033 | 0,9919 |
| 20 | 0,0751 | 0,0026 | 0,9946 |
| 21 | 0,0698 | 0,0024 | 0,9970 |
| 22 | 0,0362 | 0,0013 | 0,9983 |
| 23 | 0,0282 | 0,0010 | 0,9993 |
| 24 | 0,0190 | 0,0007 | 0,9999 |
| 25 | 0,0019 | 0,0001 | 1,0000 |

Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: aqui foram utilizados os dados originais sem levar em conta os filtros propostos (diferenciação, correlação temporal e heteroscedasticidade condicional).

Tabela 2A: Matriz de componentes gerados a partir dos dados originais, com rotação varimax, para o período de janeiro de 1997 a julho de 2007

| | Componentes | | | |
|------|-------------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| ARG | 0,72 | 0,13 | 0,46 | 0,38 |
| BR | 0,92 | 0,35 | 0,13 | -0,06 |
| CAN | 0,76 | 0,59 | 0,24 | -0,13 |
| EUA | 0,51 | 0,80 | -0,06 | 0,08 |
| MEX | 0,83 | 0,36 | 0,32 | -0,18 |
| CHI | 0,18 | 0,27 | -0,38 | -0,71 |
| HK | 0,70 | 0,59 | 0,09 | 0,17 |
| IND | 0,72 | 0,38 | 0,52 | -0,10 |
| INDO | 0,69 | 0,33 | 0,63 | 0,15 |
| MAL | 0,87 | 0,12 | 0,15 | 0,43 |
| JAP | 0,07 | 0,88 | 0,16 | 0,46 |
| SING | 0,75 | 0,50 | 0,19 | 0,17 |
| COR | 0,81 | 0,39 | 0,16 | 0,19 |
| TAIW | 0,21 | 0,53 | -0,10 | 0,80 |
| AUST | 0,76 | 0,40 | 0,23 | -0,44 |
| ITAL | 0,21 | -0,10 | 0,84 | 0,10 |
| BELG | 0,25 | 0,87 | 0,16 | -0,06 |
| FR | 0,50 | 0,81 | -0,26 | -0,05 |
| ALE | 0,36 | 0,91 | -0,08 | -0,04 |
| SUIC | 0,15 | 0,98 | 0,05 | -0,06 |
| ING | 0,19 | 0,97 | 0,10 | -0,02 |
| GRE | 0,55 | 0,78 | -0,15 | 0,10 |
| TURQ | 1,00 | 0,10 | -0,07 | -0,10 |
| ESP | 0,47 | 0,86 | 0,12 | 0,03 |
| ISR | 0,93 | 0,38 | -0,03 | -0,08 |

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados da pesquisa.

Nota: aqui foram utilizados os dados originais sem levar em conta os filtros propostos (diferenciação, correlação temporal e heteroscedasticidade condicional).



