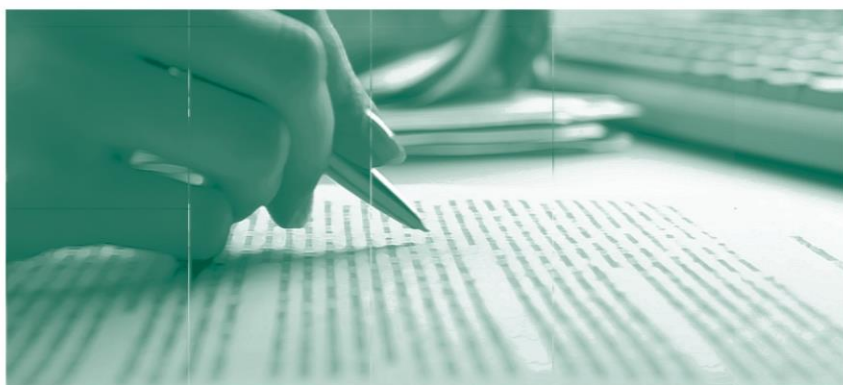


Indicadores Antecedentes Extraídos de Preços de Ativos em Corte Transversal

Gustavo Silva Araújo e José Valentim Machado Vicente

Agosto, 2014

Trabalhos para Discussão



361

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	n° 361	agosto	2014	p. 1-23
--------------------------	----------	--------	--------	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor: Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo – *E-mail*: francisco-marcos.figueiredo@bcb.gov.br

Assistente Editorial: Jane Sofia Moita – *E-mail*: jane.sofia@bcb.gov.br

Chefe do Depep: Eduardo José Araújo Lima – *E-mail*: eduardo.lima@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão n° 361.

Autorizado por Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Comun/Dipiv/Coivi

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 14º andar

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

E-mail: editor@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Divisão de Atendimento ao Cidadão

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <<http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO>>

Indicadores antecedentes extraídos de preços de ativos em corte transversal *

Gustavo Silva Araújo †

José Valentim Machado Vicente ‡

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Resumo

Este artigo desenvolve indicadores de atividade baseados nos retornos de ações em corte transversal (cross-section). A hipótese subjacente é que qualquer informação sobre os estados futuros da natureza deve estar refletida nos preços correntes das ações. Três indicadores são propostos: a abordagem empregada por Allen et al. (2012); um enfoque baseado em Kelly e Jiang (2013); e uma adaptação da medida de risco de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal. Analisamos também a primeira componente principal desses três indicadores. Os resultados mostram que estes indicadores têm correlação alta com as variações dos índices de atividade econômica e que, em geral, eles preveem melhor estes índices que o passeio aleatório e que a média das observações anteriores.

Palavras chaves: Indicadores Antecedentes, Risco de cauda.

Código JEL: G12, G13, G17.

*As opiniões expressas nesse artigo são dos autores e não necessariamente refletem aquelas do Banco Central do Brasil. Agradecemos os comentários de Waldyr Dutra Areosa.

†Email: gustavo.araujo@bcb.gov.br, Banco Central do Brasil.

‡Email: jose.valentim@bcb.gov.br, Banco Central do Brasil.

1 Introdução

Os ciclos de negócio fazem parte da dinâmica econômica. No entanto, os efeitos dessas flutuações podem ser danosos. Portanto, prevê-los é tarefa importante para a adoção de medidas que atenuem suas consequências. Todavia, embora o termo ciclo sugira periodicidade, as retrações e expansões econômicas não seguem um padrão claro, o que dificulta a sua antecipação. Dentro dessa ideia, surgem os Indicadores Antecedentes de Atividade (IAA), tema constante de estudo na literatura econômica. Um IAA é simplesmente um índice ou fator que se altera antes da economia seguir uma nova tendência ou trajetória. A maioria dos trabalhos sobre IAA se utiliza de ferramentas de séries de tempo estimadas usando agregados macroeconômicos e/ou preços de ativos. Neste artigo nós propomos três IAAs baseados nos retornos de ações em um ponto no tempo, isto é, em um corte transversal (*cross-section*) de dados do mercado acionário.

A teoria econômica indica que o preço atual dos ativos reflete o valor esperado descontado e ajustado pelo risco de seu fluxo futuro de rendimentos. Esse resultado, casado com a hipótese de eficiência de mercados, nos diz que qualquer informação sobre os estados futuros da natureza deveria estar refletida nos preços. Portanto, é válido imaginar que preços correntes podem fornecer subsídios relevantes para a construção de IAAs. Nesse contexto, um IAA seria simplesmente uma função dos retornos atuais de ativos.

Recentemente a literatura de finanças tem usado dados em corte transversal para inferir as condições econômicas futuras. Por exemplo, Allen et al. (2012) derivam uma medida de risco catastrófico a partir de um quantil inferior extremo dos retornos de ações do sistema financeiro em cada ponto no tempo.¹ Eles mostram que essa medida é capaz de prever quedas na atividade econômica com seis meses de antecedência. Kelly e Jiang (2013) fazem uso de dados em corte transversal de ações para estimar o risco de cauda da economia. Eles assumem que a cauda inferior da distribuição dos retornos das ações obedece à lei de potência. Essa distribuição depende de um parâmetro variante no tempo associado com o risco de desastres na economia. Para estimar esse parâmetro, eles consideram um *pooling* de retornos de ações em um dado mês. O risco de cauda assim calculado apresenta poder explanatório significativo dos retornos futuros das ações. Esse achado corrobora a hipótese de Barro (2006), qual seja, o retorno esperado dos ativos está intimamente conectado com o risco de desastres.

Pode-se ainda usar dados em *cross-section* de opções para inferir condições financeiras e econômicas futuras. Por exemplo, Siriwardane (2013) propõe um método para detectar o risco agregado da economia baseado no preço de carteiras de opções sobre diversas ações. Bali et al. (2011) introduzem uma medida de risco que generaliza os trabalhos de Aumann e Serrano (2007) e Foster e Hart (2009). Eles estimam essa medida a partir da distribuição neutra ao risco de ativos extraída de preços de opções no *cross-section*. Os resultados do trabalho de Bali et al. (2011) revelam que a medida generalizada de risco é capaz de prever o retorno ajustado ao risco das ações doze meses a frente.

¹A medida catastrófica é o 1% percentil dos retornos das ações do sistema financeiro em um mês.

Seguindo a abordagem baseada em corte transversal de retornos de ativos, nós estudamos a capacidade de antecipação de atividade econômica e condições financeiras por três IAAs diferentes.² Adicionalmente, nós analisamos um quarto IAA definido simplesmente como uma combinação linear (a primeira componente principal) dos três IAAs primitivos. Os dados usados para estimação dessas medidas são sempre constituídos por um *pooling* de retornos mensais de ações negociadas na Bolsa brasileira. Para aumentar o espectro de informações, nós utilizamos dados de todas as ações e não apenas do sistema financeiro. A questão chave é como estabelecer a função definidora de um IAA. O primeiro IAA é o percentil 5% do *cross-section* dos retornos. A segunda medida, proposta por Kelly e Jiang (2013), é o expoente da lei de potência. Em seu trabalho, eles testam o poder explanatório desse expoente em relação aos retornos das ações. De fato, o objetivo do estudo deles é a identificação de um fator ligado ao risco de desastres apreçado no *cross-section*. Neste artigo, embora usando a mesma métrica, nós avaliamos o efeito do expoente da lei da potência sobre a atividade econômica. O terceiro IAA é a medida de risco de Foster e Hart (2009). Foster e Hart propuseram uma medida objetiva de risco de um jogo (ativo), no sentido de que ela independe do tomador da decisão. Essa medida representa o valor crítico da riqueza abaixo do qual não se aceitaria participar do jogo. Aceitar o jogo com uma riqueza menor que esse valor crítico levaria a resultados ruins tais como a bancarrota. Desta forma, quanto menor este valor, menor o risco.

Interessante observar que todas essas medidas foram inicialmente construídas para estimação com dados em séries temporais de retornos de um ativo. As duas primeiras medidas foram adaptadas, respectivamente, por Allen et al. (2012) e Kelly e Jiang (2013) para um *pooling* de dados em um ponto no tempo. Em relação a terceira medida, não temos conhecimento de seu emprego com a abordagem adotada neste trabalho. A aplicação da medida de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal constitui uma inovação deste artigo. Importante notar que usar dados em um ponto no tempo e não dados em série temporal representa analisar um amplo aspecto de informação financeira recente, ao invés de passada, para fornecer indicadores das condições econômicas e financeiras no futuro. Por fim, como contribuição adicional, nosso artigo avalia o desempenho de IAAs extraídos de dados financeiros em uma economia emergente onde os ciclos de negócio são mais voláteis que nos países desenvolvidos.³

Os resultados mostram que as quatro medidas foram capazes de explicar a atividade econômica até três meses à frente. A atividade econômica mensal foi medida pela produção industrial e pelo índice de atividade econômica calculado pelo Banco Central (IBC-Br). Adicionalmente, nós usamos também uma medida de condições financeiras, qual seja, a volatilidade realizada dos retornos diários do Ibovespa em um dado mês. Mais uma vez, os IAAs estudados aqui apresentaram relação significativa com a volatilidade futura do Ibovespa. Em seguida, um exercício *out-of-sample* revelou que os quatro IAAs apresentaram capacidade preditiva

²Vamos adotar um pequeno abuso de linguagem e usar o termo IAA não só para indicador de atividade econômica, mas também para indicador de condições financeiras.

³Para uma caracterização dos ciclos de negócios em países emergentes, veja, por exemplo, Neumeyer e Perri (2005).

da atividade econômica e da volatilidade do Ibovespa superior a dois concorrentes clássicos, quais sejam, o passeio aleatório e a média dos dados passados. Para a volatilidade futura do Ibovespa consideramos, além desses dois concorrentes, a série temporal autorregressiva de primeira ordem. Nesse caso, os IAAs apresentaram desempenho apenas ligeiramente superior ao concorrente.⁴ Por fim, é importante notar que, embora o foco deste trabalho não é propor indicadores de crise, os nossos IAAs demonstraram poder de antecipação de alguns eventos extremos como por exemplo as crises da Ásia e dos *subprimes*.

Como bem assinala Stock e Watson (2003), preços de ativos são *forward-looking*, constituindo-se em uma classe potencialmente útil de previsores de atividade econômica. No entanto, esses mesmos autores alertam que os trabalhos empíricos revelam que essa associação, especialmente no caso de ações, é fraca.⁵ Em certo sentido, isso poderia ser encarado como um *puzzle*. Nesse artigo, nós vamos de encontro a esses trabalhos e mostramos que retornos de ações possuem poder de antecipação das flutuações econômicas. A questão chave consiste em olhar para a cauda das distribuições dos retornos de todo um conjunto de ações em um certo ponto no tempo. Possivelmente, o desempenho decepcionante atribuído as ações até então encontrava-se na forma de modelagem do problema. Grande parte da literatura considerava modelos de séries de tempo estimados, em geral, com índices do mercado de renda variável, o que desprezava toda a informação contida nos preços extremos correntes.

O restante desse artigo está organizado com se segue. Na Seção 2 descrevemos as metodologias para construção dos IAAs. A Seção 3 apresenta a base de dados usada neste estudo. A Seção 4 discute os resultados. A Seção 5 tece as considerações finais do artigo.

2 Metodologia

A característica fundamental das metodologias de construção de IAAs propostas neste trabalho é o emprego de dados de retorno de ações em corte transversal. Seja R_t^i o retorno do ativo $i = 1, \dots, n$ na data t . Um IAA em t será definido como uma função desses n retornos em t .

O primeiro IAA que nós estudamos é o um quantil inferior extremo do conjunto de retornos mensais. Essa abordagem foi empregada por Allen et al. (2012) e obteve bons resultados na previsão da atividade econômica americana seis meses à frente. Esses autores estimaram o quantil por três métodos diferentes usando retornos de ações do sistema financeiro. Em seguida, definiram um indicador catastrófico como sendo a média dessas três estimativas do quantil. Neste trabalho, nós estimamos o quantil apenas através do percentil dos retornos. A razão é simples: As três séries de estimativas do quantil calculadas por Allen et al. (2012) apresentam forte correlação, indicando que uma acrescenta pouca informação em relação à

⁴A propriedade autorregressiva da volatilidade é um fato estilizado bem conhecido em finanças. Portanto, superar, mesmo que ligeiramente um processo autorregressivo de primeira ordem, é algo relevante.

⁵Stock e Watson (2003) argumentam que a relação mais relevante entre atividade econômica futura e preços de ativos financeiros correntes ocorre quando consideramos a inclinação da estrutura a termo da taxa de juros. No entanto, como será visto na seção de resultados deste trabalho, no Brasil, a inclinação da curva de juros não apresenta relação com a atividade econômica.

outra. Dessa forma, o primeiro IAA é:

$$IAA_{1,t} = \text{Percentil} (R_t^1, \dots, R_t^n; \alpha_1), \quad (1)$$

onde $\text{Percentil}(\cdot; \alpha)$ representa o percentil α de um conjunto de dados. Note que essa métrica depende da escolha de α_1 . Allen et al. (2012) fixam o percentil em 1%. No Brasil, há menos ações listadas em Bolsa do que nos Estados Unidos. Além disso, várias ações brasileiras apresentam liquidez muito baixa. Portanto, trabalhar com o nível de 1% poderia gerar problemas de estimação. Dessa forma, optamos por escolher o percentil 5%.

O segundo IAA é baseado no trabalho de Kelly e Jiang (2013). Esses autores empregam a teoria de valores extremos para modelar o comportamento dos preços dos ativos. Mais especificamente, eles assumem que a cauda inferior da distribuição do retorno de um ativo i obedece a lei de potência, isto é:

$$P_t (R_t^i < r | R_t^i < u_t) = \left(\frac{r}{u_t} \right)^{a_i \zeta_t}, \quad (2)$$

onde $P_t(\cdot)$ representa a probabilidade condicionada à informação disponível até t e u_t é um limiar negativo que define a cauda inferior da distribuição dos retornos. O parâmetro ζ_t varia ao longo do tempo e representa o risco de cauda da economia. Já a_i é uma característica própria de cada ativo e representa o nível de risco de cauda presente no ativo i .

Segundo Kelly e Jiang (2013) um procedimento parcimonioso para obter o risco de cauda da economia mensalmente consiste em usar o estimador de Hill (1975). Aplicado em um conjunto de retornos mensais, este estimador toma a forma:

$$\frac{1}{\zeta_t^{\text{Hill}}} = -\frac{1}{K_t} \sum_{k=1}^{K_t} \ln \frac{R_{k,t}}{u_t}, \quad (3)$$

onde $R_{k,t}$ é o k -ésimo retorno mensal menor que o limiar u_t e K_t é o número total de retornos em um mês abaixo de u_t .⁶ O segundo IAA é $IAA_{2,t} = \zeta_t^{\text{Hill}}$ com o limiar da cauda inferior fixado como $u_t = \text{Percentil} (R_t^1, \dots, R_t^n; \alpha_2)$. Mais uma vez, temos que decidir o valor de α_2 a ser usado. Embora Kelly e Jiang (2013) trabalhem com o percentil 5%, nós fixamos $\alpha_2 = 15\%$ porque a pequena quantidade de ações em nossa amostra mês a mês não nos permite trabalhar com um nível tão restritivo como o percentil 5%.

Kelly e Jiang (2013) mostram que o expoente ζ_t tem forte poder preditivo do retorno da carteira de mercado. Este resultado é consistente com teorias de apreçamento de ativos que relacionam o prêmio de risco das ações com desastres ou outros eventos de risco extremo (ver, por exemplo, Barro, 2006 e Rietz, 1988). No presente trabalho, nós aplicaremos a teoria desenvolvida por Kelly e Jiang (2013) com outro objetivo: Previsão de flutuações econômicas.⁷

⁶Kelly e Jiang (2013) usam retornos diários das ações dentro de um mês. Neste artigo, nós optamos por trabalhar com dados mensais por dois motivos. Primeiro para manter a mesma frequência (e portanto o mesmo conteúdo informacional) usada na estimação dos outros IAAs. Em segundo lugar, pela dificuldade de se calcular retornos diários precisamente devido à baixa liquidez de algumas ações no mercado brasileiro.

⁷Embora o foco principal do estudo de Kelly e Jiang (2013) seja explicar o prêmio de risco das ações, eles

O terceiro IAA é uma adaptação da medida de risco de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal.⁸ Foster e Hart propõem uma maneira objetiva de medir o risco de um ativo, ou melhor, na nomenclatura dos autores, um jogo. Ela é objetiva no sentido de que a medida só depende da distribuição de probabilidade do jogo e não do tomador de decisão. O desvio-padrão é também uma medida objetiva, porém ele não é monotônico (ver, Artzner et al., 1999). Para cada jogo, Foster e Hart (2009) mostram que existe um valor crítico do nível de riqueza, tal que se aceita o jogo quando a riqueza está acima desse valor e o rejeita em caso contrário. Aceitar o jogo para valores de riqueza abaixo do crítico leva a resultados ruins no longo prazo, tais como diminuição da riqueza e até mesmo a bancarrota. Por outro lado, aceitar o jogo para valores da riqueza acima do crítico produz bons resultados: a solvência é garantida e a riqueza cresce no longo prazo. O risco de um jogo é então definido como esse valor crítico da riqueza. Formalmente,

$$E \left[\ln \left(1 + \frac{R}{FH(R)} \right) \right] = 0, \quad (4)$$

onde E representa o valor esperado, R é a distribuição do retorno de um ativo e $FH(R)$ é o seu risco (nível crítico da riqueza que separa as situações de aceitar ou rejeitar o ativo).

Foster e Hart (2009) mostram ainda que a medida FH goza de uma série de propriedades úteis, tais como subaditividade e monotonicidade em relação a dominância estocástica. Além dessas propriedades, outra razão que nos motivou a empregar a medida FH foram os resultados obtidos por Bali et al. (2011). Esses pesquisadores estimaram uma medida de risco que generaliza a medida FH usando a distribuição neutra ao risco calculada a partir de preços de opções. Em uma aplicação voltada para o apreçamento de ativos, Bali et al. (2011) mostram que a medida generalizada prevê o retorno ajustado ao risco das ações doze meses a frente. Isso indica que o modo de extrair informações sobre risco proposto por Foster e Hart (2009) tem poder explanatório em relação a incerteza futura.

O Teorema 1 de Foster e Hart (2009) exige duas condições sobre a distribuição de R para que a medida $FH(R)$ esteja bem definida (ou seja, para que haja uma solução única da Equação 4). São elas: (i) Média do jogo maior que zero, i.e. $E(R) > 0$; (ii) perdas são possíveis, i.e. $P(R < 0) > 0$. Se assumíssemos probabilidades homogêneas dos retornos das ações em *cross-section*, a primeira condição não seria satisfeita para diversos meses da amostra. Uma solução para esse problema consiste em adicionar uma constante aos retornos das ações, simulando uma aplicação livre de risco. No entanto, isso implicaria que em alguns meses a segunda condição não fosse satisfeita. Portanto, abandonamos no cálculo do terceiro IAA a hipótese de retornos equiprováveis. De fato, propomos um esquema de pesos exponenciais com os retornos positivos recebendo maior importância de tal forma que as duas condições

encontram que o expoente da lei de potência tem correlação de -11% com o índice de atividade econômica do Fed de Chicago (CFNAI).

⁸Intimamente conectado com a medida de risco de Foster e Hart (2009), temos o índice de risco desenvolvido por Aumann e Serrano (2007). Este índice representa o inverso do coeficiente absoluto de aversão ao risco de um investidor que é indiferente entre aceitar ou não o risco. As medidas de Aumann e Serrano (2007) e Foster e Hart (2009) compartilham uma série de propriedades como demonstrado por Foster e Hart (2009).

anteriores fossem satisfeitas. Isto é, definimos o terceiro IAA como a solução positiva da seguinte equação

$$\sum_{i=1}^n \lambda^{i-1} \ln \left(1 + \frac{\bar{R}_t^i}{IAA_{3,t}} \right) = 0, \quad (5)$$

onde \bar{R} representa um reordenamento descendente da série original de retornos R e $\lambda \in [0, 1]$ é o fator de decaimento de pesos. Na seção empírica trabalhamos com $\lambda = 0,974$, uma vez que esse é o máximo valor do fator de decaimento que garante que a condição de média positiva seja satisfeita em todos os meses da amostra.

Finalmente, nós estudamos a capacidade preditiva de um quarto IAA definido como a primeira componente principal dos três IAAs anteriores. A motivação para o uso dessa combinação linear de IAAs advém de uma série de estudos como, por exemplo, Rodriguez-Moreno e Peña (2013) que mostram que a primeira componente principal de carteiras de *credit default swaps* é a melhor medida de risco sistêmico entre várias testadas pelos autores. Por outro lado, uma literatura bem sucedida de finanças considera uma única fonte de incerteza governando o risco de desastres (Gabaix, 2012), o que nos leva a supor que a primeira componente principal dos três IAAs primitivos pode estar conectada com esse fator de risco.

3 Base de Dados

A amostra utilizada neste estudo para a construção dos IAAs é composta pelos preços mensais de fechamento das ações de empresas brasileiras listadas na BM&FBovespa de agosto de 1994 a março de 2013. Todos estes preços são ajustados para proventos. Há apenas uma ação por empresa, a que possui mais liquidez no mês final da amostra. Ao todo, 681 empresas participam da base de dados. Cada empresa não precisa estar presente em todos os meses para compor a amostra. Por exemplo, em março de 2013 há 311 preços de ações. O menor número de empresas ocorre em março de 2003 (211) e o maior em abril de 2008 (338).

Os índices de atividade econômica com frequência mensal utilizados neste trabalho são a Produção Industrial (PI) e o Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-Br). A série de Produção Industrial, extraída do site do IBGE, possui ajuste sazonal e compreende o mesmo período da amostra de preços das ações.⁹ A série de IBC-Br, retirada do site do Banco Central do Brasil, também possui ajuste sazonal e só é disponibilizada a partir de janeiro de 2003. Desta forma, este índice compreende dados de janeiro de 2003 a fevereiro de 2013. Tanto o PI como o IBC-Br são utilizados em variações logarítmicas neste trabalho. Nós também consideramos uma medida da situação econômica construída a partir do índice mais relevante do mercado acionário brasileiro, a volatilidade realizada do Ibovespa (Vol-Ibov). Esta volatilidade, com frequência mensal, é o desvio-padrão populacional dos

⁹Investidores teoricamente já consideram a sazonalidade da economia nos preços das ações. Desta forma, ao relacionar uma medida de risco proveniente dos preços das ações com alguma métrica de atividade econômica, é recomendado que essa última medida esteja ajustada para sazonalidade.

retornos diários dos valores de fechamento do Ibovespa dentro de um dado mês.

4 Resultados

Os resultados do artigo serão apresentados em duas subseções seguindo as recomendações de Stock e Watson (2003), i.e., uma análise *in-sample* e outra *out-of-sample*. Na Subseção 4.1 discutimos a aderência dos IAAs às variações dos índices de atividade econômica - produção industrial (PI) e índice de atividade econômica calculado pelo Banco Central (IBC-Br) - e a uma medida de condição econômica extraída de dados financeiros, a volatilidade do Ibovespa (Vol-Ibov); na Subseção 4.2 comparamos a habilidade preditiva fora da amostra dos IAAs em relação ao passeio aleatório e à média dos dados passados. Para a Vol-Ibov confrontamos as nossas previsões também com a série temporal autoregressiva de ordem um que, segundo a metodologia de Box-Jenkins, é a especificação que melhor se enquadra a esta série temporal.¹⁰ Antes disso, porém, apresentaremos algumas estatísticas descritivas de nossos indicadores e dos índices e uma análise qualitativa do relacionamento dos IAAs com a atividade econômica futura.

O gráfico superior da Figura 1 apresenta o comportamento dos indicadores normalizados (para média zero e desvio-padrão um) durante o período estudado. O IAA_4 , que é uma combinação linear dos outros três IAAs, não é mostrado para que o gráfico seja melhor visualizado.¹¹ Os três IAAs parecem se movimentar conjuntamente na maioria das vezes. De fato, a correlação entre eles é alta, mas longe de ser perfeita: 0,58 entre o IAA_1 e o IAA_2 , 0,44 entre o IAA_1 e o IAA_3 e 0,32 entre o IAA_2 e o IAA_3 . Pode-se notar também que os indicadores têm uma forte assimetria, com valores extremos negativos ocorrendo próximos às crises da Ásia (outubro de 1997), da Rússia (setembro de 1998), e dos *subprimes* (setembro e outubro de 2008). O IAA_1 e principalmente o IAA_3 também são bastante negativos na crise de Energia brasileira (segundo semestre de 2001). Os indicadores parecem não reagir à crise brasileira do início de 1999: nessa crise houve uma forte desvalorização do real e os preços das ações não caíram em moeda doméstica.¹² Como os IAAs utilizam preços das ações em reais, este pode ser o motivo deles não captarem essa crise. Dentre os indicadores, o IAA_3 é o que apresenta assimetria mais negativa e a maior curtose.¹³ O teste ADF rejeita a hipótese de raiz unitária para todos os IAAs, para as variações dos índices de atividade econômica e para a Vol-Ibov no nível de significância de 5%.

¹⁰Nós utilizamos também a metodologia de Box-Jenkins para detectar a melhor especificação para as séries de variação do IBC-Br e PI, mas para ambas o processo que melhor se enquadra é o próprio passeio aleatório. A questão de variações da atividade seguirem um passeio aleatório é fato bastante debatido na literatura. Para uma discussão interessante sobre esse ponto, veja Cochrane (1988).

¹¹O IAA_4 , normalizado para média zero e desvio-padrão 1, é dado por $IAA_4 = 0,454 \times IAA_1 + 0,424 \times IAA_2 + 0,375 \times IAA_3$. Ele explica 63,42% da variação dos três IAAs primitivos. As correlações do IAA_4 com os outros IAAs são 0,86 com o IAA_1 , 0,81 com o IAA_2 e 0,71 com o IAA_3 .

¹²No mês de janeiro de 1999 a cotação do dólar subiu mais de 64% e o Ibovespa valorizou cerca de 18%.

¹³As assimetrias do IAA_1 , do IAA_2 , do IAA_3 e do IAA_4 são -1,59, -0,78, -4,36 e -2,25, respectivamente. As curtoses do IAA_1 , do IAA_2 , do IAA_3 e do IAA_4 são 4,34, 0,73, 25,96 e 9,75, respectivamente.

O gráfico inferior da Figura 1 apresenta o comportamento da variação dos índices de atividade econômica e do negativo da volatilidade do Ibovespa.¹⁴ Os dados para o IBC-Br são disponibilizados pelo Banco Central do Brasil para datas posteriores a janeiro de 2003. Nota-se que os dois índices de atividade possuem movimentos semelhantes. Com efeito, a correlação da variação da produção industrial com a variação do IBC-Br é 0,71. Contudo, a volatilidade da variação do PI é maior que a do IBC-Br.¹⁵ Assim como os IAAs, a assimetria destes índices é negativa, sendo que novamente a do PI é maior.¹⁶

A volatilidade do Ibovespa apresenta um comportamento mais suave que os retornos dos índices de atividade, o que está em linha com o fato dela possuir uma autocorrelação de primeira ordem de 0,56, enquanto que os retornos do PI e o IBC-Br têm autocorrelações de primeira ordem quase nulas (-0,05 e -0,03, respectivamente). A volatilidade do Ibovespa parece antecipar variações negativas dos indicadores econômicos em certas ocasiões como, por exemplo, na crise dos *subprimes*. Entretanto, a correlação da volatilidade defasada de um período com os indicadores não é muito alta (0,10 e 0,14 para as variações do PI e IBC-Br, respectivamente). As correlações contemporâneas também não são tão altas quanto a dos índices de atividade (0,10 e 0,23 para PI e IBC-Br, respectivamente).

A Figura 2 mostra o IAA_4 , a variação do PI e o negativo da volatilidade do Ibovespa durante todo o período. Os outros IAAs e o IBC-Br não são mostrados para melhor visualização do gráfico.¹⁷ O IAA_4 parece estar correlacionado, com alguma defasagem, com os movimentos do PI e com a volatilidade do Ibovespa (com menos evidência visual), o que é um indicativo de que essa medida pode ser utilizada para a previsão dessas duas variáveis. Na próxima seção testaremos se essas correlações defasadas são estatisticamente significantes.

4.1 Aderência dos IAAs às variações dos índices de atividade econômica

As Tabelas 1, 2 e 3 mostram os resultados das regressões dos índices de atividade (variação do PI, variação do IBC-Br e Vol-Ibov) contra cada IAA defasado em um, dois e três meses. Como os dados são mensais, as observações possuem sobreposição quando os regressores têm defasagem maior que um mês em relação à variável dependente. Neste caso, os erros-padrão dos testes baseados em MQO e mesmo os baseados no estimador Newey-West (1987) são distorcidos. Dessa forma, todas as estatísticas são calculadas usando o procedimento de Hodrick (1992) que, segundo Ang e Bekaert (2007), fornece a correção de erro-padrão mais conservadora dentre as metodologias empregadas para contornar o problema de sobreposição. Pelas três tabelas, pode-se notar, de uma maneira geral, que os IAAs defasados possuem uma

¹⁴Os gráficos apresentam o negativo dos valores da volatilidade do Ibovespa apenas para melhor visualização da relação entre as variáveis.

¹⁵Os desvios-padrão são 1,99% e 0,97%, de 2003 em diante, para PI e IBC-Br, respectivamente.

¹⁶As assimetrias são -2,81 e -1,25, de 2003 em diante, para PI e IBC-Br, respectivamente.

¹⁷Quase não há perda de informação, pois, como observado anteriormente, o IAA_4 possui forte correlação com os outros IAAs, o mesmo ocorrendo entre o IBC-Br e o PI

correlação significativa com os índices de atividade.

A Tabela 1 apresenta as oito regressões realizadas para o PI: uma regressão para cada IAA, e uma regressão para cada IAA com o PI defasado como controle. Os painéis A, B e C tratam das defasagens de 1, 2 e 3 meses, respectivamente, para os IAAs. Para os regressores com uma defasagem, em todas as regressões os coeficientes dos IAAs são estatisticamente significativos, indicando que os IAAs defasados têm correlação significativa com o PI. Ao acrescentar o PI defasado como controle, os IAAs defasados continuam estatisticamente significativos. Com duas defasagens, apenas o IAA_2 perde significância. No entanto os R^2 ajustados das regressões dos outros três IAAs aumenta. Com três defasagens, o IAA_2 e o IAA_4 são significativos. Portanto, temos que o IAA_4 (o primeiro componente principal) é significativo para todas as defasagens ao explicar as variações de PI.

A Tabela 2 é semelhante à Tabela 1, exceto que a variável dependente das regressões é o IBC-Br. Para este índice de atividade, exatamente como para PI, todos os coeficientes dos IAAs são estatisticamente significativos para uma defasagem e apenas o IAA_2 não é significativo quando a defasagem é de dois meses. Observe que para todas as regressões o R^2 ajustado é maior do que para as regressões em que a variável dependente é o PI, o que é um resultado satisfatório, uma vez que o IBC-Br é um índice de atividade mais amplo. Entretanto, quando a defasagem é de três períodos, nenhum IAA é significativo.

Na Tabela 3, a variável dependente é a medida de condições econômicas extraída de dados financeiros, a volatilidade do Ibovespa (Vol-Ibov). Este é o único índice de atividade para o qual a defasagem da variável dependente é significativa.¹⁸ Em alguns casos os IAAs perdem significância com a presença deste controle. O IAA_4 (componente principal) é o único IAA significativo para todas as defasagens, mesmo com a presença do controle.

Como podemos observar nas tabelas, o IAA_4 obteve o melhor desempenho na aderência às variações dos índices de atividade econômica, uma vez que ele possui um maior número de coeficientes significativos nas regressões realizadas. Além disso, ele supera claramente o IAA_2 e o IAA_3 se compararmos os modelos pelo R^2 ajustado. Desta forma, parece que o agrupamento dos IAAs em uma fonte de incerteza única pode ser um bom previsor para atividade econômica.

Os resultados obtidos nessa seção fornecem ensinamentos sobre a capacidade de retornos correntes das ações funcionarem como indicadores de atividade futura. Embora preços de ativos sejam comumente pensados como fontes importantes de antecipação de condições econômicas, os trabalhos empíricos mostram que o poder preditivo dos preços de ações não é animador (veja, por exemplo, Stock e Watson, 2003). Uma possível razão para tal falha poderia ser o fato de que flutuações nos preços de ativos se devem mais a variações no prêmio de risco do que a mudanças nos fundamentos (Campbell, 2003). Outra explicação estaria ligada a forma como a informação de expectativas futuras é extraída dos retornos das ações. Nesse artigo, nós atacamos esse segundo ponto. Os nossos achados revelam que considerar

¹⁸Bollerslev (1986), no trabalho em que os modelos GARCH são desenvolvidos, mostra que a volatilidade possui autocorrelação significativa.

a cauda de um *cross-section* de retornos de ações apresenta capacidade explanatória até três meses à frente. Possivelmente, trabalhos anteriores não obtiveram sucesso nessa questão por considerar como indicador antecedente o retorno de um índice de ações, desprezando assim uma gama de informações concernentes à variabilidade e à cauda dos retornos correntes.

Outra observação importante diz respeito à superioridade da cauda dos retornos das ações em relação à inclinação da curva de juros como previsor de condições econômicas. Diversos trabalhos (veja, por exemplo, Estrella e Hardouvelis, 1991) mostram que a inclinação da curva de juros é o principal indicador de atividade extraído de preços de ativos. A inclinação da curva de juros é a diferença entre uma taxa longa e uma taxa curta. Uma inclinação positiva é associada com expansão, enquanto uma curva invertida sinalizaria recessão. Seguindo a proposta de Estrella e Hardouvelis (1991) nós testamos essa conjuntura para o mercado brasileiro. Mais especificamente, nós rodamos regressões dos índices de atividade (variação do PI, variação do IBC-Br e Vol-Ibov) contra a inclinação da curva de juros com defasagens variando de um até doze meses. A inclinação foi definida pela diferença entre a taxa de cinco anos e a taxa de um mês. Os dados cobrem o período de setembro de 2004 até março de 2013.¹⁹ Contrariando o esperado, em todas as regressões os coeficientes da inclinação foram não significativos e os R^2 s extremamente baixos (inferiores a 1%). A fraca capacidade preditiva da inclinação pode estar associada ao fato de que a dinâmica dos ciclos de negócio em mercados emergentes é diferente daquela em economias desenvolvidas (Neumeyer e Perri, 2005). Dessa forma, a metodologia proposta aqui oferece um previsor de atividade para um mercado emergente no qual o mais comum indicador antecedente de atividade extraído de preços de ativos não apresenta bom ajuste.

4.2 Comparação fora da amostra dos IAAs com *benchmarks*

Além da verificação da aderência *in-sample* dos IAAs com os índices de atividade, realizada na seção anterior, comparamos os erros de previsões dos nossos IAAs com a previsão com base no passeio aleatório e na média dos dados passados.

Os primeiros 60 meses foram utilizados como “massa crítica” para a primeira previsão. Desta forma, como o primeiro dado da Vol-Ibov de nossa amostra é de agosto de 1994, a primeira previsão é para agosto de 1999. Como PI é uma variável em diferença, a primeira previsão realizada é para um mês depois, setembro de 1999. Já o IBC-Br só é disponibilizado a partir de janeiro de 2003, logo sua primeira previsão é apenas para fevereiro de 2008. Para a previsão do índice de atividade em qualquer mês, toda a informação anterior é considerada.

A estimação dos coeficientes é realizada a partir da regressão:

$$Y_{t+lag} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}IAA_t + erro_{t+lag}, \quad (6)$$

em que Y é o índice de atividade. Seja τ o último mês utilizado para a estimação dos coeficientes. Desta forma, a previsão do índice de atividade para $\tau + lag$ é dada por:

¹⁹Antes de setembro de 2004 não há dados para a taxa de juros de longo prazo no Brasil.

$$E(Y_{\tau+lag}) = \hat{\alpha} + \hat{\beta}IAA_{\tau}. \quad (7)$$

Neste trabalho, utilizamos $lag = 1, 2, 3$.

Comparamos as previsões de cada IAA com as realizadas pelo passeio aleatório (PA) e pela média do índice de atividade (Média). A previsão feita via o PA é dada por $E(Y_{\tau+lag}) = Y_{\tau}$, enquanto a previsão feita através da Média é dada por

$$E(Y_{\tau+lag}) = \frac{\sum_{t=1}^{\tau} Y_t}{n},$$

em que n é o número de observações na amostra até τ .

Adicionalmente, para a volatilidade do Ibovespa, usamos como concorrente um processo autorregressivo de primeira de ordem. Tal especificação foi a de melhor ajuste de acordo com a metodologia de Box-Jenkins. No caso da variação do PI e do IBC-Br também aplicamos a metodologia de Box-Jenkins, porém os resultados mostraram que para essas duas variáveis a série de melhor ajuste recaía no passeio aleatório.

A Tabela 4 apresenta a soma dos erros quadrados (SEQ) da previsão das variáveis de atividade (PI, IBC-Br e Vol-Ibov) pelos IAAs, pelo PA e pela Média defasados de 1, 2 e 3 meses. No caso da Vol-Ibov, apresentamos também o SEQ do processo autoregressivo de ordem um. Na parte inferior da tabela, temos a estatística t do teste de Diebold e Mariano (1995), cuja hipótese alternativa é que os erros de duas previsões são diferentes.

Para o horizonte de previsão de 1 mês, em nenhuma das 16 comparações os IAAs foram superados pelos outros métodos na previsão das variações do PI e do IBC-Br. Para a previsão do PI, os quatro IAAs são significativamente melhores que o PA pelo teste de Diebold-Mariano, e o IAA_2 e o IAA_4 preveem melhor que a Média. Para o IBC-Br, apenas o IAA_3 não previu significativamente melhor que a Média. Quando a variável de interesse é Vol-Ibov, o IAA_1 possui os menores erros. Para esta variável ocorrem os únicos casos em que os IAAs preveem significativamente pior (IAA_2 e IAA_3 quando confrontados com PA e com Vol-Ibov(-1)). Contudo, em relação à Média, os IAAs preveem significativamente melhor a Vol-Ibov, exceto para o IAA_3 .

Para o horizonte de 2 meses, novamente em todas as 16 comparações os IAAs foram superiores aos outros métodos na previsão das variações do PI e do IBC-Br. Pelo teste de Diebold e Mariano (1995), os IAAs continuam prevendo PI significativamente melhor que o PA. Entretanto, para o IBC-Br, a superioridade dos IAAs não é estatisticamente significativa. Para a Vol-Ibov os melhores previsores são o IAA_1 e o IAA_4 . Todos os quatro IAAs preveem significativamente melhor que a Média.

Por fim, para o horizonte de previsão de 3 meses, os IAAs são sempre superiores ao PA na previsão das variações do PI e do IBC-Br (sempre significativamente superior quando a variável de interesse é o PI). A Média possui quase sempre menores erros para prever estes dois índices (entretanto, a Média nunca é significativamente melhor). Para a previsão de Vol-Ibov, mais uma vez o IAA_1 e o IAA_4 são superiores. A Média sempre é superada estatisticamente

pelos IAAs e o IAA_1 é o único dos IAAs que é estatisticamente melhor que o PA.

Os resultados desta seção indicam que de uma forma geral os IAAs propostos (especialmente o IAA_1 e o IAA_4) superam os seus concorrentes clássicos (PA e Média). Para prever Vol-Ibov, o IAA_1 e quase sempre o IAA_4 superam Vol-Ibov(-1) o que é um resultado importante, uma vez que a propriedade autoregressiva é um fato estilizado para a volatilidade.

5 Conclusão

Este artigo desenvolve indicadores antecedentes de atividade baseados nos retornos de ações em corte transversal (*cross-section*). A hipótese subjacente é que qualquer informação sobre os estados futuros da natureza deve estar refletida nos preços das ações.

Quatro indicadores são propostos: a abordagem empregada por Allen et al. (2012), que é simplesmente um percentil extremo dos retornos de ações em um dado ponto no tempo; um enfoque baseado em Kelly e Jiang (2013) que utilizam a teoria de valores extremos para modelar o comportamento dos preços dos ativos; uma adaptação da medida de risco de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal; e a primeira componente principal desses três indicadores.

Os indicadores antecedentes propostos são testados para a previsão de dois índices de atividade econômica com frequência mensal: a Produção Industrial e o Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-Br). Utilizamos também os indicadores para prever a volatilidade realizada do Ibovespa, que seria uma proxy da situação econômica do país a partir de dados financeiros.

Os resultados mostram que os indicadores de atividade extraídos a partir de ações em corte transversal têm correlação alta com as variações dos índices econômicos e que, em geral, eles preveem melhor estes índices que o passeio aleatório e que a média das observações anteriores.

Além disso, para prever a volatilidade realizada, os indicadores têm desempenho ligeiramente melhor que a volatilidade realizada defasada, o que é um resultado relevante, uma vez que a propriedade autoregressiva da volatilidade é um fato estilizado bem conhecido na literatura de finanças.

6 Bibliografia

Allen, L., T. Bali e Y. Tang (2012). Does systemic risk in the financial sector predict future economic downturns? *Review of Financial Studies*, **25**, 10, 3000-3036.

Ang, A. e G. Bekaert (2007). Stock return predictability: Is it there? *Review of Financial Studies*, **20** (3), 651-707.

Artzner, P., F. Delbaen, J. Eber e D. Heath (1999). Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, **9** (3) 203-228.

Aumann, R. J. e R. Serrano (2008). An economic index of riskiness. *Journal Political Economy*, **116** (5), 810-836.

Bali, T., N. Cakici e F. Chabi-Yo (2011). A generalized measure of riskiness. *Management Science*, **57** (8), 1406-1423.

Barro, R. (2006). Rare disasters and asset markets in the twentieth century. *Quarterly Journal of Economics*, **121** (3), 823-866.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.

Cochrane, J. (1988). How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, **95**, 893-922.

Diebold, F. X. e R. S. Mariano (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, **13**, 253-263.

Estrella, A. e G. Hardouvelis (1991). The term structure as predictor of real economic activity. *Journal of Finance*, **46**, 2, 555-576.

Foster, D. P. e S. Hart (2009). An operational measure of riskiness. *Journal Political Economy*, **117** (5), 785-814.

Frankel, J. e G. Saravelos (2012). Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008-09 global financial crisis. *Journal of International Economics*, **87** (2) 216-231.

Gabaix, X. (2012). Variable rare disasters: An exactly solved framework for ten puzzles

in macro-finance. *Quarterly Journal of Economics*, **127** (2), 645-700.

Hill, B. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The Annals of Statistics*, **3**, 1163-1174.

Hodrick, R. (1992). Dividend yields and expected stock returns: Alternative procedures for inference and measurement. *Review of Financial Studies* (5), 357-386.

Kelly, B. e H. Jiang (2013). Tail risk and asset prices. No prelo, *Review of Financial Studies*.

Neumeyer, P. A. e F. Perri (2005). Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 52 (2), 345-380.

Newey, W. K e K. D. West (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, **55** (3), 703-708.

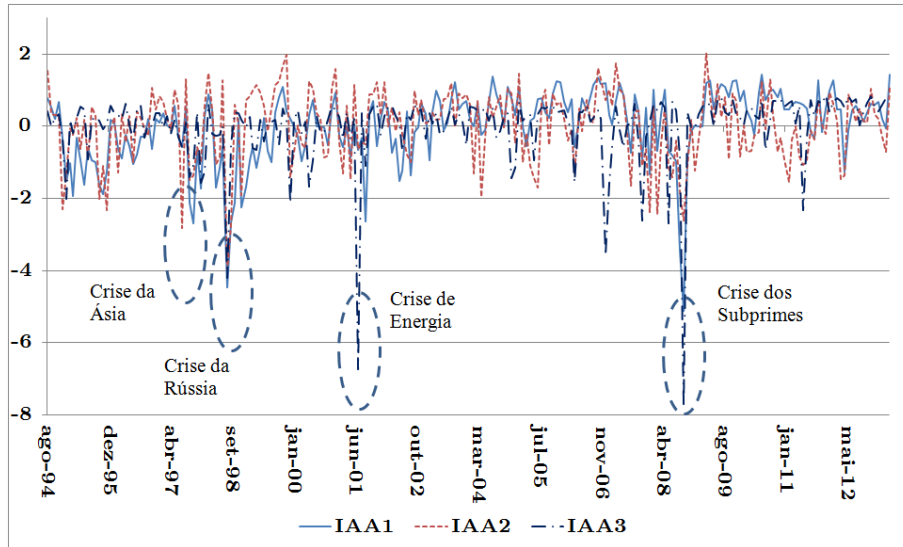
Rietz, T. (1988). The equity risk premium: A solution. *Journal of Monetary Economics*, **22** (1), 117-131.

Rodriguez-Moreno, M. e J. I. Peña (2013). Systemic risk measures: The simpler the better? *Journal of Banking and Finance*, **37** (6), 1817-1831.

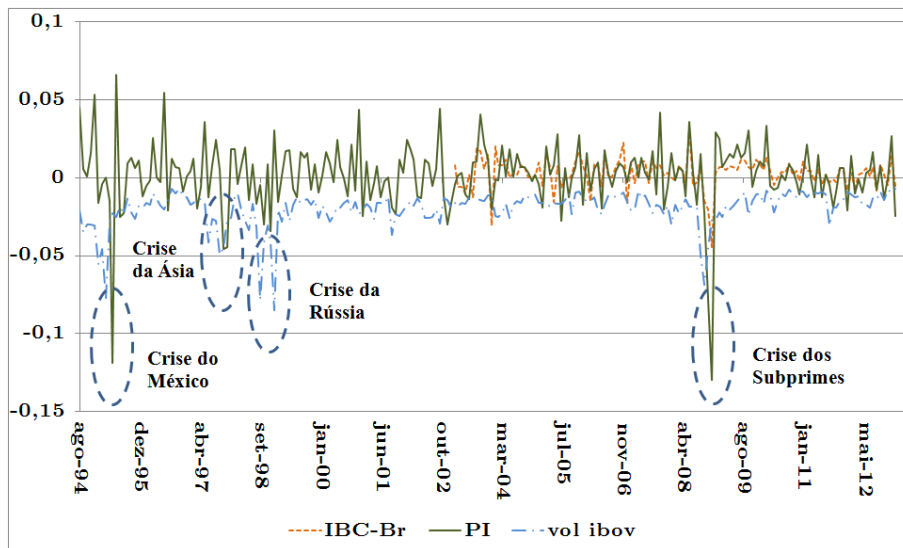
Siriwardane, E. (2013). The probability of rare disasters: Estimation and implications. Working Paper, NYU Stern School of Business.

Stock, J. e M. Watson (2003). Forecasting output and inflation: The role of asset prices. *Journal of Economic Literature*, **XLI**, 788-829.

(a) IAA

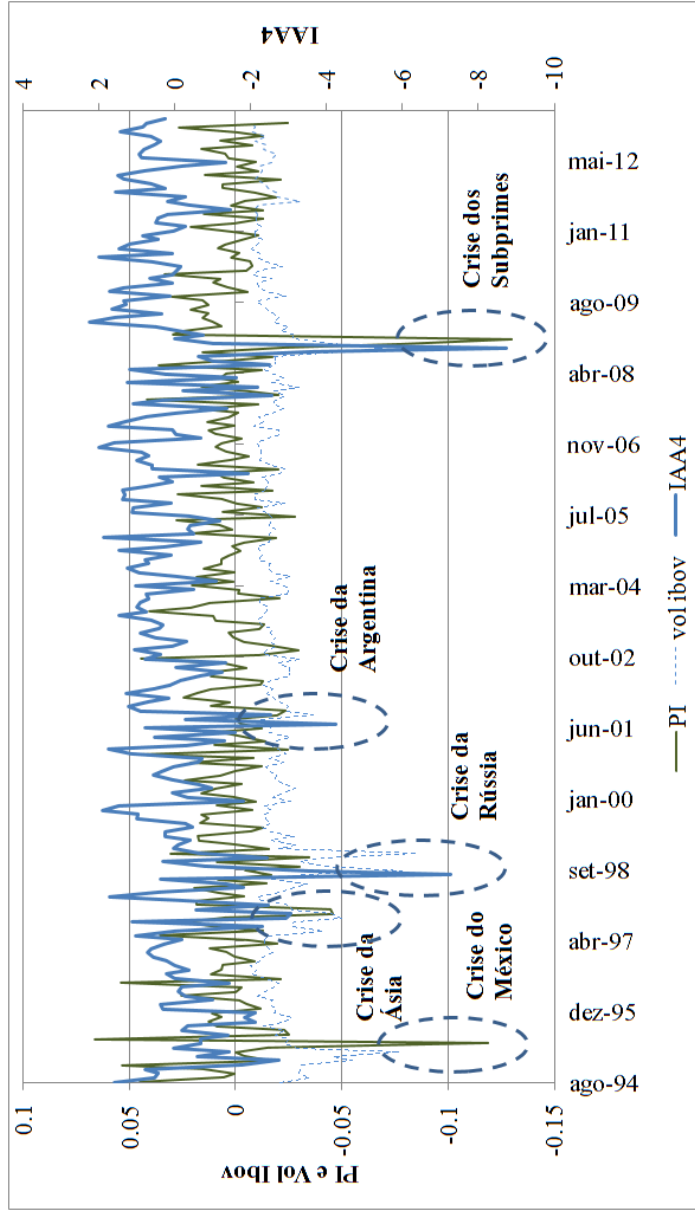


(b) Atividade



Notas: A figura apresenta no painel (a) os comportamentos de três indicadores antecedentes (IAAs) e no painel (b) a evolução das variações dos índices de atividade econômica com frequência mensal - Produção Industrial (PI) e Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-Br) - e do negativo da volatilidade realizada do Ibovespa (Vol-Ibov). Todos os três IAAs são construídos a partir de dados de retorno de ações em corte transversal. O IAA_1 é o VaR 5%, abordagem empregada por Allen et al. (2012). O IAA_2 é baseado em Kelly e Jiang (2013) que utilizam a lei de potência para modelar o comportamento dos preços dos ativos. O IAA_3 é uma adaptação da medida de risco de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal. O PI e o IBC-Br são dessazonalizados. Vol-Ibov é o desvio-padrão populacional dos retornos diários dos valores de fechamento do Ibovespa dentro de um dado mês. O período de observação para os IAAs, o PI e para a Vol-Ibov vai de agosto de 1994 a fevereiro de 2013 e o período do IBC-Br vai de fevereiro de 2003 até fevereiro de 2013.

Figura 1: Indicadores antecedentes e métricas de atividade



Notas: O gráfico apresenta os comportamentos, entre agosto de 1994 e maio de 2013, do IAA_4 , da variação do Índice de Produção Industrial (PI) e do negativo da volatilidade realizada do Ibovespa (Vol-Ibov). O IAA_4 é a primeira componente principal dos outros três IAAs. O PI é dessazonalizado. A volatilidade é o desvio-padrão populacional dos retornos diários dos valores de fechamento do Ibovespa dentro de um dado mês.

Figura 2: IAA_4 e métricas de atividade econômica

Tabela 1: Resultados das regressões - Produção Industrial

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Painel A: Defasagem 1 mês								
<i>IAA</i> ₁	0,0053*** (0,0019)	0,0055*** (0,0018)						
<i>IAA</i> ₂			0,0039** (0,0018)	0,004** (0,0017)				
<i>IAA</i> ₃					0,0043** (0,0019)	0,0044** (0,0019)		
<i>IAA</i> ₄							0,0057*** (0,0019)	0,0059*** (0,0018)
PI		-0,0892 (0,1253)		-0,0643 (0,1313)		-0,0615 (0,1312)		-0,0823 (0,126)
<i>R</i> ² Ajustado	0,062	0,070	0,034	0,038	0,042	0,046	0,072	0,079
Painel B: Defasagem 2 meses								
<i>IAA</i> ₁	0,0068** (0,0033)	0,007** (0,0034)						
<i>IAA</i> ₂			0,0025 (0,0021)	0,0026 (0,0022)				
<i>IAA</i> ₃					0,0066** (0,0033)	0,0067** (0,0033)		
<i>IAA</i> ₄							0,0067** (0,0034)	0,0068* (0,0035)
PI		-0,0636 (0,0599)		-0,0233 (0,0501)		-0,0304 (0,0575)		-0,0514 (0,0594)
<i>R</i> ² Ajustado	0,103	0,107	0,015	0,015	0,099	0,100	0,099	0,102
Painel C: Defasagem 3 meses								
<i>IAA</i> ₁	0,0018 (0,0016)	0,0017 (0,0017)						
<i>IAA</i> ₂			0,0027** (0,0011)	0,0026** (0,0012)				
<i>IAA</i> ₃					-0,0003 (0,0011)	-0,0003 (0,0011)		
<i>IAA</i> ₄							0,0019*** (0,0007)	0,0018** (0,0008)
PI		-0,0138 (0,0747)		-0,0101 (0,0702)		-0,0014 (0,067)		-0,0114 (0,0713)
<i>R</i> ² Ajustado	0,008	0,007	0,017	0,016	0,000	0,000	0,008	0,007

Notas: A tabela apresenta regressões da variação da produção industrial (PI) contra os indicadores antecedentes (IAAs). Há uma regressão para cada IAA e uma regressão para cada IAA com o PI defasado como controle. O PI é dessazonalizado. Os IAAs são construídos a partir de dados de retornos de ações em corte transversal. O *IAA*₁ é o VaR 5%, abordagem empregada por Allen et al. (2012). O *IAA*₂ é baseado em Kelly e Jiang (2013) que utilizam a lei de potência para modelar o comportamento dos preços dos ativos. O *IAA*₃ é uma adaptação da medida de risco de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal. O *IAA*₄ é a primeira componente principal dos outros três IAAs. Os dados da regressão são mensais de setembro de 1994 a março de 2013. *, ** e *** indicam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parêntesis representam o erro padrão dos estimadores. Os erros-padrão foram calculados por Hodrick (1992).

Tabela 2: Resultados das regressões - IBC-Br

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Painel A: Defasagem 1 mês								
<i>IAA</i> ₁	0,0045*** (0,0007)	0,0046*** (0,0007)						
<i>IAA</i> ₂			0,0032*** (0,001)	0,0032*** (0,001)				
<i>IAA</i> ₃					0,0019*** (0,0007)	0,002*** (0,0007)		
<i>IAA</i> ₄							0,0039*** (0,0006)	0,004*** (0,0005)
IBC-Br		-0,0927 (0,1209)		-0,0421 (0,1384)		-0,0574 (0,1465)		-0,083 (0,1297)
<i>R</i> ² Ajustado	0,160	0,170	0,097	0,100	0,043	0,047	0,145	0,154
Painel B: Defasagem 2 meses								
<i>IAA</i> ₁	0,0042** (0,002)	0,0041** (0,002)						
<i>IAA</i> ₂			0,0017 (0,0016)	0,0016 (0,0015)				
<i>IAA</i> ₃					0,0036** (0,0014)	0,0034** (0,0014)		
<i>IAA</i> ₄							0,0039** (0,0018)	0,0068** (0,0018)
IBC-Br		0,059 (0,0441)		0,1095*** (0,0296)		0,0667 (0,0416)		0,0654 (0,0405)
<i>R</i> ² Ajustado	0,142	0,146	0,027	0,039	0,143	0,147	0,143	0,148
Painel C: Defasagem 3 meses								
<i>IAA</i> ₁	0,0019 (0,0016)	0,002 (0,0016)						
<i>IAA</i> ₂			0,0012 (0,0014)	0,0013 (0,0015)				
<i>IAA</i> ₃					-0,0002 (0,0005)	-0,0002 (0,0006)		
<i>IAA</i> ₄							0,0011 (0,0011)	0,0012 (0,0011)
IBC-Br		-0,0434 (0,0898)		-0,0211 (0,0829)		-0,0116 (0,0776)		-0,032 (0,0888)
<i>R</i> ² Ajustado	0,028	0,032	0,014	0,016	0,000	0,001	0,012	0,014

Notas: A tabela apresenta regressões da variação do Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-Br) contra os indicadores antecedentes (IAAs). Há uma regressão para cada IAA e uma regressão para cada IAA com o IBC-Br defasado como controle. O IBC-Br é dessazonalizado. Os IAAs são construídos a partir de dados de retornos de ações em corte transversal. O *IAA*₁ é o VaR 5%, abordagem empregada por Allen et al. (2012). O *IAA*₂ é baseado em Kelly e Jiang (2013) que utilizam a lei de potência para modelar o comportamento dos preços dos ativos. O *IAA*₃ é uma adaptação da medida de risco de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal. O *IAA*₄ é a primeira componente principal dos outros três IAAs. Os dados da regressão são mensais de setembro de 1994 a março de 2013. *, ** e *** indicam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parêntesis representam o erro padrão dos estimadores. Os erros-padrão foram calculados por Hodrick (1992).

Tabela 3: Resultados das regressões - Volatilidade do Ibovespa

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Painel A: Defasagem 1 mês								
<i>IAA</i> ₁	-0,0063*** (0,0011)	-0,0038** (0,0016)						
<i>IAA</i> ₂			-0,0039*** (0,0012)	-0,0021* (0,0011)				
<i>IAA</i> ₃					-0,003** (0,0013)	-0,0012 (0,0012)		
<i>IAA</i> ₄							-0,0057*** (0,0011)	-0,0032** (0,0015)
Vol-Ibov		0,3433*** (0,131)		0,4969*** (0,0985)		0,528*** (0,1026)		0,4055*** (0,1165)
<i>R</i> ² Ajustado	0,304	0,382	0,119	0,349	0,070	0,328	0,245	0,372
Painel B: Defasagem 2 meses								
<i>IAA</i> ₁	-0,0037*** (0,0007)	-0,0013 (0,0013)						
<i>IAA</i> ₂			-0,002** (0,0008)	-0,0006 (0,0006)				
<i>IAA</i> ₃					-0,0026*** (0,0008)	-0,0014 (0,001)		
<i>IAA</i> ₄							-0,0035*** (0,0007)	0,0068** (0,0007)
Vol-Ibov		0,3304*** (0,1156)		0,3873*** (0,0502)		0,368*** (0,0589)		0,3325*** (0,0662)
<i>R</i> ² Ajustado	0,105	0,173	0,031	0,168	0,053	0,179	0,094	0,177
Painel C: Defasagem 3 meses								
<i>IAA</i> ₁	-0,0035*** (0,0009)	-0,002* (0,0012)						
<i>IAA</i> ₂			-0,0022** (0,0009)	-0,0011 (0,0009)				
<i>IAA</i> ₃					-0,0016*** (0,0006)	-0,0006 (0,0006)		
<i>IAA</i> ₄							-0,0031*** (0,0007)	-0,0017** (0,0007)
Vol-Ibov		0,2179** (0,0941)		0,2996*** (0,0718)		0,3191*** (0,0595)		0,2526*** (0,0762)
<i>R</i> ² Ajustado	0,096	0,137	0,036	0,128	0,020	0,121	0,076	0,134

Notas: A tabela apresenta regressões para a Volatilidade do Ibovespa (Vol-Ibov) contra os indicadores antecedentes (IAAs). Há uma regressão para cada IAA e uma regressão para cada IAA com a Vol-Ibov defasada como controle. Vol-Ibov é o desvio-padrão populacional dos retornos diários dos valores de fechamento do Ibovespa dentro de um dado mês. Os IAAs são construídos a partir de dados de retornos de ações em corte transversal. O *IAA*₁ é o VaR 5%, abordagem empregada por Allen et al. (2012). O *IAA*₂ é baseado em Kelly e Jiang (2013) que utilizam a lei de potência para modelar o comportamento dos preços dos ativos. O *IAA*₃ é uma adaptação da medida de risco de Foster e Hart (2009) para dados em corte transversal. O *IAA*₄ é a primeira componente principal dos outros três IAAs. Os dados da regressão são mensais de setembro de 1994 a março de 2013. *, ** e *** indicam coeficientes significativos a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Os valores entre parêntesis representam o erro padrão dos estimadores. Os erros-padrão foram calculados por Hodrick (1992).

Tabela 4: Previsão fora da amostra

	1 mês			2 meses			3 meses		
	PI	IBC-Br	Vol-Ibov	PI	IBC-Br	Vol-Ibov	PI	IBC-Br	Vol-Ibov
	Soma quadrados dos erros de previsão								
IAA1	0,0547	0,0042	0,0067	0,0554	0,0049	0,0100	0,0597	0,0066	0,0100
IAA2	0,0566	0,0049	0,0123	0,0590	0,0057	0,0123	0,0585	0,0059	0,0120
IAA3	0,0574	0,0054	0,0146	0,0547	0,0050	0,0123	0,0603	0,0058	0,0123
IAA4	0,0537	0,0044	0,0094	0,0544	0,0049	0,0105	0,0594	0,0062	0,0107
PA	0,1080	0,0092	0,0078	0,1160	0,0092	0,0119	0,1233	0,0102	0,0140
Média	0,0592	0,0058	0,0143	0,0591	0,0058	0,0143	0,0589	0,0058	0,0141
Vol-Ibov(-1)			0,0076			0,0112			0,0112
Teste de Diebold e Mariano									
IAA1 x PA	-1,82*	-1,65*	-1,00	-2,28*	-1,42	-0,96	-2,81*	-1,25	-2,01*
IAA1 x Média	-1,61	-1,86*	-4,64*	-0,57	-0,83	-7,99*	0,52	1,40	-9,17*
IAA1 x Vol-Ibov(-1)			-0,90			-1,16			-1,35
IAA2 x PA	-1,75*	-1,40	2,42**	-2,11*	-1,08	0,15	-2,86*	-1,45	-0,89
IAA2 x Média	-2,00*	-1,72*	-1,96*	-0,07	-0,33	-5,91*	-0,20	0,57	-4,83*
IAA2 x Vol-Ibov(-1)			4,57**			1,14			0,91
IAA3 x PA	-1,68*	-1,16	2,01**	-2,30*	-1,37	0,22	-2,79*	-1,51	-0,79
IAA3 x Média	-0,52	-0,73	0,14	-0,84	-0,95	-3,92*	1,44	0,59	-5,46*
IAA3 x Vol-Ibov(-1)			2,55**			1,61			1,57
IAA4 x PA	-1,85*	-1,54	0,93	-2,32*	-1,44	-0,77	-2,82*	-1,38	-1,62
IAA4 x Média	-1,65*	-1,91*	-3,24*	-0,78	-0,92	-7,49*	0,26	1,38	-7,48*
IAA4 x Vol-Ibov(-1)			1,39			-0,78			-0,40

Notas: Esta tabela apresenta os resultados da previsão fora da amostra para um, dois e três meses a frente das variáveis PI, IBC-Br e Vol-Ibov pelos indicadores antecedentes (IAAs), pelo Passeio Aleatório (PA) e pela Média das observações anteriores. Para a volatilidade do Ibovespa, usamos também como concorrente um processo autorregressivo de primeira de ordem (Vol-Ibov(-1)). Os primeiros 60 meses foram utilizados como "massa crítica" para a primeira previsão. Desta forma, como o primeiro dado da Vol-Ibov de nossa amostra é de agosto de 1994, a primeira previsão é para agosto de 1999. Como PI é uma variável em diferença, a primeira previsão realizada é para um mês depois, setembro de 1999. Já o IBC-Br só é disponibilizado a partir de janeiro de 2003, logo sua primeira previsão é apenas para fevereiro de 2008. Para a previsão do índice de atividade em qualquer mês, toda a informação anterior é considerada. A parte superior da tabela contém a soma dos erros quadrados das previsões. Valores em negrito indicam a melhor previsão para cada par (horizonte de previsão, indicador de atividade). A parte inferior da tabela apresenta a estatística t do teste de Diebold e Mariano (1995), cuja hipótese alternativa é que os erros de duas previsões são diferentes: se $t < -1,645$, os erros da previsão através da primeira variável são menores que os da segunda variável; se $t > 1,645$, os erros da previsão através da segunda variável são menores que os da primeira variável. * indica que o IAA superou o concorrente (PA ou Média). ** indica que o concorrente superou o IAA.