ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

de Bragança, Gabriel Godofredo Fiuza; Moreira, Ajax Reynaldo Bello; Rocha, Katia

Working Paper

O prêmio de risco institucional: Uma análise de empresas em economias desenvolvidas e em desenvolvimento

Texto para Discussão, No. 2508

Provided in Cooperation with:
Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: de Bragança, Gabriel Godofredo Fiuza; Moreira, Ajax Reynaldo Bello; Rocha, Katia (2019) : O prêmio de risco institucional: Uma análise de empresas em economias desenvolvidas e em desenvolvimento, Texto para Discussão, No. 2508, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/211459

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2508

O PRÊMIO DE RISCO INSTITUCIONAL: UMA ANÁLISE DE EMPRESAS EM ECONOMIAS DESENVOLVIDAS E EM DESENVOLVIMENTO

Gabriel Fiuza
Ajax Moreira
Katia Rocha

ipea

2508
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Rio de Janeiro, setembro de 2019

O PRÊMIO DE RISCO INSTITUCIONAL: UMA ANÁLISE DE EMPRESAS EM ECONOMIAS DESENVOLVIDAS E EM DESENVOLVIMENTO

Gabriel Fiuza[1]
Ajax Moreira[2]
Katia Rocha[3]

1. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (Diset) do Ipea. *E-mail*: <gabriel.fiuza@ipea.gov.br>.
2. Coordenador de Flutuações e Ciclo Econômico na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail*: <ajax.moreira@ipea.gov.br>.
3. Técnica de planejamento e pesquisa na Dimac/Ipea. *E-mail*: <katia.rocha@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério da Economia
Ministro Paulo Guedes

ipea **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Carlos von Doellinger

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Manoel Rodrigues dos Santos Junior

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Aristides Monteiro Neto

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura
André Tortato Rauen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Mylena Fiori

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2019

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1.Brasil. 2.Aspectos Econômicos. 3.Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: I23.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 DETERMINANTES DA RAZÃO *P/L* 11

3 METODOLOGIA 14

4 RESULTADOS 18

5 CONCLUSÃO 23

REFERÊNCIAS 24

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR 28

APÊNDICE A 29

APÊNDICE B 31

SINOPSE

As características institucionais de cada país adquirem, cada vez mais, importância na literatura econômica como determinantes do crescimento, do investimento e da percepção do risco, em especial em economias emergentes. O objetivo deste trabalho é avaliar quantitativamente o impacto de indicadores da qualidade das instituições no prêmio de risco, ou seja, no retorno adicional requerido pelo investidor para investir nos países. O artigo se vale de premissas teóricas do modelo de dividendos descontados (*dividend discount model* – DDM) de Gordon-Williams e de medidas consagradas da qualidade das instituições. A ideia é estimar, a partir de um conjunto de 4.763 empresas, situadas em 48 países, no período de 2009 a 2015, o retorno requerido para se investir em uma organização. Nosso principal resultado é que, usando um conjunto amplo de variáveis de controle, o aumento de uma medida agregada da qualidade das instituições reduz o prêmio de risco requerido para os países selecionados. Na prática, isso contribui para maiores níveis de investimento.

Palavras-chave: prêmio de risco institucional; investimentos; regulação e governança; modelo de Gordon.

ABSTRACT

Institutional characteristics of each country acquire increasingly importance in the economic literature of the determinants of growth, investment and risk perception, especially in emerging economies. The objective of this work is to quantitatively assess the impact of institutional quality indicators on the risk premium, i.e., the additional return required by the investor to commit investments in the countries. The article draws on the theoretical premises of the Gordon-Williams' discounted dividend model (DDM) and institutional quality indicators to estimate from a set of 4,763 companies located in 48 countries in the period from 2009 to 2015, the required return for investing in a company. Our main result is that by using a broad set of control variables, increasing the aggregate measure of institution quality reduces the required risk premium for the selected countries, contributing to higher levels of investment.

Keywords: institutional risk prize; investments; regulation and governance; Gordon model.

1 INTRODUÇÃO

As características institucionais de cada país adquirem, cada vez mais, importância na literatura econômica como determinantes do crescimento, do investimento e da percepção do risco, em especial em economias emergentes. O objetivo deste trabalho é avaliar quantitativamente o impacto de indicadores da qualidade das instituições no prêmio de risco, ou seja, no retorno adicional requerido pelo investidor para investir nos países.

As instituições condicionam a percepção de risco de determinado mercado e podem afetar variáveis específicas. Um exemplo é o retorno requerido pelos investidores privados para se comprometerem com o investimento em dado país, especialmente em áreas de mais exposição ao risco, como os setores de infraestrutura. Tal retorno exigido cresce quanto maior for o risco não diversificável percebido por esses investidores.

Este artigo se vale de premissas teóricas do modelo de dividendos descontados (*dividend discount model* – DDM) de Gordon-Williams e de medidas consagradas da qualidade das instituições, para estimar, a partir de um conjunto de 4.763 empresas – situadas em 48 países, no período de 2009 a 2015 –, o retorno requerido para se investir em uma organização a partir de sua razão preço/lucro (*P/L*). O trabalho se vale de três especificações alternativas que buscam distinguir com mais precisão o efeito das instituições sobre o retorno requerido.[1]

Essa estimativa é muito importante, na medida em que os retornos requeridos pelos investidores afetam os custos de capital. Como consequência, há impacto na viabilidade de diversos projetos, principalmente em setores regulados de infraestrutura.[2]

A relação entre características institucionais e crescimento econômico encontra-se detalhada em diversos trabalhos de Acemoglu e Robinson (2008), que argumentam ser a diferença nas instituições entre os países o principal determinante das desigualdades entre os respectivos crescimentos econômicos. O impacto positivo entre o aumento do

1. Vale notar que o período de análise se segue à crise de 2008, e que isso pode ter efeitos sobre as escolhas dos investidores diante do risco. Especificamente, é razoável supor que a ocorrência da crise talvez tenha aumentado a aversão à insegurança dos agentes, tornando-os mais atentos às flutuações do risco e seus condicionantes.
2. Frequentemente, esses projetos têm prazo médio/alto e, em alguns casos, suas receitas são afetadas por regimes tarifários que dependem do cálculo do custo médio ponderado de capital regulatório.

investimento (notadamente em setores de infraestrutura) no crescimento econômico também é bem-documentado, tanto na literatura macroeconômica como na distribuição de renda e na diminuição da pobreza.[3]

Na literatura de investimentos e fluxo de capital, muitos estudos já abordaram questões sobre os determinantes globais e locais (*push and pull effects*) do fluxo de capital para economias emergentes. Os trabalhos seminais nessa linha de pesquisa incluem Calvo, Leiderman e Reinhart (1996), Forbes e Warnock (2011), Fratzscher (2011) e Milesi-Ferretti *et al*. (2011).

Entre os resultados comuns, temos a ênfase dos fatores globais, em especial da liquidez e aversão ao risco internacional, como determinantes do fluxo de capital. Todavia, fatores locais, como fundamentos domésticos e, principalmente, variáveis "estruturais", como qualidade das instituições e governança, tornam-se gradualmente mais importantes nos ciclos financeiros desfavoráveis. Algumas vezes, esses aspectos são capazes de explicar a heterogeneidade da resposta entre os emergentes. Diversos trabalhos empíricos, como Koepke (2015), Arida, Bacha e Lara-Resende (2005) e Bacha, Holland e Gonçalves (2007), associam tais fatores "estruturais" a um maior fluxo de investimento externo. Países com melhores instituições apresentam ainda maior resiliência a choques internacionais – a exemplo do aumento da aversão ao risco global ou dos juros norte-americanos e menores taxas de crescimento da China.

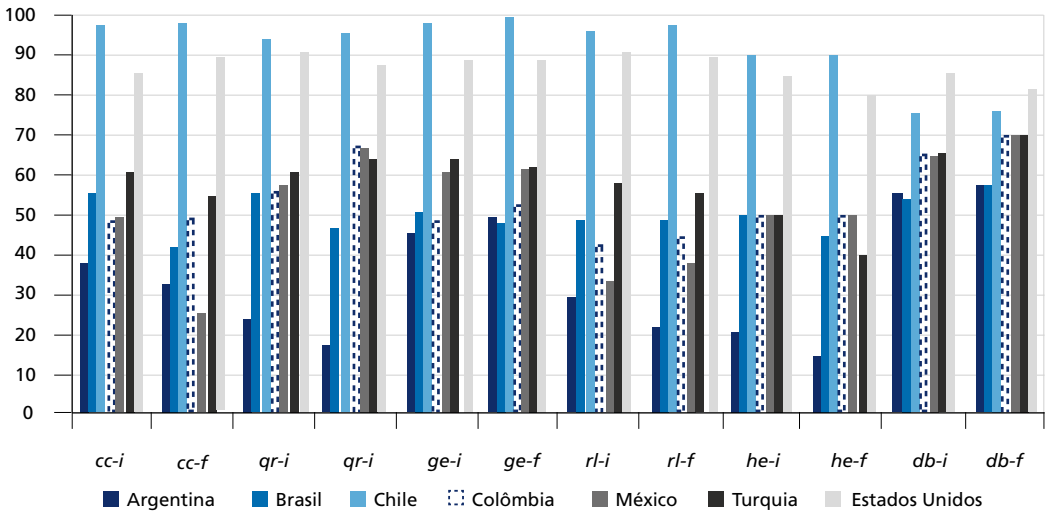
Nesse contexto, é importante sublinhar a relevância de fatores estruturais, como a qualidade das instituições, a liberalização financeira e o papel do governo na economia, enquanto condicionantes do investimento privado, em especial nas economias emergentes. Tais variáveis refletiriam melhor um padrão de análise de longo prazo, em detrimento de fatores cíclicos, como fundamentos ou liquidez internacional.

O gráfico 1 apresenta a evolução dos indicadores de governança institucional do Banco Mundial (World Governance Index – WGI) referentes a controle da corrupção (*cc*), qualidade regulatória (*qr*), efetividade do governo (*ge*) e ambiente legal (*rl*). O gráfico traz ainda os indicadores gerais do projeto Doing Business (*dbf*),

3. Sobre isso, ver: Aschauer (1989), Calderón e Chong (2004), Calderón e Servén (2004), Estache, Foster e Wodon (2002) e Sanchez-Robles (1998).

também do Banco Mundial, e de liberdade econômica do instituto The Heritage Foundation (*he*). É feita uma comparação dos valores no início (2009) e no final da amostra (2015) para países selecionados, indicados, respectivamente, com os sufixos *i* e *f*. Nele podemos observar a posição relativa do Brasil e a evolução temporal dos índices, com um declínio em *cc*, *qr*, *ge* e *he* e uma recuperação ou estabilidade em *dbf* e *rl*.[4]

GRÁFICO 1
Evolução e comparação dos indicadores de qualidade institucional (*QI*)
(Em %)



Fonte: Banco Mundial e The Heritage Foundation.
Elaboração dos autores.

Artigos recentes dão conta da relevância da estabilidade regulatória e da qualidade institucional para o retorno e o risco de empresas brasileiras. Bragança, Pessoa e Rocha (2014) mostram que o anúncio da Medida Provisória (MP) nº 579/2012 (posteriormente convertida na Lei nº 12.783/2013) produziu um aumento persistente de mais de 40% na volatilidade dos retornos de um índice de ações do setor elétrico, em relação ao que seria previsto em condições de normalidade. Segundo os autores, essa medida provisória contaminou o setor de telecomunicações, também regulado, com um aumento de cerca de 10% na volatilidade em relação ao previsto. Bragança, Pessoa e Rocha (2015) apontam ainda que a mesma MP, com as características das empresas e

4. Os índices relativos a voz e transparência (va) e estabilidade política (os) não foram apresentados porque não se mantiveram estáveis para o Brasil e para os países selecionados.

os fatores de risco de mercado controlados, provocou uma queda anormal acumulada de 10% no retorno médio das empresas do setor elétrico.

Rocha *et al*. (2014) mostram que, dado um choque padrão de aversão ao risco de mercado (semelhante ao ocorrido na crise das hipotecas norte-americanas de 2008), os países com melhores instituições estão sujeitos a um aumento de até 75 pontos-base nos respectivos custos de financiamento (*spreads* corporativos). Ao mesmo tempo, em países com instituições piores, esse valor pode atingir mais de 200 pontos-base. Tal choque elevaria, na média, o custo de financiamento de empresas brasileiras em 150 pontos-base, e em apenas 25 pontos-base no caso de empresas chilenas, o que ilustra a maior vulnerabilidade econômica do Brasil em comparação ao Chile.

Por fim, Carrasco, Mello e Joaquim (2014) analisam o impacto da qualidade regulatória (conforme indicador do Banco Mundial) na rentabilidade implícita das empresas (custo de capital próprio), a partir de um estudo de painel com dados de 2009 a 2011, controlando suas especificidades locacionais, setoriais, temporais e macroeconômicas. Os utores estimam um prêmio de risco regulatório brasileiro de 1,38% em relação à média dos países emergentes, e de 1,89% em relação à média mundial. Este artigo atualiza, aprimora e estende essa discussão.

Em primeiro lugar, consideram-se dados de 2009 a 2015, mantendo um universo comparável de empresas e países. Em segundo lugar, utilizamos como referencial teórico para o cálculo do prêmio de risco uma versão mais geral do modelo de dividendos de Gordon. A ideia é distinguir, de forma mais adequada, o retorno requerido, incorporando o efeito da taxa de distribuição de dividendo e do crescimento esperado dos dividendos. Por fim, além de considerarmos um universo mais amplo de variáveis institucionais do que os referidos autores, as estimativas deste trabalho levam em conta uma gama de controles no nível de empresas e países, em vez de apenas a taxa de juros e o crescimento do produto interno bruto (PIB). Em particular, os controles escolhidos estão em linha com o estado da arte da literatura financeira para determinantes da razão *P/L* das empresas, como será demonstrado na seção 2.

O trabalho está dividido da seguinte forma: a seção 2 revisa a literatura empírica acerca dos determinantes da razão *P/L*, predominantemente baseada em um modelo de Gordon com crescimento, e aponta as principais variáveis explicativas consideradas.

A seção 3 descreve a metodologia e a estratégia empírica usadas. Já a seção 4 detalha e explica os resultados do artigo. Finalmente, a conclusão discute a relevância dos principais achados para políticas públicas no Brasil e levanta sugestões de aprimoramento e extensão da pesquisa.

2 DETERMINANTES DA RAZÃO *P/L*

A variável frequentemente usada para avaliar o grau de valorização de empresas negociadas em bolsa é o índice *P/L*, também conhecido como múltiplo do lucro da ação. Diversos artigos empíricos avaliam os determinantes da razão *P/L*, seguindo as mais variadas abordagens e levando em conta distintos níveis de agregação. Esses estudos, com frequência, utilizam o modelo de dividendos descontados (DDM) com crescimento constante de Gordon-Williams como referencial teórico. O modelo preconiza que o preço de uma ação em determinado momento é o valor presente dos dividendos futuros descontados, e que a taxa de crescimento desses dividendos é constante. O modelo resulta na seguinte fórmula:

$$P/L = \frac{d}{r - g} \tag{1}$$

Em que *P* refere-se ao preço, *L* ao lucro por ação, *d* à proporção esperada do lucro distribuído em dividendos (*dividend payout ratio*), *r* à taxa de retorno requerida e *g* ao crescimento esperado dos dividendos. Esse modelo supõe que a razão *P/L* obedece a três fatores fundamentais. Tudo o mais constante, a razão *P/L* cresce quando a proporção dos lucros distribuída em dividendos aumenta e quando sobe o crescimento desses lucros, além de decrescer quando o retorno requerido para investir na empresa sobe.

Uma vasta literatura empírica procura testar e avaliar esses resultados. De modo genérico, os artigos dessa literatura se diferenciam na escolha das *proxies* para as variáveis *d*, *r* e *g*, e também na consideração de outros determinantes, não contemplados na equação (1), que poderiam afetar o *P/L*.

Estudos como os de Cho (1994), Nikbakht e Polat (1998), White (2000), Ramcharran (2002) e Anderson e Brooks (2006) fazem uso de regressões lineares e concluem que a relação entre *d* e *P/L* é, de fato, positiva. Jitmaneeroj (2017) propõe

uma extensão do modelo de Gordon-Williams, considerando efeitos de segunda ordem, e conclui que o efeito de *d* sobre *P/L* depende da relação entre *r* e o retorno sobre o patrimônio (*return on equity* – ROE), sendo não linear.

Como o crescimento esperado do dividendo é tipicamente uma variável não observável, a literatura utiliza *proxies*. Fama e French (1997), Lamont (1998) e Campbell (2000) supõem o crescimento do lucro por ação como referencial do crescimento esperado dos dividendos. Zarowin (1990), Cho (1994) e White (2000) usam o *Q* de Tobin[5] como *proxy* de crescimento. Outros autores, como Basu (1977) e Gaver e Gaver (1993), usam a razão entre o valor de mercado e o valor patrimonial (*market-to-book*) como referência. Conforme esperado, todos esses estudos encontram uma relação positiva entre *g* e *P/L*.

Modelos de precificação, notadamente o *capital asset price model* (CAPM), sugerem que o retorno requerido *r* é igual à taxa livre de risco mais o prêmio de risco da ação. Pelo modelo DDM de Gordon-Williams, tanto a taxa livre de risco r_f (frequentemente os juros associados aos juros básicos da economia) como o prêmio de risco da ação (com frequência calculado a partir do beta acionário) seriam inversamente proporcionais ao *P/L*. Artigos como os de Reilly, Griggs e Wong (1983), Cho (1994), White (2000), Ramcharran (2002), Anderson e Brooks (2006) e Jain e Rosett (2006) atestam empiricamente essa correlação negativa. Fama e French (1997) e Kane, Marcus e Noh (1996) usam *d* como *proxy* do retorno requerido e sustentam que um maior *d* está associado a uma menor razão *P/L*.

Alguns artigos incorporam elementos adicionais aos fatores básicos descritos anteriormente na análise da razão *P/L* das empresas. Basu (1983), Cho (1994) e Anderson e Brooks (2006) controlam pelo tamanho das empresas e verificam que as maiores tendem a ter uma razão *P/L* maior. Esse achado está em linha com os resultados clássicos de Fama e French (1992; 1993), em que ações de empresas menores (com menor valor de mercado) teriam um prêmio de risco adicional e, portanto, um retorno requerido *r* maior.

5. O *Q* de Tobin corresponde, conceitualmente, à razão entre o valor de mercado dos ativos físicos de uma companhia e o seu valor de reposição. Na prática, é calculado como o valor de mercado do patrimônio líquido e dos passivos de uma companhia sobre os seus valores contábeis.

Ramcharran (2002) adiciona o grau de endividamento (alavancagem) das empresas como variável explicativa, e conclui que uma maior alavancagem estaria associada a um menor *P/L*. Baker e Wurgler (2006) examinam o impacto do sentimento dos investidores e apontam que períodos de otimismo agudo estão relacionados a períodos de maior razão *P/L*. Por último, artigos como os de Reilly, Griggs e Wong (1983), Kane, Marcus e Noh (1996), White (2000) e Dudney, Jirasakuldech e Zorn (2008; 2009) observam os determinantes da razão *P/L* do índice Standard & Poor's (S&P) 500 dos Estados Unidos, em diferentes períodos, e utilizam diversas variáveis explicativas macroeconômicas – entre elas, juros de curto e longo prazo, inflação e crescimento do PIB.

Artigos empíricos mais recentes, como os de Yin *et al.* (2014), Sum (2014), Chen, Yu e Huang (2015), Chua *et al.* (2015) e Jitmaneeroj (2017), avaliam os determinantes de *P/L*, incluindo vários dos discutidos anteriormente na análise. O quadro 1 oferece um resumo.

QUADRO 1
Variáveis explicativas da razão *P/L* segundo a literatura

Variável	Artigos
Taxa livre de risco, beta e prêmio de risco de mercado	Chen, Yu e Huang (2015); Chua *et al*. (2015); Sum (2014); Yin *et al*. (2014); Anderson e Brooks (2006); Cho (1994); Jain e Rosett (2006); Kane, Marcus e Noh (1996); Ramcharran (2002); Reilly, Griggs e Wong (1983); e White (2000).
Rendimento do dividendo	Chen, Yu e Huang (2015); Chua *et al*. (2015); Sum (2014); Yin *et al*. (2014); Wu (2014); Gaver e Gaver (1993); e Basu (1977).
Alavancagem (dívida/ativos)	Chen, Yu e Huang (2015); Chua *et al*. (2015); Sum (2014); Yin *et al*. (2014); Wu (2014); e Ramcharran (2002).
Ratings	Dudney, Jirasakuldech e Zorn (2008; 2009); Jain e Rosset (2006); Ramcharran (2002); e White (2000).
Valor de mercado	Chen, Yu e Huang (2015); Chua *et al*. (2015); Sum (2014); Yin *et al*. (2014); Wu (2014); Anderson e Brooks (2006); Cho (1994); Jain e Rosett (2006); Kane, Marcus e Noh (1996); Ramcharran (2002); Reilly, Griggs e Wong (1983); e White (2000).
Crescimento do lucro por ação	Chen, Yu e Huang (2015); Chua *et al*. (2015); Sum (2014); Yin *et al*. (2014); Campbell (2000); Fama e French (1997); e Lamont (1998).
Valor de mercado/valor patrimonial	Chen, Yu e Huang (2015); Chua *et al*. (2015); Sum (2014); Yin *et al*. (2014); Wu (2014); e Gaver e Gaver (1993).
Q de Tobin (valor mercado/valor reposição)	White (2000); Cho (1994); Zarowin (1990); e Reilly, Griggs e Wong (1983).
Crescimento do PIB	Dudney, Jirasakuldech e Zorn (2009); Jain e Rosett (2006); Ramcharran (2002); e White (2000).
Sentimento do investidor	Baker e Wurgler (2006); e Jitmaneeroj (2017).

Fonte: Jitmaneeroj (2017).
Elaboração dos autores.

Carrasco, Mello e Joaquim (2014) apresentam um dos raros artigos identificados na literatura a avaliar o impacto de uma variável institucional – no caso, o indicador de qualidade regulatória do Banco Mundial – no retorno requerido, a partir de um modelo DDM, com controle de países, setores e anos (2009-2011).

No entanto, além de os autores realizarem o controle apenas para juros e crescimento econômico, assumem, implicitamente, que há distribuição total do lucro para os acionistas, e crescimento igual a zero. Ou seja, não levam em conta as variáveis explicativas usualmente consideradas na literatura, conforme resumido no quadro 1.

3 METODOLOGIA

A razão *P/L* de uma ação é uma medida da valorização que o mercado faz dessa ação, por conta da expectativa de distribuição de lucros futuros. Conforme discutido anteriormente, uma vez que se assumam as hipóteses simplificadoras do modelo DDM, essa relação pode ser resumida pela equação (2):

$$\frac{L}{P} = y = \frac{r-g}{d} \tag{2}$$

Como *r*, *d* e *g* não são observáveis, uma estratégia empírica possível para avaliar o efeito de variáveis institucionais é incluir *proxies* como variáveis de controle para o valor observado da taxa de distribuição de dividendos e de uma medida verificada utilizada no mercado para o crescimento dos lucros (d^* e g^*).[6]

A partir de então, recomenda-se interpretar os coeficientes do modelo como os efeitos das variáveis explicativas sobre o retorno requerido *r*. A razoabilidade dessa interpretação depende do grau de independência entre essas quantidades. Se *r*, *d* e *g* são ortogonais e d^* e g^* explicam *d* e *g*, então a interpretação é legítima. Caso contrário, estaríamos lidando com aproximações, ou apenas explicando $y_1 = L/P$. Se admitirmos que *d* é igual a d^*, a variável dependente pode ser alterada para $y_2 = d(L/P)$, que, segundo o modelo DDM de Gordon, é igual a *r - g*. Nesse caso, bastaria assumir que *r* e *g* são ortogonais para podermos interpretar os coeficientes como o efeito sobre *r*.

Damodaran (2012) alega que há três abordagens para se estimar o crescimento dos lucros futuros de uma firma: a histórica, a opinativa e a fundamentalista. A histórica se dá com base nas informações passadas, relativas ao crescimento dos lucros, da receita,

6. Como estamos com dados agregados anualmente, consideramos na análise os últimos valores e os valores médios das respectivas variáveis no ano corrente.

dos dividendos etc. A opinativa tem base em pesquisas de opinião com analistas especializados. Por fim, a fundamentalista se baseia na premissa de que o crescimento é reflexo do quanto as firmas reinvestem e da qualidade desses investimentos.

Em particular, o autor deriva, a partir de hipóteses simplificadoras, que o crescimento g seria igual à proporção dos lucros retidos $(1 - d)$ vezes o retorno sobre o ROE. Se assumirmos que o ROE guarda forte correlação positiva com o retorno requerido r, o resultado anterior implicaria uma relação $g = (1 - d) \times r$, enfraquecendo a hipótese de ortogonalidade dessas variáveis. Esse aspecto da análise fundamentalista reforça o fato de que, com o modelo 1, frequentemente usado na literatura, se explica apenas a relação P/L, e seu resultado não pode ser interpretado como o efeito sobre o retorno requerido r.

Se adicionarmos a hipótese de que g é igual a g^*,[7] podemos criar a variável dependente $y_3 = dL/P + g$, que isola a nossa variável de interesse r.

Portanto, levando em conta as hipóteses discutidas, foram construídas as seguintes quantidades:

$$y1 = L/P = (r - g)/d \tag{3}$$

$$y2 = d(L/P) = r - g \tag{4}$$

$$y3 = dL/P + g = r \tag{5}$$

Essas versões são formas substitutas para lidar com a não observabilidade de d e g, e condicionam a interpretação dos coeficientes do modelo. Em princípio, não podemos afirmar qual das versões é a mais adequada – por conta disso, serão estimadas as três versões, das quais são excluídas das explicativas as variáveis d e g, utilizadas na definição de $y2$ e na de $y3$.

7. O índice de Tobin é um modelo que representa a expectativa do mercado para o crescimento futuro dos lucros.

O modelo segue a literatura discutida na seção 2 e explica a flutuação de $y1 = L/P$ com as variáveis: qualidade das instituições ($z(p(e),t)$); indicadoras do setor do ano e do país, respectivamente ($I(s(e))$, $I(t)$, $I(p(e)) = D(e,t)$; de controle ($X = (r,rn)$), compostas por medidas do risco diversificável (r) e não diversificável (rn), listadas no quadro 1; participação estatal na empresa (ie); valor esperado do crescimento do lucro medido com o Q de Tobin (g); e taxa de distribuição de dividendos observada (d). Os modelos empíricos são:

$$y1(e,t) = \alpha + \beta z(p(e),t) + \gamma D(e,t) + \delta X(e,t) + \delta ie(e,t) + \phi g(e,t) + \eta d(e,t) + \upsilon_1(e,t) \quad (6)$$

$$y2(e,t) = \alpha + \beta z(p(e),t) + \gamma D(e,t) + \delta X(e,t) + \delta ie(e,t) + \phi g(e,t) + \upsilon 2(e,t) \quad (7)$$

$$y3(e,t) = \alpha + \beta z(p(e),t) + \gamma D(e,t) + \delta X(e,t) + \delta ie(e,t) + \upsilon 3(e,t) \quad (8)$$

Em que $\nu_i(e,t)$ corresponde ao erro das regressões $i = 1, 2$ e 3.

A *QI* foi medida segundo diversos indicadores de governança disponíveis no Banco Mundial, propostos por Kaufmann, Kraay e Mastruzzi (2009), no projeto Doing Business[8] e na entidade The Heritage Foundation.[9] Esses indicadores englobam oito grandes dimensões de governança e captam os principais elementos dessa definição, conforme a seguir.

1) Transparência e democracia: até que ponto os cidadãos de um país são capazes de participar da escolha do seu governo, bem como de usufruir da liberdade de expressão, da liberdade de associação e dos meios de comunicação livre.
2) Estabilidade política: probabilidade de o governo vir a ser desestabilizado por métodos inconstitucionais ou violentos, inclusive o terrorismo.
3) Governança: qualidade dos serviços públicos, competência da administração pública e sua independência em relação às pressões políticas, além da qualidade na formulação das políticas públicas.

8. O Doing Business mede, analisa e compara as regulamentações aplicáveis às empresas e o seu cumprimento em 190 economias e cidades selecionadas nos níveis subnacional e regional. Disponível em: <http://portugues.doingbusiness.org/>.
9. Disponível em: <https://www.heritage.org/index/about>.

4) Qualidade regulatória: capacidade de o governo formular políticas e normas sólidas que habilitem e promovam o desenvolvimento do setor privado.

5) Cumprimento às leis: até que ponto os agentes confiam nas regras da sociedade e agem de acordo com elas, incluindo a qualidade da execução de contratos e os direitos de propriedade, além da probabilidade de crime e violência.

6) Controle da corrupção: até que ponto o poder público é exercido em benefício privado, incluindo o "aprisionamento" do Estado.

7) Doing Business: indicador que mede, de forma abrangente, os diversos aspectos que impactam a facilidade de fazer negócios em diferentes países, composto de dez tópicos – abertura de empresas, obtenção de alvarás de construção, obtenção de eletricidade, registro de propriedades, obtenção de crédito, proteção a investidores minoritários, pagamento de impostos, comércio internacional, execução de contratos e resolução de insolvência.

8) Liberdade econômica: índice que considera todos os componentes igualmente importantes para alcançar os benefícios positivos da liberdade econômica.

QUADRO 2
Definição de variáveis

Símbolo	Nome	Dimensão	Símbolo	Nome	Dimensão
Indicadores de *QI*			Risco diversificável (*r*)		
z(1)	Liberdade econômica	*p*(*e*),*t*	*c*1	Relação dívida/*equity*	*e*,*t*
z(2)	Doing Business	*p*(*e*),*t*	*c*2	Log (valor de mercado)	*e*,*t*
z(3)	Controle da corrupção	*p*(*e*),*t*	*c*3	1 se há *American depositary receipt* (ADR) negociado	*e*,*t*
z(4)	Estabilidade política	*p*(*e*),*t*	*c*4	Log (valor transacionado)	*e*,*t*
z(5)	Cumprimento da lei	*p*(*e*),*t*	*c*5	Índice de confiança Nielsen[1]	*e*,*t*
z(6)	Governança	*p*(*e*),*t*			
z(7)	Qualidade regulatória	p(*e*),*t*			
z(8)	Democracia/transparência	*p*(*e*),*t*			
Outras (*o*)			Risco não diversificável (*rn*)		
Ie	1 se há participação estatal > 50	*e*,*t*	*c*6	Juros nominais	*p*(*e*),*t*
g	*Q* de Tobin	*e*,*t*	*c*7	Taxa de inflação	*p*(*e*),*t*
d	Dividendos/lucro	*e*,*t*	*c*8	Taxa de crescimento do PIB	*p*(*e*),*t*
Pe	Relação *P/L*	*e*,*t*	*c*9	Beta	*e*,*t*

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Em que $c5(e,t) = c5(s(e),p(e),t)\ \forall e,t$.

A qualidade das instituições está relacionada ao desenvolvimento de um país, aspecto que consiste num elemento comum a todas essas medidas. Por isso, os indicadores $Z(k)$, sendo k = 1,...8, tendem a ser correlacionados. Na prática, 91% da variância do conjunto desses oito indicadores é explicada apenas com a combinação linear

$w = \alpha Z$ de maior variância,[10] o que dificulta a estimativa do efeito isolado de cada um dos indicadores. Isso impõe o dilema de que, se incluirmos todos os indicadores juntos no modelo, o efeito estatístico de cada um tende a ser nulo ou estimado de forma inadequada. Em contrapartida, se incluirmos apenas um indicador, a estimação estaria sujeita à crítica do viés de variável omitida. Para lidar com essa dificuldade, propomos duas alternativas.

A primeira admite que a componente de maior variância ($QI = \alpha W$) da decomposição canônica sintetize os oito indicadores, em que $Z = Z(k)$, $k = 1,...8$ e α é o autovetor associado. Vale mencionar que (QI) explica, respectivamente, 95%, 84%, 96%, 95%, 98%, 94%, 97% e 83% da variância de cada um dos oito indicadores $Z(k)$, para $k = 1,...8$. Na segunda alternativa, para cada indicador $Z(k)$, construímos um vetor com os outros indicadores ($V(k) = (Z(i)$, sendo $i = 1,...8$ e $i \neq k$), e o cofator $XZ(k) = \alpha(k)V(k)$, em que $\alpha(k)$ é o autovetor associado à primeira componente da decomposição canônica de $V(k)$. A primeira alternativa admite que as instituições sejam representadas por uma única dimensão (QI), e a segunda busca isolar o efeito de cada indicador na qualidade das instituições. Nesse caso, para cada indicador, as instituições estão representadas pelas quantidades $Z(k)$ e $XZ(k)$, em que o cofator $XZ(k)$ é uma síntese dos indicadores que estão omitidos na equação que inclui $Z(k)$. Essa abordagem é uma tentativa de lidar com o dilema entre multicolinearidade e omissão de variáveis, mencionado anteriormente.

4 RESULTADOS

Os nossos dados compreendem 4.763 empresas, situadas em 48 países,[11] operando em onze setores de atividade e selecionadas na Bloomberg com um corte de tamanho mínimo de 2 bilhões de dólares em valor de mercado, para os anos de 2009 até 2015.[12] Isso totaliza 33 mil observações. Destas, algumas têm dados omissos, e outras foram descartadas por terem sido consideradas pontos espúrios.[13]

O modelo de painel admite que a resposta para o efeito das variáveis é o mesmo para todas as nações da amostra, o que pode ser uma hipótese excessiva, considerando a

10. A decomposição canônica de Z é a rotação $W = AZ$, tal que as componentes de $W = (w_1,...w_n)$ são ortogonais entre si e $A = (\alpha_1,... \alpha_n)'$ são os autovetores associados. A componente mencionada é o elemento $w_k = \alpha_k$, que tem a maior variância.
11. A seleção de países encontra-se na tabela A.2 do apêndice A.
12. As empresas menores foram descartadas para tornar viável a extração das informações da fonte de dados.
13. Observações que resultam de alguma singularidade ou de um mero erro de coleta da informação são identificadas utilizando-se critério estatístico.

heterogeneidade entre os países. Admitimos, então, que tais países são categorizados em três grupos: os desenvolvidos, os emergentes, e um subconjunto do anterior que exclui a China, devido ao número de empresas chinesas e a sua singularidade político-econômica. O quadro 2 apresenta as variáveis de controle utilizadas, e a tabela 1 indica o número de observações por grupo de países.[14]

TABELA 1
Número de observações[1]

	Total	Válidas
Países desenvolvidos	**20.006**	10.097
Países emergentes	**13.335**	5.893
Países emergentes, exclusive China	**6.727**	2.977
Desenvolvidos e emergentes (total)	**33.341**	**15.990**

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Válidas são as observações em que todas as variáveis não são omitidas.

A tabela 2 mostra, para os países emergentes, desenvolvidos e os selecionados, o número de observações (empresas *versus* ano) e o valor médio para o período (2009-2015) da medida agregada de *QI* e das quantidades (y_1, y_2 e y_3) anteriormente definidas.

TABELA 2
Valor médio de variáveis selecionadas por grupo de países

País	Número de observações	*QI*	*y*1	*y*2	*y*3[15]
Emergente	13.335	-2,55	0,08	4,94	3,04
Não emergente	20.006	1,43	0,08	4,75	3,05
Argentina	91	-4,41	0,14	2,52	0,10
Brasil	413	-2,81	0,07	5,78	3,87
Chile	217	1,25	0,06	3,20	1,65
Colômbia	105	-2,99	0,06	2,44	1,06
México	287	-2,86	0,05	1,97	-0,11
Peru	91	-3,11	0,13	7,21	5,00
China	6.608	-4,07	0,06	1,51	-1,01
Estados Unidos	9.254	1,77	0,06	3,04	1,02
Turquia	189	-2,38	0,10	2,56	1,03

Elaboração dos autores.

14. O uso dos dados desagregados por empresa tem a vantagem de incorporar informação, mas a desvantagem de depender da existência de todas as variáveis coletadas de cada empresa para incorporá-la na análise. No caso dos países emergentes, exceto China (EMX), restou um número pequeno de observações e, portanto, de empresas, o que pode tornar os resultados sensíveis a pontos desviantes.
15. Esta variável $y3 = dL/P - g$, em que g é substituído com o Q de Tobin, é uma tentativa de isolar o efeito de retorno requerido. No entanto, o Q de Tobin é apenas uma *proxy* para g, que é o crescimento esperado dos lucros. Portanto, $y3$ é apenas uma *proxy* para o retorno requerido.

A tabela 1 mostra que a China, isoladamente, tem metade das observações dos países emergentes. Como estamos interessados em avaliar o efeito da *QI* sobre o retorno requerido dos países emergentes, resolvemos estimar as três versões do modelo – equações (6), (7) e (8) – para três conjuntos de dados: *i)* países emergentes, exclusive China; *ii)* países emergentes; e *iii)* países desenvolvidos. A tabela 3, com os resultados dessas estimativas, apresenta o número de observações, os coeficientes para a *QI* e as demais variáveis de controle.[16]

TABELA 3
Efeito do índice composto (*QI*)

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos
Número de observações	2.784	5.700	10.097	2.784	5.700	10.097	2.784	5.700	10.097
QI	-	-	-	-41,02*	-40,80*	-109,55***	-41,31**	-53,45**	-112,24***
Ie: participação estatal > 50	-	-	-	-	-	-	-	38,19**	-
Variáveis de controle									
Dividendos/ lucro	-0,04***	-0,03***	-0,02***						
Q de Tobin	-2,30***	-2,26***	-1,44***	-	-37,84***	-43,50***			
Juros nominais	-	-	-	-	-	19,91*	-	-	-
Taxa de inflação	0,20**	-	-	9,93**	-	-	10,59**	-	-
Taxa de crescimento do PIB	-	-	-	-	-	-	-	4,55*	-
Beta	-	-	-	-56,47**	-48,57***	-131,20***	-	-	-114,64***
Dívida/*equity*	-	-	0,00*	-	-0,15**	-	-	0,33***	0,37***
Log (valor de mercado)	-	0,84**	-0,15*	-17,48**	-	-	-25,74***	-	-13,44***
ADR negociado	-	-	-1,12***	-	49,47***	-	-	72,71***	-
Log (valor transacionado)	-	-0,53***	0,34***	-	-	18,47***	-	-19,96**	19,72***
Índice de confiança Nielsen	-	-0,07**	-	-	-	-	-	-	-

Elaboração dos autores.
Obs.: Se significância inferior a 1% (***), 5% (**) e 10% (*). Quando superior a 10%, não apresentado (-).

16. Para facilitar a leitura do resultado, optamos por apresentar apenas o valor do coeficiente, indicando a significância do seu estimador e eliminando os coeficientes com p-valor superior a 10%.

Estes são os resultados apresentados na tabela 3:[17]

1) A qualidade das instituições não tem efeito no modelo 1, mas é significativa, similar e com o sinal esperado para os modelos 2 e 3. Isso mostra a importância da hipótese sobre a taxa de dividendos.
2) Para os modelos 2 e 3, a qualidade das instituições diminui o retorno requerido, ou seja, um aumento de *QI* reduz o prêmio de risco requerido das ações para as três amostras de países estudadas.
3) Espera-se que o aumento de (z) reduza o retorno requerido (r) e aumente o crescimento do lucro (g). Portanto, o aumento de (z) reduz também (r - g), indicando a similaridade dos efeitos de (z) nos modelos 2 e 3.
4) O indicador de participação estatal só foi significativo para a amostra que inclui a China. Para entender esse resultado é necessário conhecer as características das finanças corporativas em tal país.[18]

As quantidades (y_1, y_2 e y_3) são três formas alternativas para medir o valor que o mercado atribui a uma empresa, e encontramos efeitos estatisticamente significativos da *QI* apenas sobre as duas últimas, o que enfatiza o quanto é importante a inclusão da hipótese sobre d para revelar o efeito da *QI*.

Na segunda abordagem, foram estimadas, para cada um dos indicadores da *QI*, as mesmas nove combinações de modelos e amostras de países, totalizando 72 (3 x 8 x 3) estimativas. Para manter a parcimônia, apresentaremos na tabela 4 apenas o valor esperado dos coeficientes referentes ao par $Z(k)$ e $XZ(k)$, indicando o seu grau de significância.

17. O objetivo deste texto é avaliar o efeito de *QI* nas variáveis de resultado. Não buscamos avaliar o efeito das demais variáveis de controle, inseridas no modelo apenas para mitigar o viés, devido à omissão de variáveis. Tais variáveis de controle são correlacionadas e o efeito isolado de cada uma delas não pode ser medido neste modelo. Portanto, não pretendemos reproduzir o sinal do efeito de algumas dessas variáveis mencionadas no quadro 1.
18. A *dummy* referente à participação estatal foi construída a partir do percentual de controle estatal existente no ano de 2015. Infelizmente, não foi possível levantar informações referentes aos anos anteriores. Portanto, indiretamente, o modelo pressupõe que não houve privatizações ou estatizações na amostra de empresas e no período considerado.

TABELA 4
Efeito por índice de qualidade da instituição
(Em %)

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos
				Indicador: *Z*(.)					
Liberdade econômica	-17,8**	-21,4**	-11,4**	-	-	-578,5**	-	-	-898,9***
Doing Business	0,1**	-	-0,2**	-	-	-11,7***	-	-6,4**	-12,7**
Controle da corrupção	-	-	0,1**	-	-	4,2***	-	-	6,7***
Estabilidade política	-0,1***	-0,1***	0,0*	-1,5*	-1,6**	2,7**	-	-	3,7***
Cumprimento às leis	-0,2*	-0,2**	-	-	-4,5**	-	-	-6,5**	-
Governança	-	-	-	-	-	-6,8**	-	-2,5**	-7,5**
Qualidade da regulação	-	-	-	-	-	-	-5,0**	-	-
Democracia e transparência	-	-	-	-	-	-	2,8*	-	-
				Coindicador: *XZ*(.)					
Liberdade econômica	-	-	-	-48,4**	-46,2**	-	-51,4***	-64,7**	-
Doing Business	-1,8*	-	-	-45,3**	-42,0*	-	-42,8**	-39,8*	-
Controle da corrupção	-	-	-	-39,4*	-65,9**	-80,5**	-69,1***	-120,1***	-
Estabilidade política	-	-	-	-	-	-120,9***	-	-64,4**	-98,1**
Cumprimento às leis	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Governança	-2,0**	-	-	-58,2**	-50,5*	-	-	-	-
Qualidade da regulação	-2,0**	-	-	-	-42,6**	-	-	-58,8**	-
Democracia e transparência	-	-	-	-45,1**	-	-110,1**	-60,5***	-64,4**	-86,4*

Elaboração dos autores.
Obs.: Se significância inferior a 1% (***), 5% (**) e 10% (*). Quando superior a 10%, não apresentado (-).

Estes são os resultados apresentados na tabela 4:

1) Os resultados dos modelos 2 e 3 são qualitativamente semelhantes e diferentes dos do modelo 1. Isso ressalta a importância da hipótese de que a taxa de distribuição de dividendos observada é uma *proxy* da taxa de dividendos esperada.

2) Os coeficientes dos coindicadores dos modelos 2 e 3 são todos negativos e, em geral, significativos. Isso aponta que a melhoria conjunta dos indicadores institucionais reduz o prêmio de risco requerido, especialmente para os países emergentes.

3) Os coeficientes dos indicadores são menos robustos. Focalizando os resultados para os países emergentes, exclusive a China, apenas a estabilidade política é significativa para o modelo 2, e qualidade regulatória e democracia e transparência (*voice and accountability*, em inglês) para o modelo 3.

Esses resultados mostram a dificuldade de isolar o efeito de cada um dos componentes da qualidade das instituições.

A implicação macroeconômica da variação do retorno requerido pode ser avaliada imaginando que cada país dispõe de um estoque de projetos potenciais com certo retorno esperado. Nesse sentido, os empresários decidiriam investir naqueles cujo retorno esperado é maior que o mínimo requerido, levando em conta as condições de risco do país. Ainda nessa construção, a redução do retorno requerido aumenta o conjunto de projetos nos quais os empresários decidem investir, o que implica a elevação da taxa de investimento.

Naturalmente, o aumento do retorno requerido acarreta a redução dos projetos de interesse e a dificuldade na ampliação dos investimentos já realizados. Essa construção racionaliza o efeito macroeconômico do retorno requerido, mostrando uma possível implicação de melhoria nas condições institucionais sobre a taxa de investimento e, portanto, sobre o crescimento econômico.

5 CONCLUSÃO

Este texto contribui para a literatura em relação ao efeito das instituições sobre os resultados das empresas, analisando um conjunto de 4.763 empresas de capital aberto, situadas em 48 países, para os anos pós-crise, de 2009 a 2015. O trabalho apresenta duas contribuições metodológicas. Em primeiro lugar, colabora empiricamente ao contemplar um conjunto amplo de empresas e incluir medidas do risco não diversificável. Isso possibilita obter uma melhor interpretação do efeito da qualidade das instituições sobre a percepção de risco e o prêmio requerido para investir. Em segundo lugar, apoia-se conceitualmente ao sugerir diferentes tratamentos da relação *P/L* que permitam identificar, de forma mais precisa, o efeito sobre o retorno requerido.

Nosso principal resultado é que, usando um conjunto amplo de variáveis de controle, o aumento de uma medida agregada da qualidade das instituições reduz o retorno requerido, dado determinado nível de risco sistemático para as três seleções de países.

O efeito da qualidade das instituições sobre a percepção de risco das empresas é uma questão especialmente importante para os países emergentes. Por isso, pretendemos revisitar essa questão, focalizando as empresas desses países. Nesse caso, incluiremos na análise as que foram descartadas nesta versão, para não nos alongarmos mais. Expandindo o tamanho da amostra, será possível avaliar o efeito do tamanho da empresa e fazer uma análise mais cuidadosa da robustez dos resultados.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. **The role of institutions in growth and development**. Washington: Commission on Growth and Development, 2008. (Working Paper, n. 10). Disponível em: <https://siteresources.worldbank.org/EXTPREMNET/Resources/489960-1338997241035/Growth_Commission_Working_Paper_10_Role_Institutions_Growth_Development.pdf>.

ANDERSON, K.; BROOKS, C. The long-term price-earnings ratio. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 33, n. 7-8, p. 1063-1086, Sep./Oct. 2006, 0306-686X. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2006.00621.x>.

ARIDA, P.; BACHA, E.; LARA-RESENDE, A. **Credit, interest, and jurisdictional uncertainty**: conjectures on the case of Brazil. Rio de Janeiro: Instituto de Estudos de Política Econômica da Casa das Garças, 2005. Disponível em: <http://iepecdg.com.br/wp-content/uploads/2016/03/TPD2IEPE.pdf>.

ASCHAUER, D. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, n. 2, Mar. 1989, p. 177-200. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90047-0>.

BACHA, E.; HOLLAND, M.; GONÇALVES, F. M. **Is Brazil different?** Risk, dollarization, and interest in emerging markets. New Hampshire: International Monetary Fund, Dec. 2007. (Working Paper, n. 7/294). Disponível em: <https://www.imf.org/~/media/Websites/IMF/imported-full-text-pdf/external/pubs/ft/wp/2007/_wp07294.ashx>.

BAKER, M.; WURGLER, J. Investor sentiment and the cross-section of stock returns? **The Journal of Finance**, v. 61, p. 1645-1680, Aug. 2006. Disponível em: <http://people.stern.nyu.edu/jwurgler/papers/wurgler_baker_cross_section.pdf>.

BASU, S. Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratio: a test of the efficient market hypothesis, **The Journal of Finance**, v. 32, n. 3, p. 663-682, June 1977. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2326304>.

_____. The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 6, p. 129-156, 1983. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/26ab/311756099c8f8c4e528083c9b90ff154f98e.pdf>.

BRAGANÇA, G. F.; PESSOA, M. S.; ROCHA, K. Intervenções regulatórias, volatilidade e contágio: uma análise VIRF. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 12, n.3, p. 385-409, 2014. Disponível em: <http://www.spell.org.br/documentos/ver/36111/intervencoes-regulatorias--volatilidade-e-contagio--uma-analise-virf-/i/pt-br>.

_____. **Intervenção regulatória nos setores de telecomunicações e elétrico em 2012**: um estudo de eventos com modelo de precificação multifatorial. Brasília: Ipea, 2015. (Texto para Discussão, n. 2157). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/6504/1/td_2157.pdf>.

CALDERÓN, C.; CHONG, A. Volume and quality of infrastructure and the distribution of income: an empirical investigation. **Review of Income and Wealth**, n. 1, Mar. 2004. (Série 50). Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.0034-6586.2004.00113.x>.

CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. **The effects of infrastructure development on growth and income distribution**. Washington: World Bank Policy Research, 2004. (Working Paper, n. 3400). Disponível em: <http://hdl.handle.net/10986/14136>.

CALVO, G.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors. **International Monetary Funds Staff Papers**, v. 40, n. 1, p. 108-151, Mar. 1993. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/3867379>.

_____. Inflows of capital to developing countries in the 1990s. **Journal of Economic Perspectives, American Economic Association**, v. 10, n. 2, 1996. Disponível em: <http://links.jstor.org/sici?sici=0895-3309%28199621%2910%3A2%3C123%3AIOCTDC%3E2.0.CO%3B2-H>.

CAMPBELL, J. Y. Asset pricing at the millennium. **The Journal of Finance**, v. 55, n. 4, p. 1515-1567, Aug. 2000. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/222372>.

CARRASCO, V.; MELLO, J. M. P. de; JOAQUIM, G. Risco regulatório no Brasil: teoria e mensuração. *In*: CASTELAR, A.; FRISCHTAK, C. (Orgs.). **Gargalos e soluções na infraestrutura de transportes**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2014. v. 1, p. 21-37.

CHEN, L. W.; YU, H. Y.; HUANG, H. H. Revisiting the earnings-price effect: the importance of future earnings. **Finance Research Letters**, v. 13, p. 90-96, May 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.02.009>.

CHO, Y. J. Determinants of earnings-price ratios: a reexamination. **Review of Financial Economics**, v. 3, n. 1, p. 105-120, Mar. 1994. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1002/j.1873-5924.1994.tb00575.x>.

CHUA, A. *et al*. Price-to-earnings ratios and option prices. **The Journal of Future Markets**, v. 35, n. 8, p. 738-752, Jan. 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/fut.21707>.

DAMODARAN, A. **Investment valuation**: tools and techniques for determining the value of any asset. New Jersey: John Wiley & Sons, 2012.

DUDNEY, D.; JIRASAKULDECH, B.; ZORN, T. Return predictability and the P/E ratio: reading the entrails. **The Journal of Investing**, v. 17, n. 3, p. 75-82, 2008. Disponível em: <https://doi.org/10.3905/joi.2008.710921>.

_____. P/E changes: some new results. **Journal of Forecasting**, v. 28, n. 4, p. 358-370, Dec. 2009. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/for.1097>.

ESTACHE, A.; FOSTER, V.; WODON, Q. **Accounting for poverty in infrastructure reform:** learning from Latin America's experience. Washington: The World Bank, 2002 (WBI Development Studies).

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v. 33, n. 1, p. 3-56, 1993. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5>.

_____. The cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 2, p. 427-465, June 1992. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>.

_____. Value *versus* growth: the international evidence. **Journal of Finance**, v. 53, n. 6, p. 1975-1999, Aug. 1997. Disponível em: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2358>.

FORBES, K.; WARNOCK, F. **Capital flow waves**: surges, stops, flight and retrenchment. Cambridge, Massachusetts: NBER, Aug. 2011. (Working Paper, n. 17351). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w17351>.

FRATZSCHER, M. **Capital flows, push *versus* pull factors and the global financial crisis**. Cambridge, Massachusetts: NBER, Aug. 2011. (Working Paper, n. 17357). Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w17357>.

GAVER, J.; GAVER, K. Additional evidence on the association between the investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. **Journal of Accounting and Economics**, v. 16, n. 1-3, p. 125-160, 1993.

JAIN, P.; ROSETT, J. Macroeconomic variables and the E/P ratio: is inflation really positively associated with the E/P ratio? **Review of Quantitative Finance and Accounting**, v. 27, n. 1, p. 5-26, Aug. 2006. Disponível em: <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2Fs11156-006-8540-x.pdf>.

JITMANEEROJ, B. The impact of dividend policy on price-earnings ratio: the role of conditional and nonlinear relationship. **Review of Accounting and Finance**, v. 16, n. 1, p. 125-140, Feb. 2017.

KANE, A.; MARCUS, A.; NOH, J. The P/E multiple and market volatility. **Financial Analyst Journal**, v. 52, n. 4, p. 16-24, July/Aug.1996. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/4479930>.

KAUFMANN, D.; KRAAY, A.; MASTRUZZI, M. **Governance Matters VIII**: aggregate and individual governance indicators 1996-2008. Washington: World Bank Policy Research, 29 June 2009. (Working Paper n. 4978). Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=1424591>.

KOEPKE, R. **What drives capital flows to emerging markets?** A survey of the empirical literature. Würzburg: Institute of International Finance, University of Würzburg, Apr. 2015. (Working Paper, n. 620770). Disponível em: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/62770/1/MPRA_paper_620770.pdf>.

LAMONT, O. Earnings and expected returns. **The Journal of Finance**, v. 53, n. 5, p. 1563-1587, Oct. 1998. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00065>.

MILESI-FERRETTI, G. *et al.* The great retrenchment: international capital flows during the global financial crisis. **Economic Policy**, v. 26, n. 66, Apr. 2011. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/41261988>.

NIKBAKHT, E.; POLAT, C. A global perspective of P/E ratio determinants: the case of ADRs. **Global Finance Journal**, v. 9, n. 2, p. 253-267, 1998. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/S1044-0283(98)90007-2>.

RAMCHARRAN, H. An empirical analysis of the determinants of the P/E ratio in emerging markets. **Emerging Market Review**, v. 3, n. 2, p. 165-178, June 2002. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/S1566-0141(02)00004-3>.

REILLY, F.; GRIGGS, F.; WONG, W. Determinants of the aggregate stock market earnings multiple. **The Journal of Portfolio Management**, v. 10, n. 1, p. 36-45, 1983. Disponível em: <https://doi.org/10.3905/jpm.1983.408939>.

ROCHA, K. *et al*. **Caminhos para o investimento privado nas economias emergentes**: as características institucionais e os *spreads* corporativos. Rio de Janeiro: Ipea, 2014. (Texto para Discussão, n. 1978). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=22757>.

SANCHEZ-ROBLES, B. Infrastructure investment and growth: some empirical evidence. **Contemporary Economic Policy**, v. 16, n. 1, p. 98-108, Jan. 1998.

SUM, V. Dynamic effect of Tobin's Q on price-to-earnings ratio. **Managerial Finance**, v. 40, n. 6, p. 634-643, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/MF-07-2013-0193>.

WHITE, C. B. What P/E ratio will the U.S. stock market support? **Financial Analysts Journal**, v. 56, n. 6, p. 30-38, 2000. Disponível em: <https://doi.org/10.2469/faj.v56.n6.2401>.

YIN, Y. *et al*. Determinants of analysts' target P/E multiples. **The Journal of Investing**, v. 23, n. 3, p. 35-42, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.3905/joi.2014.23.3.035>.

ZAROWIN, P. What determines earnings-price ratios: revisited. **Journal of Accounting, Auditing & Finance**, v. 5, n. 3, p. 439-457, 1990.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ESFAHANI, H.; RAMÍREZ, M. Institutions, infrastructure and economic growth. **Journal of Development Economics**, v. 70, n. 2, Apr. 2003. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/S0304-3878(02)00105-0>.

FERNÁNDEZ-ARIAS, E. The new wave of private capital inflows: push or pull? **Journal of Development Economics**, v. 48, n. 2, p. 389-418, 1996. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/0304-3878(95)00041-0>.

GORDON, M. J. Optimal investment and financing policy. **The Journal of Finance**, v. 18, n. 2, p. 264-272, May 1963. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2977907>.

GORDON, M. J.; SHAPIRO, E. Capital equipment analysis: the required rate of profit. **Management Science**, v. 3, n. 1, p. 102-110, Oct. 1956. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2627177>.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Global Financial Stability Report (October 2007)**. Washington: IMF, 2007. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2016/12/31/Global-Financial-Stability-Report-October-2007-Financial-Market-Turbulence-Causes-21125>.

WILLIAMS, J. B. **The theory of investment value**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1938.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Efeito do índice composto (*QI*)

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos	Países emergentes, exclusive China	Países emergentes	Países desenvolvidos
Número de observações	2.784	5.700	10.097	2.784	5.700	10.097	2.784	5.700	10.097
R2-intra	0,17	0,17	0,15	0,07	0,09	0,11	0,11	0,13	0,13
R2-entre	0,35	0,29	0,02	0,00	0,00	0,05	0,03	0,02	0,07
R2-total	0,08	0,17	0,11	0,01	0,00	0,05	0,01	0,00	0,08
QI	-	-	-	-41,0*	-40,8*	-109***	-41,3**	-53,5**	-112***
	0,8	0,7	0,7	20,7	23,1	28,2	18,2	24,0	32,7
Ie: participação estatal > 50	-	-	-	-	-	-	-	38,19**	-
	0,8	0,4	0,9	33,0	16,4	58,5	41,7	18,2	60,0
Dividendos/lucro	-.04***	-.03**	-.02***						
	0,01	0,01	0,01						
Q de Tobin	-2,3***	-2***	-1,4***	-	-38***	-43***			
	0,6	0,3	0,1	9,2	8,5	6,2			
Juros nominais	-	-	-	-	-	19,91*	-	-	-
	0,2	0,2	0,2	5,7	4,9	11,3	5,9	5,1	15,1
Taxa de inflação	0,20**	-	-	9,93**	-	-	10,59**	-	-
	0,1	0,1	0,1	3,6	3,6	4,5	3,7	3,5	5,3
Taxa de crescimento do produto interno bruto (PIB)	-	-	-	-	-	-	-	4,55*	-
	0,1	0,1	0,1	2,3	2,1	4,2	2,4	2,3	4,5
Beta	-	-	-	-56**	-48,6***	-131***	-	-	-114***
	0,5	0,3	0,2	26,5	14,9	21,3	33,6	20,5	23,4
Dívida/*equity*	-	-	0,00*	-	-0,15**	-	-	0,33***	0,37***
	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Log (valor de mercado)	-	0,84**	-0,15*	-17**	-	-	-26***	-	-13***
	0,4	0,4	0,1	7,9	16,3	4,5	8,6	20,6	4,7
American depositary receipt (ADR) negociado	-	-	-1,1***	-	49,5***	-	-	72,7***	-
	0,7	0,5	0,3	23,0	13,5	10,4	22,7	24,2	14,7
Log (valor transacionado)	-	-.5***	.34***	-	-	18.***	-	-20**	20***
	0,2	0,1	0,1	6,1	6,2	4,3	6,0	9,2	5,5
Índice de confiança Nielsen	-	-0,1**	-	-	-	-	-	-	-
	0,0	0,0	0,0	1,0	1,1	0,7	1,2	1,2	0,8

Elaboração dos autores.
Obs.: Se significância inferior a 1% (***), 5% (**), 10% (*). Quando superior a 10%, não apresentado (-).

TABELA A.2
Número de observações: empresas *versus* ano de seleção de países

	Emergentes			Desenvolvidos	
	País	Número de observações		País	Número de observações
1	Emirados Árabes Unidos	147	1	Áustria	133
2	Bangladesh	14	2	Austrália	651
3	China	6.608	3	Bélgica	189
4	Egito	21	4	Canadá	1.001
5	Hong Kong	882	5	Suíça	574
6	Índia	1.008	6	República Tcheca	21
7	Paquistão	63	7	Alemanha	749
8	Arábia Saudita	231	8	Dinamarca	189
9	Taiwan	469	9	Espanha	336
10	Argentina	91	10	Finlândia	161
11	Brasil	413	11	França	826
12	Chile	217	12	Reino Unido	1.267
13	Colômbia	105	13	Grécia	21
14	Indonésia	266	14	Hungria	21
15	Coreia	686	15	Irlanda	175
16	México	287	16	Itália	329
17	Malásia	280	17	Japão	3.052
18	Peru	91	18	Luxemburgo	105
19	Filipinas	238	19	Noruega	119
20	Rússia	315	20	Nova Zelândia	91
21	Singapura	294	21	Polônia	91
22	Tailândia	280	22	Portugal	35
23	Vietnã	56	23	Suécia	427
			24	Turquia	189
			25	Estados Unidos	9.254
	Total	**13.062**			**20.006**

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

Racionalizando o modelo de Gordon, seja $L(t)$ o lucro por ação; $d(t)$ o dividendo/lucro; $r(t)$ o retorno requerido; e $g(t)$ o crescimento esperado do lucro.

O valor da ação atual (P) é o valor presente do fluxo esperado dos dividendos futuros, descontado da taxa de retorno requerida (r). Admitindo que o crescimento esperado do lucro é constante e igual a (g), e que a taxa de distribuição futura é igual à presente (dp), temos que:

Lucro futuro: $L(t + h) = L(t)(1 + g)^h$

Dividendo futuro: $D(t + h) = dp(t)^*L(t + h) = dp(t)\ L(t)(1 + g)^h$

Preço: $P(t) = \Sigma_{h>0}\ D(t+h)\ (1+g)^h/(1+r)^h = dp(t)\ L(t)/(r-g)$

Portanto, a relação preço/lucro (P/L) é igual a $pe(t) = P(t)/L(t) = dp(t)/(r - g)$. Ou seja, $y1 = 1/pe = (r - g)/dp$; ou $y2 = dp/pe = r - g$.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação
Reginaldo da Silva Domingos

Supervisão
Carlos Henrique Santos Vianna

Revisão
Carlos Eduardo Gonçalves de Melo
Elaine Oliveira Couto
Lis Silva Hall
Mariana Silva de Lima
Marlon Magno Abreu de Carvalho
Vivian Barros Volotão Santos
Bárbara Coutinho Ornellas (estagiária)
Bruna Oliveira Ranquine da Rocha (estagiária)
Laysa Martins Barbosa Lima (estagiária)

Editoração
Aline Cristine Torres da Silva Martins
Mayana Mendes de Mattos
Louise de Freitas Sarmento (estagiária)

Capa
Danielle de Oliveira Ayres
Flaviane Dias de Sant'ana

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Rio de Janeiro-RJ

Missão do Ipea
Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

PÁTRIA AMADA BRASIL
GOVERNO FEDERAL

ISSN 1415-4765