

DÍVIDA PÚBLICA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TESTES DA HIPÓTESE DE REINHART E ROGOFF

OCTAVIO A. F. TOURINHO *
RAFAEL SANGOI †

Resumo

Testamos a hipótese que a taxa de crescimento do produto no longo prazo é negativamente afetada pelo aumento da razão dívida pública/PIB, estimando um painel dinâmico baseado em um modelo de crescimento neoclássico estendido para incluir o endividamento e outras variáveis que se mostraram relevantes em outros estudos. A periodicidade da amostra é anual, de 1983 até 2013, e inclui 83 países, que são todos para os quais os dados estão disponíveis. O modelo empírico é estimado com diversos métodos para controlar para as possíveis fontes de viés, e encontramos evidências robustas que confirmam o efeito principal. No entanto, não encontramos um nível de endividamento além do qual a magnitude do efeito seria significativamente maior (*threshold*).

Palavras-chave: Dívida Pública; Crescimento Econômico; Crise.

Abstract

This paper aims to test the hypothesis raised by Reinhart and Rogoff that the growth rate of income is negatively affected by the increase in public debt. We estimated a dynamic panel based on the theoretical neo-classical growth model, complemented with the debt/GDP ratio and other relevant variables. The sample covers a period long enough to capture the phenomenon of interest (1983 to 2013) and includes all the countries for which the required data are available (83 countries). The diversity of countries allows us to make more general inferences than those from other studies with fewer and less diverse countries, or with time frame which are shorter or do not include recent data. We found evidence to support the main hypothesis, but were unable to confirm the existence of a critical debt level (*threshold*) beyond which the magnitude of the effect is significantly larger.

Keywords: Public Debt; Economic Growth; Crisis.

JEL classification: O47, H63

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1413-8050/ea114137>

* Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Brasil. E-mail: otourinho at uerj.br

† Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Brasil. E-mail: rafael_sangoi at yahoo.com.br

1 Introdução

As políticas expansionistas adotadas pelos países para anular os efeitos da crise econômica mundial iniciada pelo *default* nos empréstimos *sub-prime* nos EUA levou a um aumento generalizado do endividamento público a partir de 2007. Dúvidas têm sido aventadas sobre a sustentabilidade desse processo no longo prazo, e sobre o seu impacto na taxa de crescimento econômico. Em particular, Reinhart & Rogoff (2009, 2010a,b, 2011) propuseram a tese que a taxa de crescimento do produto apresenta forte correlação negativa com a razão dívida/PIB, especialmente em níveis elevados de endividamento.

Eles se basearam em evidência empírica referente a uma ampla gama de países e concluíram que a taxa de crescimento anual média da renda de países com uma razão dívida/PIB acima de 90% é inferior, em cerca de dois pontos percentuais (p.p.), à dos países com uma razão dívida/PIB menor que 30% (as taxas para esses dois grupos de países na amostra deles são respectivamente 1,7% a.a. e 3,7% a.a.). Além disso, eles observam que para países com níveis intermediários de endividamento (entre esses dois extremos), a taxa de crescimento não parece ser sensível à razão dívida pública/PIB. Eles concluem que a relação entre estas duas variáveis é não linear e propõe a existência de um nível de endividamento a partir do qual os seus efeitos sobre o crescimento são significativamente maiores (um *threshold*), que seria igual a 90% para os países desenvolvidos. Esse efeito, a que nos referiremos neste artigo como hipótese R-R, foi amplamente examinado em inúmeros outros artigos, recebendo tanto apoio quanto críticas, e a sua discussão se tornou controversa tanto em nível acadêmico, quanto em nível político e ideológico. Este artigo é uma contribuição para a avaliação acadêmica dessa hipótese, estendendo e aprofundando a sua investigação empírica.

Reinhart & Rogoff (2010a) chegaram a essas conclusões usando uma metodologia simples baseada no cálculo de médias em planilhas, em uma amostra com dados de 20 países entre 1946 e 2009. Herndon et al. (2013) apontaram três problemas naquele trabalho. O primeiro é um erro de codificação na planilha que serviu de base para o estudo, que afetou o cálculo das taxas médias de crescimento do PIB para países com uma dívida maior do que 90% do PIB. Na planilha disponibilizada a eles por Reinhart e Rogoff, essa média seria igual a -0,1% a.a. que, após feitas as correções devidas, passaria a ser 2,2% a.a. O segundo problema é a exclusão de observações de três países (Austrália, Canadá e Nova Zelândia) entre 1946 a 1950 (1949, no caso deste último), que seria responsável por uma redução de 0,3 pontos percentuais na média da taxa de crescimento dos países da categoria com o maior nível de endividamento. O terceiro e último problema é o critério adotado por Reinhart & Rogoff (2010a) para atribuir os pesos no cálculo da média ponderada das taxas de crescimento do PIB para os países nos quatro grupos de endividamento. Essas questões levantaram dúvidas quanto à validade da hipótese R-R, mas, como Rogoff (2013) argumentou – com sucesso, em nossa opinião – as objeções levantadas não são suficientemente fortes para rejeitá-la, pois a correlação negativa entre altos níveis da razão dívida pública/PIB e a taxa de crescimento econômico continua presente nos dados. As críticas levantadas implicariam apenas na redução da magnitude desses efeitos relativamente à que eles haviam calculado. Desde então, diversos estudos estenderam o teste empírico da hipótese em várias direções: (i) expandindo a amostra: aumentando o número de países, diversificando o tipo deles, e ampliando o intervalo

de tempo considerado; (ii) aprimorando a metodologia utilizada para testá-la, e para medir a magnitude do efeito e, (iii) explorando a direção da causalidade.

Os testes mais recentes e refinados da hipótese se baseiam na estimação de painéis dinâmicos, estendendo a metodologia empírica proposta por Mankiw et al. (1992) para testar modelos de crescimento baseados no modelo de Solow (1956). Aquele estudo propôs estimar uma equação empírica para a taxa de crescimento do produto *per capita* em um painel com efeitos fixos por país, cuja dedução é apresentada de modo sintético no Apêndice A. Nela, a variável dependente é uma função das taxas de acumulação de capital físico e humano, da taxa de crescimento populacional, da taxa de depreciação dos dois tipos de capital, e do aumento da produtividade¹. Para testar a hipótese Reinhart-Rogoff, acrescenta-se à lista de variáveis explicativas a razão dívida pública/PIB. Destacam-se entre os estudos mais recentes que empregam essa abordagem, Cecchetti et al. (2011), Panizza & Presbitero (2004), Kourtellos et al. (2013), Baum et al. (2013), Afonso & Jalles (2013), Kumar & Woo (2015). O estudo descrito neste artigo também adota essa linha de investigação e se insere nessa literatura, pois estima um modelo de crescimento em um painel dinâmico, mas não se limita a essa abordagem, pois também testa a hipótese R-R fazendo testes de cointegração entre as principais variáveis do modelo. Uma discussão mais detalhada destes estudos aqui esbarraria na limitação de espaço, mas procuramos resumir suas principais características e resultados na Tabela 1, que discutimos a seguir.

Inicialmente, apontamos que o número de graus de liberdade desses estudos se situa entre 118 e 821 (coluna 5), e notamos que esse valor é fruto da combinação do intervalo de tempo considerado e periodicidade dos dados (coluna 3), do número de países (coluna 2) e do número de variáveis no modelo. Há também bastante diversidade quanto aos tipos de países considerados: apenas dois procuram capturar todo o universo de países na amostra, e a maioria dos estudos se limita a um subconjunto deles como, por exemplo, a OECD, zona do Euro, etc. O motivo usualmente apontado para reduzir o escopo é a disponibilidade de dados e a premissa de que o ajuste empírico do modelo é melhor para grupos mais homogêneos de países.

Há também diversidade expressiva quanto à metodologia econométrica empregada para a estimação do modelo com dados em painel, que vai desde abordagens mais simples (LSDV) até métodos envolvendo variáveis instrumentais (GMM e SGMM). Os métodos mais simples são, em geral, considerados mais robustos, enquanto aqueles envolvendo variáveis instrumentais são justificados pela necessidade de considerar a possível endogeneidade das variáveis independentes, inclusive o endividamento público. A elasticidade no ponto médio da amostra da taxa de crescimento do PIB *per capita* com relação à razão dívida pública/PIB é apresentada na penúltima coluna, em que se verifica que ela varia de 0,5 a 1,5, com exceção de Panizza & Presbitero (2004)

¹ Como indicado por Barro & Sala-I-Martin (2004), capítulo 12, vários estudos na literatura estendem aquela abordagem incluindo inúmeras outras variáveis explicativas na equação, mas com pouco sucesso. No modelo básico, as variáveis de estado e de controle são: nível inicial do PIB *per capita*; nível de escolaridade; expectativa de vida; medida da abertura internacional; o consumo do governo como proporção do PIB; um indicador subjetivo da manutenção da lei e da ordem; um indicador subjetivo da democracia; o logaritmo da taxa de fertilidade; a formação bruta de capital fixo como proporção do PIB; taxa de crescimento dos termos de troca; e taxa de inflação.

e Kourtellos et al. (2013) que, quando estimando com OLS e GMM, respectivamente, não encontram o efeito.

Nosso estudo tem como principais diferenciais um número de graus de liberdade significativamente maior que o daqueles indicados acima, fruto do uso de uma amostra temporal longa (1983 – 2013), da preservação da periodicidade anual dos dados visando aproveitar o máximo de informação neles contida, e da inclusão na amostra de todos os países para os quais os dados estavam disponíveis (83). Ela também inclui o período de agravamento e recuperação da última crise mundial de endividamento, que contém informação útil para testar a hipótese R-R. Além disso, também testamos a hipótese R-R verificando a cointegração entre crescimento e endividamento.

O restante do artigo é estruturado do seguinte modo. A próxima seção descreve a especificação do modelo básico e aspectos metodológicos da estimação. A Seção 3 discute a construção da base de dados, as propriedades das séries de tempo das variáveis do modelo, e os testes de cointegração entre as principais variáveis dele. A Seção 4 apresenta a estimação do modelo básico e das suas extensões principais, correspondentes aos seguintes modelos: a) sem efeitos fixos de tempo; b) com dados quinquenais; c) com *threshold* para a relação dívida pública/PIB; d) com velocidade de convergência diferenciada por país. As principais conclusões do estudo são apresentadas na última seção.

2 O modelo básico

$$\hat{y}_{i,t} = \alpha \ln(y_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(s_{i,t}^k) + \beta_2 \ln(s_{i,t}^h) + \beta_3 \ln(n_{i,t}) + \gamma \ln(X_{i,t}) + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que a variável dependente é taxa de crescimento da renda real *per capita* do país i em um determinado momento do tempo t , denotada $\widehat{y}_{i,t}$ e as variáveis explicativas principais são o logaritmo da taxa de investimento em capital físico ($s_{i,t}^k$), o logaritmo da taxa de investimento em capital humano ($s_{i,t}^h$), e o logaritmo da taxa de crescimento populacional². O logaritmo da renda real *per capita* defasada um período ($y_{i,t-1}$) aparece como *proxy* da distância com relação ao estado estacionário e permite capturar os efeitos da convergência condicional da renda.

O efeito fixo por país (ν) concentra todos os aspectos específicos de cada país não explicitados na equação. Todos os outros coeficientes da equação são genéricos para todos os países (incluindo a razão dívida/PIB) e representam o efeito médio da variável correspondente sobre o crescimento dos países da amostra.

O efeito fixo temporal (τ) captura os aspectos não observáveis específicos de cada ano da amostra, considerando assim particularidades no cenário

²No modelo de Mankiw et al. (1992) para um país isolado aparece o logaritmo da soma ($n + g + \delta$) em que n é a taxa de crescimento populacional, g é a taxa de aumento da produtividade da mão de obra, e δ é a taxa de depreciação (vide Equação (12) do Apêndice A). Eles admitem que g e δ são iguais para todos os países, e que seu efeito aparece no termo do intercepto da equação, para poder estimá-la por mínimos quadrados ordinários (OLS) a partir de dados empilhados em uma regressão *pooled*. Na nossa formulação esta hipótese é desnecessária porque a Equação (1) do texto é resultante da generalização do modelo deles como painel de efeitos fixos onde a variável dependente é a taxa de crescimento dos países (não o nível da renda), e onde o efeito da soma ($g + \delta$) pode diferir entre países e o seu impacto aparece no efeito fixo do país ν_i desde que seja constante ao longo do tempo, (vide Equação (12) do Apêndice A)

Tabela 1: Modelos de crescimento em painéis dinâmicos, com dívida pública

Modelo	Nº Países	Anos Amostra	Método de Estimação	G.L	R ²	Elasticidade (Dívida)	Threshold
Cecchetti et al. (2011)	18	1980-2010 Média Quinquenal	2SLS LSDV	354	0,77	-1,190	96,00%
Baum et al. (2013)	12	1990-2010 Anual	2SLS	233	-	-0,00411 Semi-Elasticidade	66,40%
Panizza & Presbitero (2004)	17	Média Quinquenal	OLS 2SLS	352	0,70	-1,800 0,000	Não testa
Kourtellos et al. (2013)	82	1980-2009 Decenal	GMM OLS	238	-	-0,029 -0,511	Não encontra
Afonso & Jalles (2013)	155	1970-2008 Média Quinquenal	OLS LSDV GLS SGMM	821 803 757 821	0,21 - 0,26 -	-1,180 -0,590 -1,180 -0,590	59,00%
Kumar & Woo (2015)	38	1970-2007 Quinquenal	BE SGMM	118	0,78	-1,580 -1,760	Não testa

Fonte: Elaboração própria.

Notas: BE = estimador "between" (comparação de médias); OLS = "Ordinary least squares"; 2SLS = "Two stage least squares"; LSDV = "Least squares dummy variables"; GMM = "Generalized Method of Moments"; SGMM = "System Generalized Method of Moments".

econômico mundial que possam afetar o crescimento econômico do conjunto de países da amostra em um dado momento como, por exemplo, a crise mundial ocorrida em 2008.

Barro & Sala-I-Martin (2004), estendem a equação básica acrescentando outras variáveis de estado e de controle que poderiam ser relevantes para explicar a taxa de crescimento econômico. Eles consideram inúmeras delas: o nível inicial do PIB *per capita*, o nível de escolaridade, a expectativa de vida, uma medida da abertura ao comércio internacional, o consumo do governo como proporção do PIB³, um indicador subjetivo da manutenção da lei e da ordem, um indicador subjetivo do grau de democracia, o logaritmo da taxa de fertilidade, a formação bruta de capital fixo como proporção do PIB, taxa de crescimento dos termos de troca e taxa de inflação. Bassanini & Scarpeta (2001) também fazem uma resenha do resultado da inclusão dessas, e outras, variáveis no modelo, e selecionam apenas algumas delas como potencialmente relevantes. Ambos os estudos concluem pela falta de significância da grande maioria das variáveis contempladas.

No nosso estudo, o modelo básico foi estendido com o grau de abertura (W) e a taxa de inflação (π), que se revelaram consistentemente relevantes nos estudos empíricos referidos acima, e aparecem na Equação (1) inclusas no vetor (X), juntamente a nossa variável de interesse, a dívida pública bruta como proporção do PIB (Z). Portanto $X \equiv (W, \pi, Z)$. Essas variáveis adicionais são também submetidas a uma transformação logarítmica, visando reduzir o peso dos valores extremos na estimação, em contraste com seu emprego nas outras variáveis, onde ela aparece por imposição da formulação teórica do modelo. Os coeficientes de cada uma dessas variáveis transformadas são, respectivamente, os componentes do vetor $\gamma \equiv (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$.

A abertura comercial (W) aparece na Equação (1) devido a seus efeitos sobre a demanda e a oferta agregadas. A ampliação da demanda tem efeito direto sobre a taxa de crescimento. Pelo lado da oferta, a exposição à competição externa e à tecnologia internacional, o acesso aos mercados de matérias-primas melhores ou mais baratas, a importação de bens de capital mais produtivos, além do investimento feito por estrangeiros, todos tendem a aumentar a taxa de crescimento.

A inflação (π) teve a sua relevância empírica estabelecida em outros estudos. Ela prejudica o crescimento por meio de vários mecanismos, dos quais os principais são: a incerteza e a dispersão dos aumentos de preços, que acompanham o aumento da inflação, trazem uma perda de bem-estar dos consumidores pois reduzem os benefícios (ou aumentam o custo de oportunidade) de utilizar moeda nas transações; e o imposto inflacionário introduz mais uma cunha fiscal na economia que reduz investimentos.

O coeficiente do endividamento, medido pelo coeficiente de $\log(Z)$, nos permite testar a hipótese central deste trabalho. Para que o efeito identificado possa ser interpretado de modo amplo e genérico, e permita fazer inferências do tipo daquela feita por Reinhart & Rogoff (2010a), o coeficiente dessa variável é o mesmo para todos os países⁴. A parte da hipótese R-R que diz respeito à existência de um efeito *threshold* é testada estimando uma versão modifi-

³Excluídos os gastos com defesa e educação.

⁴Convém apontar que, por conta da transformação logarítmica da variável Z , a correspondência do modelo com as observações originais de Reinhart e Rogoff, que se referiam ao efeito direto do endividamento no crescimento, terá que ser feita no ponto médio da amostra, como se verá adiante.

cada da Equação (1), onde $\log(Z)$ é multiplicada por uma variável *dummy* que depende do nível de endividamento, como se discute mais adiante.

Finalmente, há o erro estocástico não observável, representado por ε_{it} , que se assume ser i.i.d. no tempo, e ter uma distribuição Gaussiana $N(0, \Sigma)$, onde Σ é a matriz de variância-covariância dos erros na seção cruzada.

A estratégia de estimação da Equação (1) considerou as hipóteses de ocorrência das fontes de viés cuja presença foi sugerida por Kumar & Woo (2015). A primeira é que o modelo tenha omitido variáveis explicativas importantes, possibilidade que foi afastada incluindo na sua especificação todas as variáveis cuja presença é indicada pelo modelo teórico de crescimento, e todas as variáveis que se mostraram estatisticamente significativas na maioria das equações de decomposição de crescimento da literatura. A segunda possível fonte de viés é a endogeneidade das variáveis explicativas, que foi rejeitada pela constatação de ausência de correlação significativa entre os regressores e o termo de erro, e também pelo uso de métodos com variáveis instrumentais próprios para estimação de painéis dinâmicos sugeridos por Caselli et al. (1996)⁵. A terceira possível fonte de viés é a ocorrência de erros de medida, que foi evitada tomando cuidados especiais na construção da base de dados.

Outro problema potencial seria a existência de uma relação de causalidade reversa entre a dívida pública e o crescimento econômico. Para avaliar a presença dela, fizemos o teste de causalidade de Granger envolvendo essas duas variáveis, utilizando desde 2 até 10 defasagens. Em todos os casos, rejeitamos a hipótese de que a taxa de crescimento do PIB real *per capita* não cause (no sentido de Granger) a razão dívida pública/PIB, e rejeitamos também a hipótese de que a razão dívida pública/PIB não causa (no sentido de Granger) a taxa de crescimento do PIB real *per capita*. Isso nos leva a crer na existência de uma causalidade recíproca.

Vários trabalhos da literatura utilizam médias de 5 ou 10 anos das variáveis de fluxo que aparecem no modelo, tanto para subperíodos disjuntos quanto superpostos, visando reduzir os efeitos potenciais da ocorrência de movimentos cíclicos. Para permitir a comparação com esses estudos, também estimamos o nosso modelo com dados de periodicidade quinquenal. Como se discute adiante, os resultados obtidos foram qualitativamente similares àqueles encontrados na estimação com dados anuais. Como a agregação temporal implica uma importante perda de graus de liberdade e de detalhamento da dinâmica de relação, mantivemos a periodicidade anual para a estimação da equação de referência.

3 Os Dados

Esta seção discute a construção da base de dados, as propriedades das séries de tempo das variáveis do modelo e testa a cointegração entre as principais variáveis dele.

3.1 Construção da base de dados

Um dos objetivos deste trabalho foi fazer uma análise mais ampla do que a dos trabalhos anteriores que abordaram o mesmo tema, incluindo no estudo

⁵Os estimadores GMM e de variáveis instrumentais também foram utilizados, mas como eles confirmam, de um modo geral, os resultados do estimador GLS, e eles não são reportados aqui.

o maior número possível de países na amostra. Dessa forma, a única restrição para adicionar um país à amostra foi a disponibilidade de dados durante o período de tempo escolhido, que foi o mais amplo possível⁶. Desta forma, chegou-se a uma amostra de 83 países entre 1983 e 2013, com dados anuais. Essa amostra inclui os dados relativos à última crise mundial de endividamento, entre 2008 e 2013, que não estavam disponíveis quando a maioria dos outros estudos aqui mencionados foi elaborada.

A principal fonte de dados utilizada foi o *World Development Indicators* (Bank 2014), que completa e estende a *Penn World Table 7.1* (Heston et al. 2012). Também foram utilizadas séries do *World Economic Outlook* (IMF 2014). Infelizmente, nem todos os países da amostra possuíam os dados necessários para que as séries fossem ininterruptas, e algumas delas apresentam pequenas discontinuidades, com algumas poucas observações faltando. Com o intuito de se manter o maior número possível de países na amostra, os dados faltantes foram obtidos de outras fontes, a saber, o *The World Factbook* (CIA 2015) e os dados disponibilizados por Reinhart e Rogoff em seu sítio de internet. Os detalhes da construção de cada uma das variáveis se encontram no Apêndice B. A lista dos países da amostra, acompanhada dos valores médios no período da amostra de cada uma das variáveis do modelo, para cada país, se encontram na Tabela B.1, também do Apêndice B.

3.2 Testes de Ordem de Integração

Para examinar as propriedades das séries de tempo para as variáveis do modelo, seguimos as recomendações de Maddala & Wu (1999) e empregamos testes de raiz unitária próprios para uso em painéis. Eles apontam que os testes ADF (Augmented Dickey-Fuller) e PP (Phillips-Perron) aplicados a séries individuais do painel podem não ser significativos, porque diferentes hipóteses nulas estariam sendo testadas em cada caso. Eles propõem, alternativamente, testes que combinam em uma única estatística os p-valores dos testes convencionais (ADF e PP) das séries para cada seção cruzada usando a metodologia de Fisher (1932), visando aumentar o poder estatístico do teste⁷. Eles comparam o desempenho deste teste com aquele proposto por Im et al. (2003), e concluem que ele é superior a este último em séries longas. Na Tabela 2, apresentamos o resultado de ambos os testes para a presença da raiz unitária *no conjunto* das séries do painel para cada variável. O teste de ordem de integração de Fisher é apresentado em duas versões, baseadas nos testes ADF e PP respectivamente, e o teste de Im et al. (2003) é baseado na estatística W. Apresentamos também na segunda coluna o resultado do teste proposto por Levin et al. (2002), para a presença de uma raiz unitária em um processo estocástico comum a todas as séries da seção cruzada.

Os resultados desses testes justificam a estimação do modelo especificado na Equação (1) pelo método clássico, pois todas as séries são classificadas como estacionárias pela maioria deles, exceto para a variável que mede o endividamento, para a qual não foi possível rejeitar a hipótese de presença de

⁶Dois países foram excluídos da amostra devido ao critério adotado para identificação de *outliers* na base de dados.

⁷Maddala & Wu (1999) também indicam que estes testes são superiores ao uso isolado de testes de raiz unitária das séries individuais, mesmo aqueles mais poderosos que os convencionais, como as modificações dos testes ADF e PP propostas por Elliott et al. (1996) e por Perron & Ng (1996) e Ng & Perron (2001).

Tabela 2: Classificação das series segundo testes de raiz unitária para painéis

Variável	Raiz unitária comum		Raiz unitária no conjunto das series individuais		
	Levin et al. (2002)	Fisher (1932) - ADF	Fisher (1932) - PP	Im et al. (2003) - W	
\hat{y}	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(s^k)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(s^h)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(n)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)
$\log(\pi)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
$\log(W)$	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)
$\log(Z)$	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

uma raiz unitária em nenhum dos testes. A raiz unitária na variável de endividamento não invalida seu uso na equação de crescimento porque a hipótese de não estacionariedade foi rejeitada para a variável dependente e todas as outras variáveis independentes, afastando o risco de ocorrência de correlação espúria.

3.3 Testes de Cointegração

Apesar do indicado acima, a possibilidade de cointegração entre as principais séries do modelo (representadas por \hat{y} , Z e s^k respectivamente) foi também examinada, pois, como indicado por Pesaran & Smith (1995), os testes de cointegração têm sido utilizados para estimar as relações de longo prazo entre as variáveis em painéis heterogêneos dinâmicos. No teste da hipótese R-R, eles têm a vantagem de serem válidos mesmo que o endividamento público seja endógeno, possibilidade que foi levantada em vários estudos como, por exemplo, Checherita-Westphal & Rother (2012). Outros estudos já empregaram anteriormente essa abordagem para testar a hipótese R-R como, por exemplo, Casni et al. (2014), que o fizeram em uma amostra que inclui apenas países da Europa Oriental, e não conseguiram rejeitá-la, e Gómez-Puig & Sosvilla-Rivero (2015), que o fizeram para uma amostra com 11 países europeus, empregando uma abordagem ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lags*). Estes últimos o fazem apesar de as séries terem sido inicialmente classificadas como I(0) e I(1), como em nosso caso. Eles também usam o procedimento de Bai (1997), Perron (1997) e Bai & Perron (1998, 2003) para cada país, visando identificar a possível ocorrência de quebras estruturais, e encontram para a maioria deles uma quebra que poderia ter ocorrido entre 2007 e 2009. Eles concluem que o efeito da dívida pública sobre o crescimento é significativo e negativo para todos os países na sua amostra.

Neste artigo, não seguimos o caminho trilhado por Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2015) e ignoramos a possibilidade de quebra estrutural, seja nas séries individuais ou na relação de cointegração, por dois motivos. O primeiro é que o foco deste estudo é a estimação do painel dinâmico da Equação (1) pelos métodos clássicos, como indicado no final da seção anterior, e apresentado na próxima seção. Como ele foi derivado em um contexto em que a hipótese mantida é a sua estabilidade, a consideração da possibilidade de quebras estruturais levantaria uma série de questões cujo exame demandaria um novo estudo. O segundo motivo, ligado ao primeiro, é que na nossa amostra de 83 países não poderíamos tratar cada país individualmente, e seria indispensável utilizar testes de cointegração próprios para aplicação em painéis (como os

descritos a seguir) estendidos de modo a poderem considerar a possibilidade de quebra estrutural, mas esses testes não estavam imediatamente disponíveis no programa que utilizamos para estimação de nossos modelos.

Aplicamos todos os cinco testes de cointegração em painéis disponíveis no software estatístico que utilizamos⁸. Os seus resultados são sintetizados abaixo.

(a) o teste de Pedroni (1999), que é baseado nas propriedades dos resíduos da equação de teste e permite a heterogeneidade dos intercepto e dos coeficientes entre seções cruzadas, rejeita a hipótese nula de não cointegração;

(b) o teste de Kao usa uma abordagem similar ao teste de Pedroni e também rejeita a hipótese das variáveis não serem cointegradas;

(c) o teste de cointegração de Fisher é uma extensão para painéis do teste de Johansen irrestrito e rejeita tanto a hipótese de não cointegração como também a de existência de apenas um vetor de cointegração, indicando a existência de dois deles.

Empregamos também os procedimentos *Panel Fully Modified Least Squares* (FMOLS) e *Panel Dynamic Least Squares* (DOLS) para painéis, para testar cointegração. Eles têm algumas vantagens, sintetizadas por Chen et al. (1999), permitem levar em conta a possível correlação serial dos regressores, fornecem imediatamente os coeficientes do vetor de cointegração e são mais estáveis que os testes baseados na metodologia de Johansen. Os seus resultados são:

(d) o teste do modelo FMOLS apresenta $R^2 = 0,60$, estatística $DW = 1,97$, e as estatísticas t das variáveis indicam que ambas são altamente significativas, rejeitando a hipótese de não cointegração delas;

(e) o teste DOLS apresenta resultados similares aos acima: o coeficiente de determinação é ainda mais elevado ($R^2 = 0,79$) e as estatísticas t das variáveis permitem rejeitar a hipótese de que elas não são cointegradas.

Em suma, todos os testes de cointegração indicam uma relação estável de longo prazo entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* e a razão dívida pública / PIB, e são consistentes com a hipótese de Reinhart-Rogoff.

4 Estimação do modelo dinâmico

O modelo da Equação (1) foi estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários para painéis, com dados anuais, para tirar partido da robustez, estabilidade, e eficiência desse estimador. O resultado é apresentado na Tabela 3, em que se verifica que o coeficiente de determinação da equação é relativamente baixo ($R^2 = 0,33$), ocorrência comum em painéis com muitos graus de liberdade, como no caso presente. Isso não é surpreendente, se levarmos em conta a grande diversidade dos países incluídos na amostra, e lembrarmos que o único coeficiente da Equação (1) que varia por país é o efeito fixo no intercepto e, portanto, todos os outros coeficientes precisam capturar satisfatoriamente o efeito da variável correspondente sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* para todos os países⁹. Considerando a diversidade de países da

⁸Para detalhes dos testes realizados vide o Manual do Usuário do software *EViews* 8

⁹Alguns estudos da literatura reduzem essa heterogeneidade restringindo a amostra a grupos mais homogêneos de países. Exemplos são aqueles que se restringem a países da OECD, ou aqueles na Zona do Euro, ou apenas a países pobres. Aqui não fazemos isto pois pretendíamos encontrar um resultado que pudesse ser generalizado para todos os países.

amostra, não surpreende que disso resulte um erro significativo para muitos países, que se reflete na estatística acima. A estatística F, igual a 9,22, indica, no entanto, que a equação é altamente significativa¹⁰.

Todas as variáveis apresentam os sinais esperados e são estatisticamente significativas a um nível de 5%, com exceção da taxa de acumulação do capital humano e da taxa de crescimento populacional, que não são significativas. A seguir, examinamos os coeficientes estimados para cada uma das variáveis que, por conta da especificação semi-log da equação, representa o impacto na taxa de crescimento do PIB *per capita*, em pontos percentuais (p.p.), de um aumento de um ponto percentual dela¹¹.

O coeficiente do logaritmo do PIB real *per capita* defasado (α) tem o sinal correto (negativo) e mostra que a taxa de crescimento decresce à medida que a renda aumenta e os países se aproximam do seu estado estacionário, suportando a hipótese de convergência condicional. Os resíduos não apresentam autocorrelação serial significativa, como indicado pela estatística de Durbin-Watson igual a 1,63, e isso permite inferir que o coeficiente da variável que mede a velocidade de convergência para o estado estacionário não é viesado. O valor desse coeficiente pode ser usado para calcular que a “meia-vida” desse processo, que indica o tempo médio necessário para os países utilizados em nossa amostra percorrerem metade da distância que os separa do estado estacionário, é cerca de 10 anos¹².

O logaritmo da taxa de acumulação do capital físico é a variável com o coeficiente (β_1) de maior valor positivo no modelo, para a qual um aumento de 1 p.p., correspondente a um aumento de 4,5% na taxa média (22%), levaria a um aumento de 0,162 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB real *per capita*.

O coeficiente do logaritmo da taxa de acumulação de capital humano (β_2) não se revelou estatisticamente significativo, nem a um nível de significância de 10%. Lembrando que a taxa de acumulação de capital humano é medida no nosso modelo pelas variações líquidas na escolaridade média, diferentemente da maioria dos outros estudos similares da literatura, que utilizam o nível de escolaridade como *proxy* da taxa de acumulação de capital humano, esse resultado não é surpreendente. As variações desse indicador na amostra são pequenas e o seu comportamento é suave demais para que ela contribua para a explicação das variações observadas na taxa anual de crescimento do PIB *per capita*.

O coeficiente do logaritmo da taxa de crescimento populacional (β_3) não foi estatisticamente significativo, um resultado encontrado com frequência na estimação de painéis de decomposição do crescimento que incluem efeito fixo temporal, como no caso dos resultados reportados na Tabela 1. No modelo sem efeito fixo temporal, essa variável é significativa.

¹⁰Foi empregando o método de White para estimar o coeficiente de covariância.

¹¹Calculando a diferencial total da Equação (1), $d\hat{y} = \beta_x dx/x$, em que x representa cada uma das variáveis do lado direito da equação ($x = s^k, s^h, n, X$) e β_x é o coeficiente correspondente. Na nossa base de dados, tanto a variável dependente quanto as taxas que aparecem no lado direito da Equação (1) são medidas em pontos percentuais (p.p.) por ano.

¹²Segundo Barro & Sala-I-Martin (2004): $\log[y(t)] = (1 - e^{-\beta t}) \log(y^*) + e^{-\beta t} \log[2061][y(0)]$, e a meia-vida desta trajetória é o tempo t necessário para $\log[y(t)]$ percorrer metade da distância entre $\log[y(0)]$ e $\log(y^*)$. Portanto, ele é tal que $e^{-\beta t} = 1/2$ e, portanto, $t = \log[2061](2)/\beta = 0,69/\beta$. Por exemplo, $\beta = 0,065$ por ano, a meia-vida é igual a 10 anos.

Tabela 3: Resultados da Estimação da Equação (1)

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Mínimos Quadrados (Painel)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2291				
Modelo com efeito fixo por país e tempo				
Constante	38,7620	8,4718	4,5750	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-6,5010	0,9239	-7,0360	0,0000
Dívida/PIB	-0,7650	0,2278	-3,3590	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	3,6100	0,5999	6,0180	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,0042	0,2604	0,0160	0,9900
Grau de Abertura	3,1640	0,5975	5,2960	0,0000
Inflação	-0,5100	0,1237	-4,1220	0,0000
Crescimento Populacional	-0,2630	0,1638	-1,6060	0,1100
R ²	0,3339	Média Variável Dependente	1,7120	
R ² Ajustado	0,2977	D.P. Variável Dependente	4,0553	
Erro-Padrão da Regressão	3,3983	Akaike	5,3349	
S.Q.R.	25.083,8	Schwarz	5,6329	
Log Verossimilhança	-5.992,2	Quinn	5,4436	
Estatística-F	9,2292	Watson	1,6336	
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			

Fonte: Elaboração Própria, 2014.

O coeficiente do logaritmo do índice de abertura comercial (γ_1) também é estatisticamente significativo e tem o sinal esperado (positivo). O coeficiente estimado implica que um aumento de 10 p.p. na razão (exportações + importações)/PIB, correspondente a um aumento de 13,4% sobre seu valor médio na amostra (75%), levaria a um aumento de 0,42 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB real *per capita*.

O coeficiente do logaritmo da taxa de inflação (γ_2) tem o sinal esperado (negativo), confirmando o resultado encontrado por Eggoh & Khan (2014) e outros em modelos de crescimento que incluem essa variável. Considerando a inflação mediana na amostra de 5% a.a., um aumento de 1 p.p. dessa taxa anual representaria um aumento de 20% nessa variável e implicaria uma redução de 0,1 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB real *per capita*.

O coeficiente estimado do logaritmo da razão dívida/PIB (γ_3) é significativo e tem o sinal esperado (negativo), confirmando a ocorrência do efeito apontado por Reinhart & Rogoff (2010b) e outros. Dado que a taxa de endividamento público no ponto médio da amostra (considerando todos os países e todos os períodos) é aproximadamente 60%, uma redução de 10 p.p. corresponde a 16,6%, e implicaria um aumento de médio de 0,126 p.p. na taxa anual de crescimento do PIB *per capita*. Esse impacto do endividamento no crescimento no ponto médio da amostra é consistente com o encontrado nos estudos da literatura (vide Tabela 1).

Diversas variações do modelo básico foram testadas: (a) modelo sem efeitos fixos temporais, (b) modelo com dados quinquenais, (c) modelo contemplando a existência de um efeito não-linear para a dívida pública (existência de um *threshold* desta variável) e (d) modelo permitindo uma velocidade de convergência para o estado estacionário distinta para cada país. Os resultados da estimação de cada uma dessas variações são apresentados no Apêndice C e são comentados abaixo, mas podemos adiantar que em todas elas a natureza dos efeitos observados no modelo básico é mantida, de modo aproximado.

Modelo sem efeitos fixos de tempo

Essa variação do modelo básico permite testar se a insignificância estatística da taxa de acumulação do capital humano e da taxa de crescimento populacional na equação básica foi consequência da interação da *dummy* que representa o efeito de tempo com as outras variáveis explicativas. Nesse modelo, é possível utilizar o método de estimação EGLS, empregando o método de White para estimação da matriz de variância-covariância. Comparando com os resultados do modelo estimado na seção anterior, verificamos que o coeficiente de determinação se reduz ligeiramente, para $R^2 = 0,30$, mas a sua significância aumenta, pois a estatística-F aumenta para 10,98. A estatística de Durbin-Watson não se altera.

O valor estimado de alguns coeficientes se altera apenas marginalmente, o que preserva as conclusões qualitativas apresentadas para o modelo básico, exceto no que se refere à taxa de acumulação do capital humano e à taxa de crescimento populacional (n), que se tornam estatisticamente significativas. O valor estimado para β_2 indica que um aumento de 0,1 p.p. em s^h , correspondente a um aumento de 58,8% no valor médio de 0,17, levaria a um aumento de 0,1 p.p. em \widehat{y} . O valor estimado para β_3 indica que um aumento de 1,0 p.p. na taxa de crescimento populacional, correspondente a um aumento de 59% na taxa de crescimento média (1,69%), diminuiria \widehat{y} em 0,21 p.p. A meia-vida

do processo de convergência também quase não se altera significativamente e passa a ser igual a 11 anos. O novo valor estimado de $\beta_1 = 3,86$ indica que um aumento de 1 p.p. em s^k resultaria em um aumento de 0,17 p.p em \hat{y} .

Nessa versão do modelo, o valor estimado do coeficiente do log da razão dívida / PIB continua sendo altamente significativo, é maior do que no modelo básico e implica que um aumento de 10 p.p. do endividamento reduz (em média) a taxa de crescimento do PIB *per capita* em 0,154 p.p., em lugar dos 0,126 p.p. no modelo básico. Esse valor continua incluso na faixa de valores encontrados para esse efeito na literatura.

Modelo estimado com dados quinquenais

A estimação do modelo básico da Equação (1) com dados quinquenais, em vez de anuais, foi feita para permitir a comparação dos resultados de nosso estudo com os de outros estudos da literatura, em que com frequência se prefere dados plurianuais (Cecchetti et al. 2011, Kourtellos et al. 2013, Afonso & Jalles 2013, Kumar & Woo 2015). Neles, de um modo geral, ela é utilizada com dois objetivos: amortecer os efeitos cíclicos e controlar a possibilidade de que o endividamento seja endógeno na equação¹³. Nesse exercício estimamos o modelo com uma base de dados em que as variáveis são substituídas pelas médias quinquenais das variáveis anuais respectivas, começando no período de 1984-1988 até o período de 2009-2013.

As principais alterações observadas no ajuste da equação foram o significativo aumento do coeficiente de determinação ($R^2 = 0,51$), a redução da significância da equação (a estatística-F cai para 4,2) e o aumento da correlação serial nos resíduos (a estatística de Durbin-Watson aumenta para 2,53). Os coeficientes de todas as variáveis são significativos e apresentaram os sinais esperados, exceto o do logaritmo da taxa de acumulação do capital humano, que não é estatisticamente significativo. No entanto, os coeficientes do modelo são menores (em módulo) do que no modelo anual, como esperado, exceto da taxa de crescimento populacional que se torna significativa.

Modelo com *threshold*

Como discutido anteriormente, um dos aspectos polêmicos do efeito descrito por Reinhart e Rogoff é a existência de um valor da razão dívida pública/ PIB a partir do qual o impacto do endividamento público no crescimento seria significativamente maior do que para valores menores daquela variável. Em outras palavras, trata-se da existência aventada por eles de uma não linearidade do efeito do endividamento no crescimento, e de um nível crítico (*threshold*) a partir do qual ela ocorreria.

Para testar a presença desse efeito, incluímos na equação uma variável indicadora, cujo valor é unitário quando aquela razão é superior ao *threshold* e nula em caso contrário, multiplicando a razão dívida/PIB. Para verificar a existência do *threshold*, é necessário testar se os coeficientes para a dívida tanto abaixo quanto acima do limite crítico são diferentes. Se forem estatisticamente iguais, a dívida pública causaria um efeito similar no crescimento

¹³Para atingir esse objetivo, esses estudos que utilizam dados quinquenais consideram como variável dependente a taxa média de crescimento do PIB *per capita* em cada período, e utilizam como uma das variáveis explicativas a variação do endividamento entre os anos inicial e final de cada quinquênio.

do PIB *per capita* independentemente do seu valor ultrapassar o limite crítico ou não. Para testar isso utilizamos dois testes: (i) o de Wald, que testa se o valor do coeficiente da variável ($Z < 80\%$) é igual ao da variável ($Z > 80\%$); e (ii) o teste F, testando as duas especificações para o modelo, a básica (restrita) e a versão com as variáveis *threshold* (irrestrita), que são significativamente diferentes. Os resultados do teste de Wald se encontram na Tabela 4 e não permitem rejeitar a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes das variáveis responsáveis pelos efeitos da dívida. Portanto, não temos evidências para dizer que quando a mesma se encontra acima do limite crítico o seu efeito é maior do que quando está abaixo.

Tabela 4: Teste de Wald para a variável dívida com *threshold* de 80%

Estatística de Teste	Valor	G.L	Probabilidade
Estatística-T	0,440634	2.200	0,6595
Estatística-F	0,194158	(1, 2.200)	0,6595
χ^2	0,194158	1	0,6595
Hipótese Nula: Dívida/PIB (<80%) = - 0,86363529494			
Resumo da Hipótese Nula:			
Restrição Normalizada (= 0)		Valor	Erro-Padrão
0,86363529494 + Dívida/PIB (<80%)		0,057172	0,129750

Fonte: Elaboração própria, 2014

O teste F é feito comparando a soma dos resíduos quadráticos da equação restrita (RRSS) com a soma dos resíduos quadráticos da equação irrestrita (URSS). A estatística de teste é: $F = \frac{(RRSS-URSS)/k}{URSS/n_1+n_2-2k}$ e os parâmetros da distribuição F são k , que é o número total de parâmetros, n_1 , que é o número de observações contidas no primeiro grupo ($Z \leq \tau$), e n_2 , que é o número de observações contidas no segundo grupo ($Z > \tau$). Encontramos o valor 0,2137 para a estatística de teste, e valor crítico para os graus de liberdade em questão considerando-se um nível de significância de 5% é de 1,26. Portanto, não podemos rejeitar a hipótese nula que a restrição testada seja ativa, ou seja, não se pode garantir que os coeficientes da equação com *threshold* sejam estatisticamente diferentes daqueles da equação básica. Dessa forma, o modelo não fornece evidências para comprovar a hipótese R-R quanto à existência de um efeito *threshold* para a razão dívida pública/PIB no nível de 80%.

Os testes foram repetidos para outros valores críticos (50%, 60%, 70%, 90% e 100%), mas os resultados são similares aos obtidos anteriormente. Também testamos a possibilidade de presença de um efeito *threshold* no modelo com os efeitos temporais, mas os resultados encontrados também não fornecem evidências estatísticas da sua presença. Portanto, em nenhum caso foi possível rejeitar a hipótese de que o coeficiente da variável dívida pública/PIB fosse igual para valores superiores e inferiores ao *threshold* considerado. Isso nos permitiu concluir que não existe evidência empírica quanto à ocorrência daquele efeito em nossa amostra.

Modelo com velocidade de convergência diferenciada por país

Essa variação do modelo básico permite que o coeficiente que mede a velocidade de convergência para o estado estacionário dependa do país, isto é, a

Equação (1) foi alterada substituindo α por α_i . A vantagem dessa flexibilização é um melhor ajuste da equação aos dados, mas na interpretação dos resultados é importante levar em conta que as estimativas dos outros coeficientes deixam de ser feitas sob a hipótese de que a velocidade de convergência seja igual para todos os países da amostra, ou seja, que diferentes países da amostra estariam à mesma distância relativa do respectivo estado estacionário.

Como poderia ser esperado, em consequência do aumento do número de variáveis explicativas, o coeficiente de determinação do modelo aumenta ($R^2 = 0,39$), e a estatística de significância da equação aumenta ($F=7,92$). Não há indicação de autocorrelação serial dos resíduos ($DW= 1,78$). Todas as variáveis apresentaram os sinais esperados e apenas a taxa de crescimento populacional não é estatisticamente significativa. Quanto aos valores estimados para os parâmetros que indicam o efeito das variáveis sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita*, há um aumento (em módulo) do coeficiente de todas as outras variáveis explicativas e, em particular, da variável dívida pública/PIB, que passa de $-0,765$ para $-1,21$. O novo valor implica uma redução da taxa de crescimento do PIB *per capita* de 0,20 pontos percentuais, em resposta a um aumento de 10 pontos percentuais na variável de endividamento, no ponto médio da amostra.

5 Conclusões

Neste artigo, examinamos a existência de uma relação negativa entre a dívida pública e o crescimento econômico, estimando uma equação para a taxa de crescimento do PIB *per capita* em um painel de 83 países com dados de 1983 a 2013. O modelo estimado contém as seguintes variáveis explicativas: PIB *per capita* real; taxa de acumulação do capital humano; taxa de acumulação do capital físico; taxa de crescimento populacional; efeitos fixos específicos por país e por período; e outras variáveis econômicas que explicam o crescimento econômico, representadas nesse modelo pela abertura comercial, pela taxa de inflação e pela razão dívida pública/PIB. As estatísticas da equação indicam que ela é significativa e que não há sinais da presença de heterocedasticidade ou autocorrelação dos resíduos. Todas as outras variáveis do modelo apresentaram os sinais esperados e são estatisticamente significantes.

Os resultados obtidos suportam a hipótese de Reinhart e Rogoff: a taxa de crescimento do PIB *per capita* tem uma relação negativa com a razão dívida pública/PIB. O valor estimado para o coeficiente respectivo implica que no ponto médio da amostra uma redução de 10 p.p. aumentaria a taxa anual de crescimento do PIB *per capita* em 0,126 pontos percentuais (p.p.). Esse valor é similar ao encontrado em outros estudos do mesmo tipo, como indicado na Tabela 3. Por outro lado, não encontramos evidências de variação no coeficiente correspondente no modelo, ou seja, não há um valor limite (*threshold*) para a razão dívida pública/PIB a partir do qual seus efeitos teriam uma magnitude ampliada. Isso também é consistente com a evidência ambígua com relação à presença desse efeito, como indicado na Tabela 1.

É importante notar que, por conta do modo como a variável endividamento público entra na especificação da Equação (1), o seu efeito sobre o crescimento é implicitamente não linear. Isso se pode depreender da Tabela 5, que mostra os efeitos sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* causa-

Tabela 5: Efeitos do aumento de 10 p.p na dívida na taxa de crescimento

Grupo	Endividamento Médio (% PIB)	Varição igual a 10 p.p.	Taxa de Crescimento (Variação em p.p.)
Dívida (> 90%)	123,49	8,09%	-0,06
Dívida (> 60% ≠ 90%)	68,89	14,52%	-0,11
Dívida (> 30% ≠ 60%)	45,20	22,13%	-0,16
Dívida(≠ 30%)	18,70	53,49%	-0,40

Fonte: Elaboração própria, 2015

dos por um aumento de 10 p.p. sobre os valores médios da razão dívida/PIB dos países agrupados por nível de endividamento, empregando a mesma estratificação utilizada por Reinhart & Rogoff (2010a). Nela fica evidente que um aumento de 10 p.p. na razão dívida pública/PIB teria um efeito muito maior sobre a taxa de crescimento de um país com baixo endividamento do que sobre a de um país já altamente endividado, simplesmente porque aquela variação representa uma variação relativa maior, como pode ser visto comparando a primeira e a última linhas da Tabela 5. Nessa formulação do modelo obtém-se, portanto, um efeito do aumento do endividamento *inverso* àquele proposto por aqueles autores. Conclui-se que para permitir um teste da hipótese de Reinhart e Rogoff tal como formulada por eles e testar a existência de um *threshold* naquele contexto, é necessário que a variável seja incluída no modelo sem a transformação logarítmica. Essa tarefa é deixada para desenvolvimentos futuros do modelo.

Para testar a relação de longo prazo, fizemos testes de cointegração entre suas variáveis principais: taxa de crescimento do PIB *per capita*, taxa de investimento em capital físico e relação dívida pública/PIB. Vários testes foram feitos e confirmaram fortemente a existência de, pelo menos, uma relação de cointegração entre elas com um efeito negativo significativo do endividamento público sobre o crescimento.

Em síntese, constatamos que na média dos países, nos últimos 30 anos, um endividamento público maior está associado a uma taxa de crescimento econômico menor, e esta conclusão parece ser bastante robusta.

6 Agradecimentos

Agradecemos os comentários de um parecerista anônimo desta revista que levou a várias melhoras no texto, aos participantes do congresso de 2016 da *Association for Public Economic Theory*, no Rio de Janeiro, Brasil (PET16) e do 2016 *Latin American Meeting of the Econometric Society*, em Medellín, Colômbia (LAMES 2016) onde versões preliminares deste trabalho foram apresentadas. Rafael Sangoi agradece a bolsa de doutorado da CAPES, e Octavio Tourinho agradece o apoio financeiro do Edital Universal do CNPq e da bolsa PROCIÊNCIA outorgada pela FAPERJ/UERJ para estudos que incluem esta pesquisa.

Referências Bibliográficas

Abbas, S. M. A., Belhocine, N., Elganainy, A. & Horton, M. (2011), 'Historical patterns of public debt - evidence from a new database.', *IMF Economic Review* 59(4), 717-742.

- Afonso, A. & Jalles, J. (2013), 'Growth and productivity the role of government debt', *International Review of Economics and Finance* **25**, 384–407.
- Bai, J. (1997), 'Estimating multiple breaks one at a time', *Econometric Theory* **13**(3), 315–352.
- Bai, J. & Perron, P. (1998), 'Estimating and testing linear models with multiple structural changes', *Econometrica* **66**(1), 47–78.
- Bai, J. & Perron, P. (2003), 'Computation and analysis of multiple structural change models', *Journal of Applied Econometrics* **6**(1), 72–78.
- Bank, W. (2014), *World Development Indicators 2014*, Relaciones Internacionales, Washington, D.C.
- Barro, R. J. & Lee, J.-W. (2010), 'International data on educational attainment in the world: 1950–2010', *Journal of Development Economics* (104), 184–198.
- Barro, R. J. & Sala-I-Martin, X. (2004), *Economic Growth*, 2nd. edn, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Bassanini, A. & Scarpeta, S. (2001), 'The driving forces of economic growth: Panel data evidence for the oecd countries', *OECD Economic Studies* **33**(1), 9–56.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C. & Rother, P. (2013), 'Debt and growth: New evidence for the euro area', *Journal of International Money and Finance* **32**, 809–821.
- Caselli, F., Esquivel, G. & Lefort, F. (1996), 'A new look at cross-country growth empirics', *Journal of Economic Growth* **1**(3), 363–389.
- Casni, A. C., A., B. A. & Sertic, M. B. (2014), 'Public debt and growth: evidence from central, eastern and southeastern european countries', *Proceedings of Rijeka Faculty of Economics* **32**(1), 35–51.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S. & Zampolli, F. (2011), 'The real effects of debt', BIS Working Papers no. 352.
- Checherita-Westphal, C. & Rother, P. (2012), 'The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area', *European Economic Review* **56**, 1392–1405.
- Chen, B., McCoskey, S. & Kao, C. (1999), 'Estimation and inference of a cointegrated regression in panel data: A monte carlo study', *American Journal of Mathematical and Management Sciences* **19**, 75–114.
- CIA (2015), *The World Factbook 2013-2014*, Central Intelligence Agency, Washington, D.C.
- Eggoh, J. C. & Khan, M. (2014), 'On the nonlinear relationship between inflation and economic growth', *Research in Economics* **68**(2), 133–143.
- Elliott, G., Rothemberg, T. & Stock, J. (1996), 'Efficient tests for an autoregressive unit root', *Econometrica* **64**(4), 813–836.

Fisher, R. A. (1932), *Statistical Methods for Research Workers*, 4th. edn, Oliver and Boyd, Edinburgh, U.K.

Gómez-Puig, M. & Sosvilla-Rivero, S. (2015), 'The causal relationship between debt and growth in emu countries', *Journal of Policy Modeling* 37(6), 974–989.

Herndon, T., Ash, M. & Pollin, R. (2013), 'Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff', *Cambridge Journal of Economics* 38(2), 257–279.

Heston, A., Summers, R. & Aten, B. (2012), Penn world table - version 7.1, Technical report, Working Paper of the Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, University of Pennsylvania.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003), 'Testing for unit roots in heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* 115(1), 53–74.

IMF (2014), *World Economic Outlook*, International Monetary Fund, Washington, D.C.

Kourtellos, A., Stengos, T. & Tan, C. M. (2013), 'The effect of public debt on growth in multiple regimes', *Journal of Macroeconomics* 36(1), 35–43.

Kumar, M. S. & Woo, J. (2015), 'Public debt and growth', *Economica* 82(328), 705–739.

Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. S. J. (2002), 'Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties', *Journal of Econometrics* 108(1), 1–24.

Maddala, G. S. & Wu, S. (1999), 'A comparative study of unity root tests with panel data and a new simple test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(0), 631–652.

Mankiw, G. N., Romer, D. & Weil, D. N. (1992), 'A contribution to the empirics of economic growth', *Quarterly Journal of Economics* 107(2), 407–437.

Ng, S. & Perron, P. (2001), 'Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power', *Econometrica* 69(6), 1519–1554.

Panizza, U. & Presbitero, A. F. (2004), 'Public debt and economic growth: Is there a causal effect?', *Journal of Macroeconomics* 41(1), 21–41.

Pedroni, P. (1999), 'Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(1), 653–670.

Perron, P. (1997), 'Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables', *Journal of Econometrics* 80(2), 355–385.

Perron, P. & Ng, S. (1996), 'Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties', *Review of Economic Studies* 63(3), 435–465.

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995), 'Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels', *Journal of Econometrics* 68(1), 79–113.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2009), *This Time is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press, New Jersey, United States.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010a), Debt and growth revisited, Technical report, MPRA Paper 24376, University of Munich, Germany. b.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010b), 'Growth in a time of debt', *American Economic Review* **100**(2), 573–578. a.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2011), 'From financial crash to debt crisis', *American Economic Review* **101**(5), 1676–1706.

Rogoff, K. S. (2013), Faq on herndon, ash and pollin's critique of growth in a time of debt, Technical report, Scholars at Harvard Working Paper, Harvard University, Cambridge, Massachusetts.

Solow, R. M. (1956), 'A contribution to the theory of economic growth', *The Quarterly Journal of Economics* **70**(1), 65–94.

Apêndice A O Modelo Teórico

Este apêndice mostra a derivação da equação adotada para o modelo básico no texto, a partir da abordagem do modelo de crescimento neoclássico proposta por Mankiw et al. (1992). Eles usam, por simplicidade, uma função de produção do tipo Cobb-Douglas com 3 fatores (trabalho, capital físico e humano) e retornos constantes de escala.

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

em que Y é o produto, K o capital físico, H é o estoque de capital humano, L é o fator trabalho, e A é o nível da produtividade da mão de obra. Supõe-se que L e A crescem às taxas exógenas n e g respectivamente.

Considerando a fração da renda investida no capital físico, e s_h a fração da renda investida no capital humano, a evolução da economia é determinada por:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta)k(t) \quad (3)$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta)h(t) \quad (4)$$

em que $k = K/AL$ é o nível de capital físico por unidade efetiva de trabalho, $y = Y/AL$ é o nível de produto por unidade efetiva de trabalho, $h = H/AL$ é o nível de capital humano por unidade efetiva de trabalho, e δ é taxa de depreciação de capital físico e humano, que aqueles autores supõe por simplicidade serem iguais, em primeira aproximação. Assume-se que $\alpha + \beta < 1$ e, portanto, que há retornos decrescentes para todos os tipos de capital. As Equações (3) e (4) implicam que a economia converge para o estado estacionário definido por:

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (5)$$

$$h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (6)$$

Usando as Equações (5) e (6) em (2) e tomando os logaritmos, encontramos que a renda *per capita* no estado estacionário é igual a:

$$\begin{aligned} \ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] &= \ln A(0) + gt - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) \\ &+ \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) \end{aligned} \quad (7)$$

Resolvendo para s_h como uma função do nível do estado estacionário do capital humano na Equação (6), e substituindo na Equação (7), ela pode ser escrita como uma função da taxa de investimento em capital físico, taxa de crescimento populacional e nível do capital humano no estado estacionário:

$$\ln\left[\frac{Y(t)}{L(t)}\right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha} \ln(h^*) \quad (8)$$

A escolha entre as Equações (7) e (8) para estimação deve ser feita baseada na disponibilidade dos dados em relação ao capital humano. No desenvolvimento a seguir, nós preferimos a Equação (7).

Previsões quantitativas em relação à velocidade de convergência para o estado estacionário também podem ser extraídas do modelo. Denotando y^* como a renda *per capita* no estado estacionário dada pela Equação (7), e $y(t)$ o nível corrente no tempo t , a taxa de crescimento em torno do estado estacionário pode ser aproximada por:

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = \lambda [\ln(y^*) - \ln(y(t))] \quad (9)$$

em que $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$. A equação acima implica:

$$\ln(y(t)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0)) \quad (10)$$

em que $y(0)$ é a renda *per capita* em alguma data inicial. Subtraindo $\ln(y(0))$ de ambos os lados da Equação (10) temos:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \quad (11)$$

Finalmente, substituindo y^* na Equação (11) temos:

$$\begin{aligned} \ln(y(t)) - \ln(y(0)) &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \\ &\ln(s_h) - (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \end{aligned} \quad (12)$$

Subtraindo a Equação (12) dela mesma defasada em um período e incluindo o produto defasado para caracterizar a convergência (correspondente à transformação do último termo da Equação (12)), e incluindo um vetor X de outras variáveis explicativas relevantes para o crescimento, temos:

$$\begin{aligned} \ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) &= \alpha \ln(y_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(s_{i,t}^h) + \\ &\beta_2 \ln(s_{i,t}^k) + \beta_3 \ln(n_{i,t}) + \gamma \ln(X_{i,t}) + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

Apêndice B Construção da Base de Dados

De um modo geral, utilizamos as séries do banco de dados do Bank (2014). Muitas delas possuíam uma série correspondente na Heston et al. (2012) (daqui em diante referida como PWT 7.1), mas nesses casos preferimos as primeiras porque eram mais atualizadas. Discutimos a seguir como foi obtida cada uma das variáveis do modelo.

1. PIB real *per capita*

Utilizamos a série “rgdpch” da PWT 7.1. Ela é calculada como o PIB *per capita* das contas nacionais de cada país, convertido para dólar americano (US\$) a preço constante de 2005 usando o critério da paridade do poder de compra¹⁴.

¹⁴Detalhes da metodologia empregada na criação das séries disponibilizadas na *Penn World Table 7.1* encontram-se disponíveis em https://pwt.sas.upenn.edu/php_site/pwt_index.php

Como aquela série começa em 1980 e termina em 2010, foi necessário buscar os dados para os anos de 2011, 2012 e 2013 em outra fonte. Nenhuma das fontes alternativas que avaliamos apresentou um resultado satisfatório, o que nos levou a optar pelo encadeamento a partir de 2010, utilizando como referencial o dado de crescimento do PIB real *per capita* produzido pelo Banco Mundial¹⁵. A variável dependente do modelo é a primeira diferença do logaritmo do PIB real *per capita*, multiplicado por 100.

2. Endividamento

Utilizamos a série da dívida total do governo central como proporção do PIB do IMF (2014). Infelizmente, dados não estavam disponíveis para todos os países até o ano de 2013: havia descontinuidades para alguns países, e para outros países as séries começavam depois de 1983. Para contornar esses problemas, foi utilizado o *Historical Public Debt Database* (HPDD), confeccionado a partir de Abbas et al. (2011), que é disponibilizado pelo Fundo Monetário Internacional¹⁶. Ainda assim, alguns (poucos) valores para alguns países não foram encontrados¹⁷, e para eles foram utilizados dados disponibilizados por Reinhart e Rogoff em seu site de internet¹⁸. Como todos os dados utilizados usam o mesmo conceito de dívida pública, e compartilham da mesma fonte primária, consideramos essa metodologia satisfatória.

3. Grau de abertura

Utilizamos a série *openk* da PWT 7.1. Ela é calculada somando as importações e as exportações, e expressando o resultado como proporção do PIB. Como essa série só ia até 2010, utilizamos a série *trade (% of GDP)* disponibilizada pelo Banco Mundial para completá-la¹⁹. Para alguns países (Irã, Guiana e Síria) que apresentaram descontinuidades ou observações faltantes na série o índice de abertura foi calculado manualmente, a partir dos valores correntes em dólares das importações e das exportações do *World Integrated Trade Solution*²⁰, e os valores correntes do PIB da série *GDP (current US\$)* do Banco Mundial.

4. Taxa de investimento em capital humano

Essa variável foi medida neste estudo de uma maneira inovadora, relativamente ao tratamento usualmente encontrado da literatura. Tomamos como referência o estoque de capital humano, medido pelo grau de escolaridade dado, como proposto por Barro & Lee (2010), pela média dos anos de estudo no ensino médio da população de 15 anos de idade ou mais. A amostra construída

¹⁵Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD.ZG> e realizar o download.

¹⁶Disponível em <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=262>

¹⁷As observações faltando foram: Argentina(1989); Brunei (1984); Costa Rica (1999); Dominica (1990); Guatemala (1999); Hungria (1993,1994); Índia (1983,1984); Jamaica (1995); Luxemburgo (1990); Paquistão (1991-1993); Filipinas (1990-1993); Síria (2011-2013); Uganda (1987-1991); Venezuela (1992-1997).

¹⁸Disponível em <http://www.reinhartandrogoff.com/data/browse-by-topic/topics/9/>

¹⁹Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS> e realizar o download.

²⁰Detalhes em <http://wits.worldbank.org/Default.aspx>

por aqueles autores vai de 1975 até 2010, com periodicidade quinquenal. Para compatibilizar a frequência dela com a das outras variáveis do modelo foi feita uma interpolação linear em cada período quinquenal. Não consideramos que esse procedimento possa ter produzido distorção significativa porque essa variável tem uma inércia elevada. Para obter dados para 2011, 2012 e 2013, foi adotado o mesmo procedimento que os outros trabalhos que utilizam os dados fornecidos por Barro & Lee (2010), repetindo as observações para 2010. Para construir uma *proxy da taxa de investimento líquido em capital humano* (que é a variável que aparece no modelo teórico do Apêndice 1), tomamos a série descrita acima para o estoque de capital humano e subtraímos dela a série defasada multiplicada por 0,95, supondo que a taxa de depreciação do capital humano seja 5% ao ano.

5. Taxa de investimento em capital físico

Essa variável foi medida pelo valor da formação bruta de capital fixo como porcentagem do PIB, da série *Gross capital formation (% of GDP)* disponibilizada pelo Banco Mundial²¹ Para os países que não possuíam dados para os anos de 2013 e 2012, utilizamos a série do *World Factbook, CIA* (2015)²².

6. Inflação

Utilizamos a série *PCPIEPCH* para a taxa de variação percentual do índice de preços ao consumidor relativo ao final do período, do IMF (2014). Para os pontos faltantes, utilizamos como *proxy* os valores da série *PCPIEPCH*, que é a inflação média, em vez da de final de período.

7. Crescimento populacional

Utilizamos a série *Populational growth (annual %)* do Banco Mundial²³. A análise dos histogramas das variáveis indicou a presença de *outliers* que poderiam viesar os resultados obtidos pelo modelo. Para excluí-los da amostra de modo sistemático, adotamos um critério para classificar uma observação como sendo extrema a ponto de sugerir a presença de choques estruturais que não são capturados pelo modelo teórico. Visando minimizar a perda de informação, adotamos um critério conservador para considerar uma observação como *outlier*: estar fora do intervalo definido pela média ± 4 desvios-padrão²⁴. Dessa forma, foram removidos da amostra as observações com razão dívida pública/PIB superior a 300%; taxa de investimento em capital físico superior a 50%; e taxa de crescimento do PIB real *per capita* superior a 30% e inferior a -20%. Em consequência desses ajustes, foram excluídas: (i) taxa de investimento da República do Congo nos anos de 1994 e 2013; (ii) taxa de

²¹Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NE.GDI.TOTL.ZS>

²²As observações faltando foram: Argélia (2013); Bahrein (2013); Barbados (2013); Belize (2012-2013); Benin (2012-2013); Burundi (2013); Camarões (2013); República Centro Africana (2013); República Democrática do Congo (2010-2013); República do Congo (2012-2013); Dominica (2013); Gambia (2013); Guiana (2013); Haiti (2013); Hungria (2012-2013); Irã (2008-2013); Irlanda (2013); Israel (2013); Jamaica (2013); Japão (2013); Quênia (2013); Lesotho (2013); Marrocos (2013); Níger (2013); Senegal (2013); Síria (2008-2013); Emirados Árabes Unidos (2013); Estados Unidos (2013); Uruguai (2013); Venezuela (2013).

²³Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.GROW>

²⁴O critério mais comum para caracterização de uma observação como extrema é seu valor não estar contido no intervalo média ± 2 desvios-padrão.

crescimento do PIB real *per capita* do Bahrein em 1985, da República Centro Africana em 2013, da República Democrática do Congo em 1990, do Gabão em 1987, do Níger em 1984, e da Ruanda em 1994 e 1995. Além disso, foram retirados da amostra dois países. Guiana foi excluída porque apresentou razão dívida/PIB maior que 300% por 14 anos consecutivos (1984 até 1997), e Lesotho foi excluído porque apresentou taxa de investimento maior que 50% por 10 anos, sendo 9 consecutivos (1989 até 1997 e, depois, em 1999).

Tabela B.1: Resumo dos dados

País	Taxa Crescimento PIB Real <i>per capita</i> (Média)	Taxa Investimento Capital Humano (Média)	Taxa Investimento Capital Físico (Média)	Dívida Pública (% PIB Média)	Inflação (Média)	Abertura (% PIB Média)	Taxa Crescimento Populacional (Média)
Alemanha	1,68	0,45	20,43	57,32	1,03	63,90	0,08
Argélia	0,79	0,20	32,12	52,86	3.551,10	55,89	2,05
Argentina	1,94	0,15	17,01	61,54	906,06	27,07	1,16
Austrália	2,13	0,25	26,59	21,15	2,58	37,50	1,36
Áustria	1,80	0,29	23,49	62,09	1,01	85,91	0,35
Bahrein	0,03	0,22	24,05	21,22	2,04	154,55	4,04
Bangladesh	2,98	0,13	20,91	43,11	3,40	32,59	1,91
Barbados	0,74	0,20	14,88	53,53	2,93	96,87	0,40
Bélgica	1,74	0,24	20,80	111,54	1,40	142,27	0,39
Belize	2,16	0,12	22,32	67,45	0,12	117,69	2,53
Benin	0,67	0,10	17,43	57,01	9,91	55,97	3,12
Bolívia	1,40	0,17	16,05	81,99	1.502,60	57,34	2,06
Botswana	3,58	0,22	29,90	18,17	2,65	98,14	2,06
Brasil	1,26	0,12	18,74	63,73	645,45	20,87	1,46
Burundi	-0,85	0,03	14,95	90,82	9,14	24,72	2,73
Camarões	-0,82	0,10	18,19	50,86	7,70	43,61	2,74
Canadá	1,65	0,26	21,60	80,49	1,40	64,96	1,06
Rep. Centro Africana	-2,32	0,06	11,35	68,67	9,23	40,74	2,10
Chile	4,17	0,22	22,52	45,40	8,52	62,32	1,36
Colômbia	1,73	0,17	20,18	33,24	9,44	30,00	1,73
Rep. Dem. do Congo	-2,69	0,05	12,69	131,10	2.039,40	83,98	2,86
Rep. do Congo	-0,47	0,13	26,75	153,35	7,99	115,86	2,73
Costa Rica	2,04	0,15	19,72	50,73	6,21	81,16	2,17
Chipre	1,59	0,22	22,12	52,79	1,93	102,33	1,62
Costa do Marfim	-0,52	0,07	11,03	92,11	5,80	77,10	2,63
Dinamarca	1,38	0,16	19,80	53,69	1,34	82,30	0,29
Dominica	2,67	0,13	25,37	67,55	1,90	93,16	-0,15
Equador	1,39	0,15	23,17	58,13	24,89	57,76	2,05
Egito	3,33	0,17	21,42	94,17	7,33	51,47	1,81
El Salvador	1,74	0,09	15,39	51,12	8,97	60,83	0,88
Finlândia	1,60	0,18	21,56	37,84	2,00	67,21	0,37
França	1,21	0,31	19,39	55,19	1,79	48,64	0,54
Gabão	-0,25	0,18	28,20	56,31	7,97	85,71	2,53
Gâmbia	-0,25	0,08	15,11	108,55	10,21	75,87	3,35
Ghana	3,02	0,16	19,70	53,77	25,31	49,07	2,63
Grécia	0,94	0,22	22,54	95,64	7,35	52,68	0,40
Guatemala	0,71	0,06	15,78	32,10	10,58	60,91	2,38
Guiana	2,20	0,20	27,96	343,24	24,94	108,66	0,11
Haiti	0,04	0,11	22,99	65,03	10,94	53,57	1,76
Honduras	0,55	0,11	25,90	65,01	8,37	106,09	2,38
Hungria	1,19	0,19	23,18	85,33	8,79	112,30	-0,25
Islândia	0,71	0,22	20,23	49,79	14,96	77,72	1,04
Índia	4,23	0,09	27,38	64,87	3,14	28,65	1,74
Indonésia	3,44	0,08	27,96	43,43	12,91	50,55	1,59

Tabela B.1: Resumo dos dados (continuação)

País	Taxa Crescimento PIB Real <i>per capita</i> (Média)	Taxa Investimento Capital Humano (Média)	Taxa Investimento Capital Físico (Média)	Dívida Pública (% PIB Média)	Inflação (Média)	Abertura (% PIB Média)	Taxa Crescimento Populacional (Média)
Irã	0,85	0,22	31,26	26,50	9,39	39,30	1,97
Irlanda	2,99	0,21	19,35	68,66	2,61	142,17	0,89
Israel	1,80	0,20	20,94	115,73	88,93	71,89	2,22
Itália	1,06	0,26	20,82	105,53	3,12	47,13	0,18
Jamaica	0,66	0,23	24,63	113,09	14,77	95,62	0,69
Japão	1,58	0,24	25,80	131,85	1,28	23,18	0,24
Quênia	0,77	0,07	19,56	52,54	11,50	53,28	2,98
Coréia do Sul	5,06	0,28	31,26	19,67	2,11	73,32	0,78
Lesotho	2,92	0,06	43,25	69,48	4,28	162,44	1,30
Luxemburgo	3,14	0,23	21,43	8,56	1,69	243,49	1,24
Malásia	3,46	0,26	28,27	57,58	1,46	166,11	2,30
Mauritius	4,05	0,16	25,58	51,66	3,24	121,23	0,88
México	0,98	0,18	21,48	47,28	35,91	48,03	1,64
Marrocos	2,28	0,11	26,74	77,75	3,04	62,66	1,48
Nepal	2,47	0,08	25,09	50,92	4,72	45,61	2,00
Holanda	1,64	0,25	20,72	64,99	1,10	123,89	0,52
Níger	-1,00	0,02	17,30	62,67	8,21	48,41	3,41
Noruega	2,08	0,29	23,38	42,18	2,07	71,76	0,65
Paquistão	2,23	0,13	17,89	66,70	4,13	30,53	2,44
Panamá	3,20	0,19	20,99	67,43	1,96	147,59	1,98
Paraguai	0,96	0,16	20,38	30,68	10,68	94,75	2,23
Peru	2,10	0,18	20,76	39,02	1.458,20	37,53	1,64
Filipinas	1,21	0,13	20,84	58,00	8,86	72,94	2,18
Portugal	1,73	0,14	24,13	63,71	7,19	65,16	0,20
Ruanda	1,13	0,03	16,39	55,57	13,28	31,64	2,46
Senegal	0,55	0,06	18,37	61,58	7,42	60,46	2,81
Singapura	4,01	0,18	31,94	86,30	1,79	357,90	2,31
África do Sul	0,92	0,14	18,46	36,66	4,75	51,68	1,89
Espanha	1,75	0,24	24,14	52,62	2,61	49,18	0,70
Suécia	1,72	0,27	18,86	59,61	2,46	77,65	0,44
Suíça	1,05	0,20	23,85	50,40	1,60	80,43	0,75
Síria	0,76	0,06	23,04	116,92	16,01	58,78	2,79
Tanzânia	2,84	0,03	24,26	76,73	12,30	44,19	2,92
Tailândia	3,95	0,10	30,41	37,56	2,01	102,73	0,99
Tunísia	1,57	0,15	25,75	52,76	2,09	84,72	1,55
Turquia	2,51	0,14	21,00	42,65	30,26	39,79	1,58
Uganda	2,31	0,04	17,20	62,66	65,20	35,44	3,34
Emirados Árabes	-0,15	0,22	25,04	9,17	2,90	121,19	6,74
Reino Unido	2,21	0,16	17,54	53,39	1,96	55,64	0,41
Estados Unidos	1,73	0,28	21,56	67,50	1,16	23,69	1,01
Uruguai	3,05	0,14	16,10	62,76	33,52	45,26	0,46
Venezuela	0,52	0,08	21,89	43,71	21,04	50,38	2,07

Apêndice C Estimativas das variações do modelo básico

Tabela C.1: Resultados Do Modelo Sem Efeito Fixo Temporal

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Paineis Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2291				
Modelo com efeito fixo por país e tempo				
Constante	31,8220	6,0050	5,2980	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-5,8740	0,7940	-7,3920	0,0000
Dívida/PIB	-0,9200	0,1390	-6,6210	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	3,8600	0,5130	7,5150	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,3840	0,1580	2,4240	0,0150
Grau de Abertura	3,6070	0,5120	7,0410	0,0000
Inflação	-0,3770	0,1110	-3,3860	0,0007
Crescimento Populacional	-0,3647	0,1388	-2,6269	0,0087
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,3075	Média Variável Dependente		2,3244
R ² Ajustado	0,2795	D.P. Variável Dependente		4,2415
Erro-Padrão da Regressão	3,5004	Soma do quadrado dos resíduos		26.969,6
Estatística-F	10,9819	Durbin-Watson		1,6309
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,2796	Média variável dependente		1,7120
Soma do quadrado dos resíduos	27.130,5	Durbin-Watson		1,6487

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Tabela C.2: Resultados do modelo com dados quinquenais

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Painel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1988-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 448				
Constante	40,3751	7,2498	5,5690	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-5,5145	0,6885	-8,0088	0,0000
Dívida/PIB	-0,8575	0,1059	-8,0943	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	2,7117	0,7439	3,6449	0,0003
Tx. Inv. Capital Humano	0,1953	0,3698	0,5281	0,5977
Grau de Abertura	1,3905	0,6807	2,0427	0,0418
Inflação	-0,4463	0,1157	-3,8568	0,0001
Crescimento Populacional	-0,7661	0,1805	-4,2430	0,0000
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,5118	Média Variável Dependente		2,7170
R ² Ajustado	0,3904	D.P. Variável Dependente		5,0010
Erro-Padrão da Regressão	3,7821	Soma do quadrado dos resíduos		5.121,1
Estatística-F	4,2172	Durbin-Watson		2,5337
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,3892	Média variável dependente		1,4331
Soma do quadrado dos resíduos	5.282,6	Durbin-Watson		2,3932

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Tabela C.3: Modelo com *threshold* de 80% para a dívida pública / PIB

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Panel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2.291				
Constante	31,2846	5,9088	5,2945	0,0000
PIB <i>per capita</i> (-1)	-5,8642	0,7954	-7,3722	0,0000
Dívida/PIB (< 80%)	-0,8064	0,1297	-6,2155	0,0000
Dívida/PIB (> 80%)	-0,8636	0,1279	-6,7495	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	3,8457	0,5122	7,5073	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,3620	0,1592	2,2728	0,0231
Grau de Abertura	3,6200	0,5183	6,9836	0,0000
Inflação	-0,3709	0,1134	-3,2704	0,0011
Crescimento Populacional	-0,3702	0,1397	-2,6492	0,0081
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,3079	Média Variável Dependente		2,3251
R ² Ajustado	0,2795	D.P. Variável Dependente		4,2424
Erro-Padrão da Regressão	3,5007	Soma do quadrado dos resíduos		26.961,4
Estatística-F	10,8748	Durbin-Watson		1,6320
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,2795	Média variável dependente		1,7120
Soma do quadrado dos resíduos	27.131,9	Durbin-Watson		1,6491

Fonte: Elaboração própria, 2015.

Tabela C.4: Modelo com velocidade de convergência diferente por país

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	P-valor
Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB <i>per capita</i>				
Método de Estimação: Panel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2.290				
Constante	67,3855	12,4817	5,3987	0,0000
Dívida/PIB	-1,2121	0,1936	-6,2611	0,0000
Tx. Inv. Capital Físico	4,0487	0,5648	7,1682	0,0000
Tx. Inv. Capital Humano	0,5637	0,1989	2,8340	0,0046
Grau de Abertura	4,4285	0,7582	5,8402	0,0000
Inflação	-0,4642	0,1115	-4,1612	0,0000
Crescimento Populacional	-0,2362	0,1473	-1,6038	0,1089
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0,3901	Média Variável Dependente		2,2113
R ² Ajustado	0,3408	D.P. Variável Dependente		3,9910
Erro-Padrão da Regressão	3,2401	Soma do quadrado dos resíduos		22.236,2
Estatística-F	7,9230	Durbin-Watson		1,7322
P-Valor(Estatística-F)	0,0000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0,3333	Média variável dependente		1,7552
Soma do quadrado dos resíduos	22.466,5	Durbin-Watson		1,7869

Fonte: Elaboração própria, 2015.