



Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Faculdade de Ciências Econômicas
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas

Rafael Sangoi

**Dívida pública e crescimento econômico: testes da hipótese de
Reinhart e Rogoff**

Rio de Janeiro

2014

Rafael Sangoi

Dívida Pública e Crescimento Econômico:

Testes da Hipótese de Reinhart e Rogoff



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Orientador: Prof. Dr. Octávio Augusto Fontes Tourinho

Rio de Janeiro

2014

CATALOGAÇÃO NA FONTE

UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

S225 Sangoi , Rafael.

Dívida Pública e Crescimento Econômico: Testes da Hipótese de Reinhart e Rogoff / Rafael Sangoi. – 2014.
121 f.

Orientador: Octávio Augusto Fontes Tourinho.
Dissertação (Mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f. 114-118.

1. Dívida pública. 2. Desenvolvimento econômico. I. Tourinho, Octávio Augusto Fontes. II. Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas. III. Título.

CDU 336.3

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

Assinatura

Data

Rafael Sangoi

**Dívida pública e crescimento econômico:
testes da hipótese de Reinhart e Rogoff**

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Aprovado em: _____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Octávio Augusto Fontes Tourinho (Orientador)
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

Prof. Dr. Paulo Sérgio Coelho
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

Prof. Dr. Fernando Augusto Adeodato Veloso
Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV

Rio de Janeiro
2014

DEDICATÓRIA

Aos meus pais, Wilson e Maria.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente ao apoio financeiro dado pela FAPERJ, sem o qual a realização deste curso não seria possível.

Gostaria de agradecer também aos meus pais, pelo suporte e incentivo, especialmente à memória de meu pai.

Devo agradecer também a Universidade do Estado do Rio de Janeiro por me proporcionar um ensino de alta qualidade e a todos os seus funcionários e também os professores do Programa de Pós-Graduação em Economia, principalmente aqueles a que tive o prazer e o privilégio de ser aluno, em especial o professor Octávio Augusto Fontes Tourinho, sempre instigando a busca pelo conhecimento, além de sua presença e ajuda constantes durante todo o processo de elaboração deste trabalho.

Por último, mas não menos importante, gostaria de agradecer aos meus amigos, tanto os velhos conhecidos como os meus colegas de turma do mestrado, em especial Amanda, Anderson, Fernando, Íris, Isaque, José Renato, Júlio, Luíz, Maíra, Marco Antônio, Paula, Renata, Thiago e Victor.

RESUMO

SANGOI, Rafael. **Dívida Pública e Crescimento Econômico**: Testes da Hipótese de Reinhart e Rogoff. 2014. 121f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2014.

O presente trabalho tem por objetivo testar a hipótese levantada por Reinhart e Rogoff acerca da relação entre dívida pública e crescimento econômico. Para isso utilizamos um modelo empírico baseado no modelo teórico de crescimento neoclássico acrescido de algumas variáveis econômicas comprovadamente relevantes, utilizando dados em painel numa amostra com 86 países no período de 1983 até 2013. Encontramos evidências que confirmam em parte a hipótese levantada por Reinhart e Rogoff, isto é, a dívida pública apresentou uma relação negativa com o crescimento econômico, no entanto não fomos capazes de encontrar um *threshold* onde a magnitude de tal efeito fosse aumentada.

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

ABSTRACT

SANGOI, Rafael. **Public Debt and Economic Growth: Tests of Reinhart and Rogoff's Hypothesis**. 2014. 121f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2014.

This paper aims to test the hypothesis raised by Reinhart and Rogoff on the relationship between public debt and economic growth. For this, we use an empirical model based on the theoretical neoclassical growth model with some proven relevant economic variables, using panel data on a sample of 86 countries over the period 1983 to 2013. We found evidence confirming in part Reinhart and Rogoff's hypothesis, ie, public debt has a negative relationship with economic growth, however we were unable to find a threshold where the magnitude of this effect was increased.

Keywords: Public Debt. Economic Growth. Crisis.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Dívida Pública Média: Países da Ásia (% PIB).....	16
Gráfico 2 - Dívida Pública Média: Países da Europa (% PIB)	17
Gráfico 3 - Dívida Pública Média: Países da África (% PIB).....	18
Gráfico 4 - Dívida Pública Média: Países da América do Norte (%PIB)	19
Gráfico 5 - Dívida Pública Média: Países da América Central (%PIB)	20
Gráfico 6 - Dívida Pública Média: Países da América do Sul (%PIB).....	21
Gráfico 7 - Crescimento do PIB (%)	23
Gráfico 8 - Taxa de Crescimento PIB Real Per Capita(%)	81
Gráfico 9 - Média Taxa de Investimento Capital Físico(% do PIB).....	82
Gráfico 10 - Dívida Total do Governo (% do PIB).....	82
Gráfico 11 - Taxa de Crescimento Populacional Média (% anual)	83
Gráfico 12 - Grau de Abertura Médio (% PIB).....	84
Gráfico 13 - Taxa Média de Investimento em Capital Humano	84
Gráfico 14 - Inflação Média (Logaritmo).....	85

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária (Crescimento PIB real per capita)	86
Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária (Dívida Pública).....	86
Tabela 3 - Teste de Raiz Unitária (Taxa Investimento em Capital Físico).....	87
Tabela 4 - Teste de Raiz Unitária(Taxa Investimento Capital Humano).....	87
Tabela 5 - Teste Raiz Unitária(Inflação).....	87
Tabela 6 - Teste de Raiz Unitária(Abertura Comercial).....	88
Tabela 7 - Teste de Raiz Unitária(Crescimento Populacional)	88
Tabela 8 - Teste de Cointegração Residual (Pedroni)	90
Tabela 9 - Teste de Cointegração (Kao)	91
Tabela 10 - Teste de Cointegração (Fisher).....	91
Tabela 11 - Teste de Cointegração (FMOLS)	92
Tabela 12 - Teste de Cointegração (DOLS).....	92
Tabela 13 - Resultados da Regressão	94
Tabela 14 - Resultados da Regressão(Modelo sem Efeitos Temporais)	98
Tabela 15 - Resultados da Regressão (Dados Quinquenais)	101
Tabela 16 - Modelo com variável dívida com threshold de 80%	103
Tabela 17 - Teste de Wald para a variável dívida com threshold.....	104
Tabela 18 - Modelo com velocidade de convergência diferente por país.....	106
Tabela 19 - Efeitos do aumento de 10 p.p na dívida na taxa de crescimento	107
Tabela 20 - Comparação dos Resultados	109
Anexo A - Tabela A.1 - Resumo dos Dados.....	119

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	10
	Dívida Pública: evolução temporal	15
	Comparação com Reinhart e Rogoff	21
	A contribuição desta dissertação	24
1	REVISÃO DA LITERATURA	27
1.1	Dívida e déficit público nos modelos de crescimento econômico .	27
1.2	A tese de Reinhart e Rogoff	35
1.3	Evidências favoráveis à tese de Reinhart e Rogoff	37
1.4	Controvérsia sobre a tese de Reinhart e Rogoff	47
1.5	A questão da sustentabilidade da dívida pública	50
2	METODOLOGIA	56
2.1	Os modelos empregados na literatura	56
2.2	O modelo proposto	66
2.3	Construção da Base de Dados	75
2.4	As séries de tempo das variáveis do modelo	79
3	RESULTADOS	89
3.1	Testes de Cointegração	89
3.2	Principais Resultados	93
3.3	Conclusões da análise empírica	106
	CONCLUSÃO	110
	A síntese dos resultados	112
	REFERÊNCIAS	114
	ANEXOS	119

INTRODUÇÃO

Os gastos governamentais têm apresentado uma tendência de aumento em grande parte dos países ao redor do mundo nas últimas três décadas, alimentada principalmente pelos crescentes gastos em programas e projetos de natureza social. Segundo FMI (2014a)¹, nos países desenvolvidos, os gastos do governo cresceram mais do que o PIB nominal de 1960 até a metade da década de 80. Os gastos sociais, em especial os relacionados a saúde pública e pensões, cresceram mais que proporcionalmente, aumentando assim a participação do setor público na economia em mais de 40% do PIB, em média. Nos países em desenvolvimento, os gastos do governo também aumentaram ao longo das últimas décadas, e agora representam em média 30% do PIB. Na maioria dos países emergentes, os aumentos ocorridos desde a metade da década de 90 se devem a expansão dos gastos sociais, e em uma menor parte, ao aumento nos investimentos públicos.

Entretanto, devido ao baixo crescimento econômico que se perpetua desde a década de 80, de modo geral os aumentos dos gastos públicos não foram acompanhados por aumentos na arrecadação de impostos da mesma magnitude e, em decorrência, estes incrementos de despesas foram em grande parte financiados pelo aumento do endividamento público.

A crise financeira que se iniciou em 2007 e que se estendeu até recentemente, denominada crise do *subprime*, foi causada principalmente pela extraordinária expansão do crédito, e concessão de empréstimos a pessoas que, sob condições normais, não seriam aprovadas pelos bancos, pela criação de instrumentos financeiros complexos que ocultavam o verdadeiro risco de tais empréstimos, e assim artificialmente aumentavam a demanda por tais ativos financeiros, e uma alavancagem nas aplicações em derivativos financeiros numa escala nunca antes vista, tendo como lastros esses

¹ Fiscal Monitor-Public Expenditure Reform: Making Difficult Choices.

empréstimos de alto risco. Em vista do risco real do agravamento da crise e sua transformação em uma crise sistêmica, o governo dos Estados Unidos da América se viu obrigado a intervir, injetando 475 bilhões de dólares na economia através do *Troubled Asset Relief Program*² em 2008, e mais 787 bilhões de dólares com o *American Recovery and Reinvestment Act*³ em 2009, com o objetivo de conter a crise de liquidez que ameaçava a estabilidade do sistema financeiro americano.

Em um mundo globalizado, onde os mercados financeiros de todo o mundo estão interligados, a crise do *subprime* foi detonada pelo aumento da taxa de inadimplência das hipotecas americanas e se espalhou pelo resto do mundo, levando a uma importante redução do nível de atividade econômica mundial em 2008. Nesse cenário, empresas e bancos de grande porte e vários governos na Europa se socorreram nos mercados de crédito, e aumentaram substancialmente seu nível de endividamento, o que levou no final de 2009 a uma crise de confiança de grandes proporções quanto a sustentabilidade e liquidez da dívida pública de inúmeros países da Zona do Euro.

As raízes deste aumento explosivo do endividamento público precederam a crise do *subprime* propriamente dita. Em muitos países ele já vinha crescendo desde a década de 90, fruto de um modelo de seguridade social atuarialmente falho, e do processo de envelhecimento da sua população. Este processo teve uma aceleração drástica em razão da recessão de 2008, quando os governos europeus utilizaram uma política fiscal anticíclica em resposta às baixas taxas de crescimento econômico. Contudo, uma política fiscal expansionista não foi usada exclusivamente pelos países europeus. Governos do mundo todo utilizaram este instrumento para combater os efeitos da crise, o que gerou um massivo aumento nas dívidas soberanas ao redor do mundo. Problemas específicos agravaram ainda mais essa situação em alguns países. Pode-se citar como exemplo a bolha imobiliária na Espanha, que aumentou a dívida das instituições privadas, forçando assim o resgate dessas instituições pelo governo espanhol. Outros países, como Irlanda, Portugal e

² Os detalhes do TARP podem ser encontrados no site do U.S. Department of the Treasury: <http://www.treasury.gov/initiatives/financial-stability/TARP-Programs/Pages/default.aspx#>

³ http://www.recovery.gov/arra/About/Pages/The_Act.aspx

Grécia também sofreram com doses variadas dos principais problemas referidos acima, e tiveram que ser socorridos por empréstimos emergenciais da União Europeia, do FMI, do Banco Central Europeu, e até de outros países, como a Alemanha, por exemplo. De todo modo, o problema da dívida desses países é consequência de seu desequilíbrio fiscal. A Grécia, por exemplo, tinha um déficit orçamentário de aproximadamente 13% do PIB e uma dívida de cerca de 120% do PIB.

Graças às políticas fiscais expansionistas ao longo das últimas décadas, com o aumento das despesas do governo para fazer face principalmente a gastos sociais como, por exemplo, o estabelecimento do *welfare state*, produziu-se aumento expressivo do nível médio de endividamento público. Com o advento da crise do *subprime*, e os pacotes financeiros para salvar bancos e governos, e as demais ações anticíclicas, houve uma explosão da dívida soberana dos Estados Unidos. Isto levou a uma grande discussão de política econômica quanto à autorização para o aumento do teto do endividamento público norte-americano, bem como dúvidas sobre a sustentabilidade da dívida soberana de vários países na Zona do Euro. Estas crises chamaram a atenção para os limites dessas políticas, e suas consequências no longo prazo. Dessa forma houve um substancial aumento de interesse da opinião pública sobre o assunto, e inúmeros estudos sobre a relação entre dívida e crescimento econômico surgiram nos últimos anos.

Nesse contexto, Reinhart & Rogoff (2010a) mostram alguns fatos estilizados sobre a relação entre dívida pública e crescimento econômico para 20 países desenvolvidos, em um intervalo de tempo que se estende de 1946 a 2009. Eles segregaram os países em quatro grupos de acordo com a relação entre o endividamento público e o PIB, em termos percentuais: abaixo de 30%, de 30% a 60%, de 60% a 90%, e acima de 90%. Eles verificam que a taxa média de crescimento anual dos países com relação dívida/PIB maior que 90% é dois pontos percentuais menor do que a taxa média de crescimento dos países com uma dívida menor que 30% do PIB (1,7% e 3,7% ao ano, respectivamente).

Entretanto, nos níveis intermediários de relação dívida/PIB, a taxa de crescimento não se mostra tão sensível ao endividamento, uma vez que a taxa média de crescimento anual para países com uma dívida entre 30% e 60% do PIB é de 3%, e para países com uma dívida entre 60% e 90% é de 3,4%. Eles concluem que há uma diferença de até 0,7% quando se compara a taxa de crescimento anual médio dos países com dívida abaixo de 90% do PIB com a dos países com um endividamento inferior a 30% do PIB. Dessa forma os autores estabelecem o nível de 90% como uma espécie de limite onde os efeitos do aumento da dívida são intensificados.

Em síntese, Reinhart & Rogoff (2010a) propõe a hipótese de que existe uma relação entre os fenômenos de aumento da dívida pública e queda no crescimento econômico, tendo como base para essa hipótese os dados correspondentes às séries históricas do crescimento econômico e da dívida pública de diversos países. Ainda segundo eles, tal relação não seria linear, uma vez que diferentes níveis da dívida pública exerceriam impactos de magnitudes diferentes no crescimento econômico. Dessa forma, os autores sugerem a existência de um *threshold* na relação entre dívida pública e crescimento a partir do qual tais efeitos são mais significativos. Ele estaria localizado no patamar de 90% do PIB que, uma vez ultrapassado, faz com que as taxas de crescimento medianas se reduzam em 1%, enquanto as taxas médias caem consideravelmente mais.

Entretanto, Herndon, Ash e Pollin (2013) criticam seriamente o trabalho de Reinhart & Rogoff (2010a), apontando erros de codificações nas planilhas de Excel a partir das quais eles extraem suas conclusões, o uso de pesos arbitrários nos cálculos das médias, assim como a exclusão de alguns dados da amostra sem uma justificativa explícita. Krugman (2013) fez duras críticas a Reinhart & Rogoff (2010a), citando a possível causalidade reversa entre dívida e crescimento (onde o baixo crescimento causaria o aumento da dívida pública e não o contrário), e a arbitrariedade na escolha do suposto *threshold* da dívida. Ele também apontou que o efeito da dívida sobre o crescimento, calculado com as planilhas originais após as correções apresentadas por Herndon, Ash e Polin (2013), teriam magnitude bem menor que a apontada

originalmente por Reinhart & Rogoff (2010a), e argumenta que apenas isto seria suficiente para descartar a hipótese levantada por eles.

Krugman (2013) também traz à tona mais uma vez a discussão dos efeitos causados na economia por políticas fiscais restritivas que teriam sido implementadas em vários países com o intuito de frear o crescimento da dívida, visando evitar que ela se tornasse insustentável. Ele argumenta que elas só teriam sido adotadas com respaldo no artigo de Reinhart & Rogoff (2010a)⁴ e, citando Keynes (1937),⁵ afirma que elas não deveriam ser adotadas naquele momento, pois a economia mundial ainda se encontrava debilitada, e ela implica redução do crescimento no curto prazo. Segundo o autor, o foco da política econômica no desenrolar da crise deveria ser o fortalecimento da economia, através da manutenção do nível do produto, ao invés da preocupação com os efeitos causados pelo aumento da dívida pública.

O presente estudo pretende trazer elementos adicionais para iluminar esta discussão, estudando empiricamente o impacto da dívida pública no crescimento econômico, discriminando seus efeitos no curto e no longo prazo. Isto é feito em amostra ampla de países, para um período que cobre os últimos 30 anos, o que permite que suas conclusões possam ser generalizadas, visando encontrar um consenso quanto a política econômica adequada para países cuja taxa de crescimento é baixa e a dívida pública é elevada.

A seguir apresentamos uma análise heurística do tema, para situar a contribuição do presente trabalho. A primeira seção faz um breve resumo do comportamento da dívida pública na amostra utilizada neste trabalho. A segunda seção compara os resultados aqui encontrados com aqueles de Reinhart e Rogoff (2010a). Já a última seção resume a contribuição deste trabalho para esta discussão.

⁴ Este argumento teria sido citado até mesmo em discursos proferidos por figuras públicas como Paul Ryan e Olli Rehn a favor da austeridade nos EUA.

⁵ "The boom, not the slump, is the right time for austerity at the Treasury."

Dívida Pública: evolução temporal

A recente crise do *subprime*, seguida pela crise da dívida soberana na zona do euro, chamou a atenção para o comportamento explosivo da dívida pública de inúmeros países. A novidade da situação presente é o escopo amplo do fenômeno, em contraste com moratórias esporádicas, evento comum e recorrente ao longo do tempo na história de alguns países, especialmente no caso de países da África, América Central e América do Sul. Entretanto, um episódio como o da crise na zona do euro, envolvendo inúmeros países desenvolvidos, é algo verdadeiramente novo.

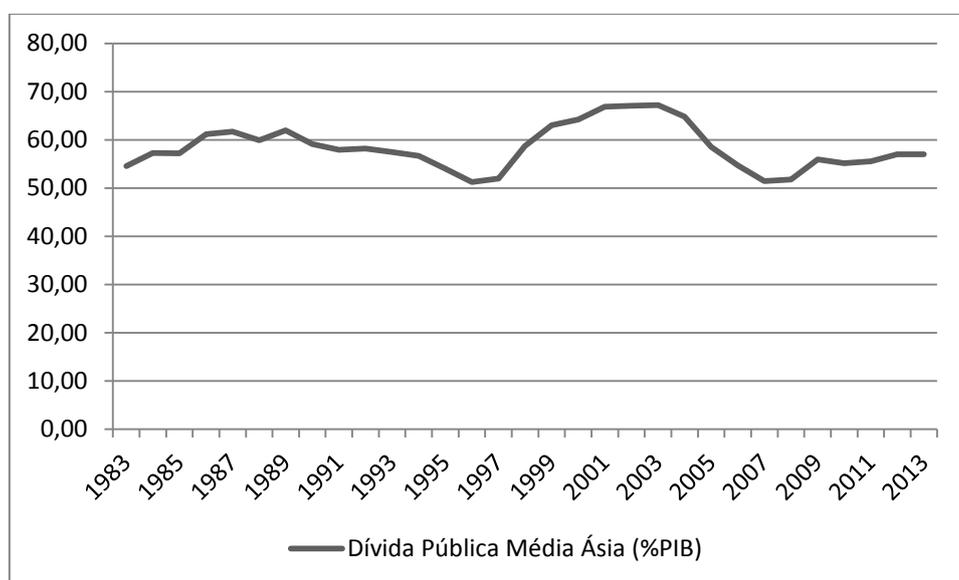
Como destacam Reinhart e Rogoff (2011), geralmente as crises bancárias antecedem as crises na dívida pública. As crises bancárias começam ainda na fase de expansão do ciclo econômico, quando o aumento na confiança leva ao afrouxamento nas medidas de contenção de riscos e a um rápido aumento do nível de endividamento privado. Quando em nível exacerbado, ele acaba exigindo intervenção governamental para amenizar os efeitos da crise econômica trazida pela redução da confiança na estabilidade do sistema bancário. Estas ações geralmente passam pela estatização de parte dessa dívida, e o aumento dos gastos correntes do governo, visando a manutenção do nível de renda na economia.

Para mostrar isto numa perspectiva histórica, discutimos a seguir como esses episódios afetaram o comportamento médio da dívida pública considerando uma amostra de 86 países entre os anos de 1983 e 2013, com dados anuais da série *General Government Gross Debt* como proporção do produto interno bruto, disponibilizada em FMI (2014b).⁶ Ela reporta a dívida bruta do governo geral dos diferentes países, conceito que abrange o total das dívidas de responsabilidade de todas as esferas do governo (federal, estadual e municipal) com o setor privado e com o setor público financeiro, mas exclui

⁶ Variável GGXWDG_NGDP do banco de dados WEOOct2014all.xls disponibilizado em <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2014/02/weodata/download.aspx>

as dívidas de responsabilidade das empresas estatais das três esferas de governo. São também deduzidos da dívida bruta os passivos cujo credor seja abrangido pelo conceito de dívida bruta do governo geral. Este é o conceito de dívida pública mais utilizado por analistas e agências de classificação de riscos, pois permite comparações internacionais de forma mais realista. No restante desta Introdução deve ser entendido que nos referimos a este conceito quando usarmos o termo "dívida pública". Por simplicidade, usamos uma estratificação geográfica continental: África, América do Norte, América Central, América do Sul, Ásia e Europa⁷, devido ao caráter exploratório e introdutório desta discussão, e calculamos médias aritméticas dos valores observados para os diferentes países da região.

Gráfico 1 - Dívida Pública Média: Países da Ásia (% PIB)



Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

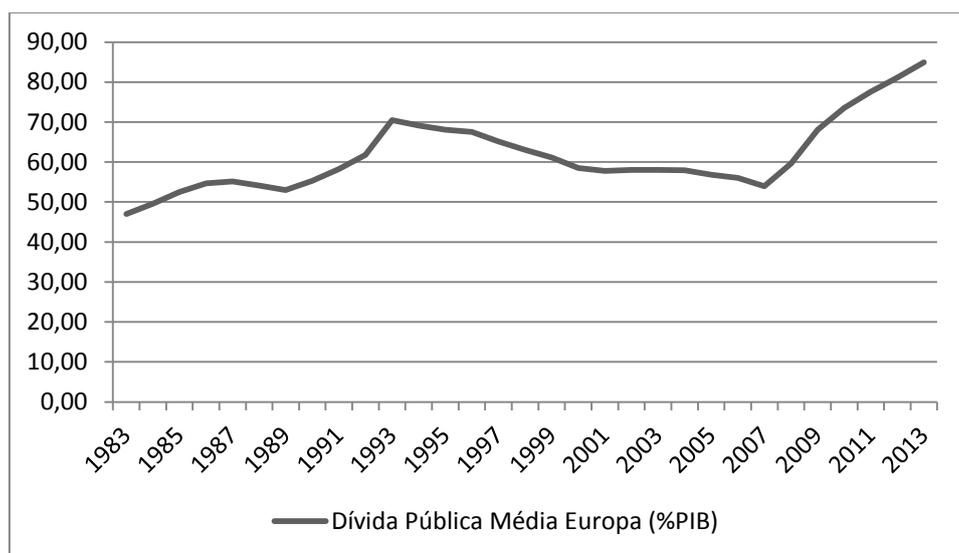
No Gráfico 1, que mostra o comportamento da dívida pública nos países da Ásia, podemos observar um comportamento relativamente estável da ordem de 60% do PIB. No entanto, nota-se um aumento do endividamento no início dos anos 80, provavelmente devido ao aumento das taxas de juros nos Estados Unidos, e outro aumento expressivo no final dos anos 90, quando ocorreu a crise financeira da Ásia. O gráfico sugere que esta última crise foi bastante grave, o que é corroborado por observação casual: por exemplo,

⁷ Não foi feita uma análise para a Oceania, pois o único país deste continente na nossa amostra é a Austrália.

neste período ocorrem 3 episódios de moratória da dívida externa na Indonésia. Depois da crise asiática, a partir da metade dos anos 2000, a dívida pública naquele continente entrou em trajetória descendente, e só voltou a crescer após a crise de 2008.

Observando o comportamento da dívida pública na Europa, mostrado no Gráfico 2, encontramos uma tendência de forte crescimento ao longo dos anos 80, e uma queda suave durante os anos 90, seguida de um aumento explosivo após a crise em 2008, atingindo cerca de 85% do PIB no final do período. Vale a pena mencionar como possíveis causas da aceleração no crescimento da dívida pública na região, ainda no final da década de 80 e início da década de 90, as crises bancárias na Noruega em 1987, na Itália em 1990, na Finlândia, Grécia e Suécia em 1991, e a crise bancária na França em 1994.

Gráfico 2 - Dívida Pública Média: Países da Europa (% PIB)



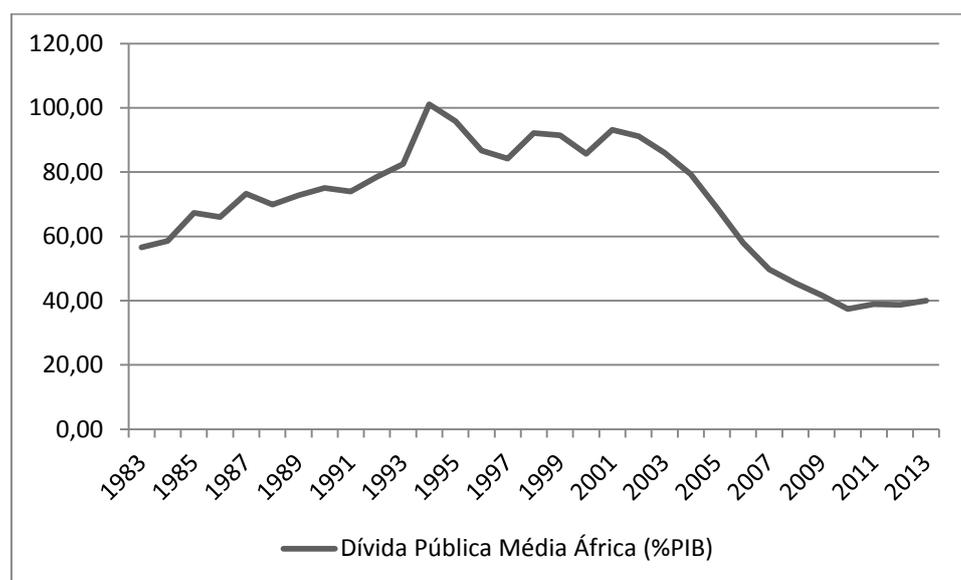
Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

A sequência de picos e vales nos Gráficos 1 e 2 sugere também um fato estilizado: a um ciclo de aceleração do endividamento, segue-se uma crise que o reduz a um nível similar ao do início do processo.

O Gráfico 3 mostra a evolução do endividamento nos 24 países da nossa amostra situados no continente africano. Nele é possível observar que o padrão indicado acima se repete, com um endividamento progressivo de 1983 até 1993, quando ele superou os 100% do PIB, nível significativamente maior do que nos outros continentes. Começaram então as crises que, a partir de

2000, se encarregaram de reduzi-lo de modo radical de 80% do PIB para menos de 40% do PIB em 2008. Os problemas com a dívida pública fazem parte da rotina do continente africano, em especial quando referidos à dívida externa. Podemos citar como exemplos os seguintes episódios: a crise bancária da Argélia em 1990 seguida pelo default da dívida externa em 1991; o default da dívida externa da República Centro Africana de 1983 até 2009; o default da dívida externa da Costa do Marfim em 1983, e depois em 2000; o default da dívida externa do Egito em 1984; o default da dívida externa de Gana em 1987; o default da dívida externa do Quênia em 1994 e depois em 2000; o default da dívida externa do Marrocos em 1986; o default da dívida externa da Nigéria em 1986, em 1992, em 2001 e em 2004; a crise bancária na África do Sul em 1989 seguida pelo default da dívida externa e um novo episódio de default da dívida externa em 1993.

Gráfico 3 - Dívida Pública Média: Países da África (% PIB)

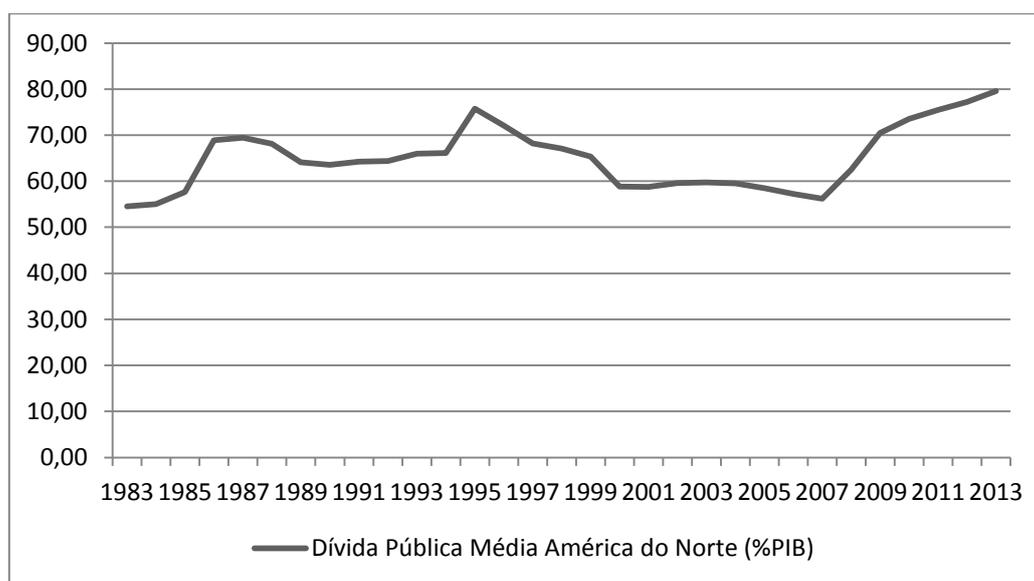


Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

Passando agora para o continente americano, começaremos a análise pela evolução da dívida pública nos três países da América do Norte, no Gráfico 4. O mesmo padrão cíclico já apontado nos outros continentes pode ser observado: partindo de cerca de 55% do PIB em 1983 há um aumento rápido da dívida até 1986, quando atingiu cerca de 70% do PIB, provavelmente em consequência da segunda crise do petróleo e do posterior aumento das taxas de juros nos Estados Unidos. Seguiu-se uma discreta redução para cerca de

65% do PIB em 1989, permanecendo neste patamar por 4 anos, quando novamente acelerou, atingindo 75% do PIB em 1995, devido ao aumento da dívida pública no México, causado pela crise bancária internacional deflagrada em 1994. Seguiu-se um período de contração até que ela se tornasse inferior a 60% do PIB em 2006 mas, a partir de 2007, com a deflagração da crise do *subprime*, o endividamento acelerou de modo expressivo, tendo atingido 80% do PIB em 2013.

Gráfico 4 - Dívida Pública Média: Países da América do Norte (%PIB)



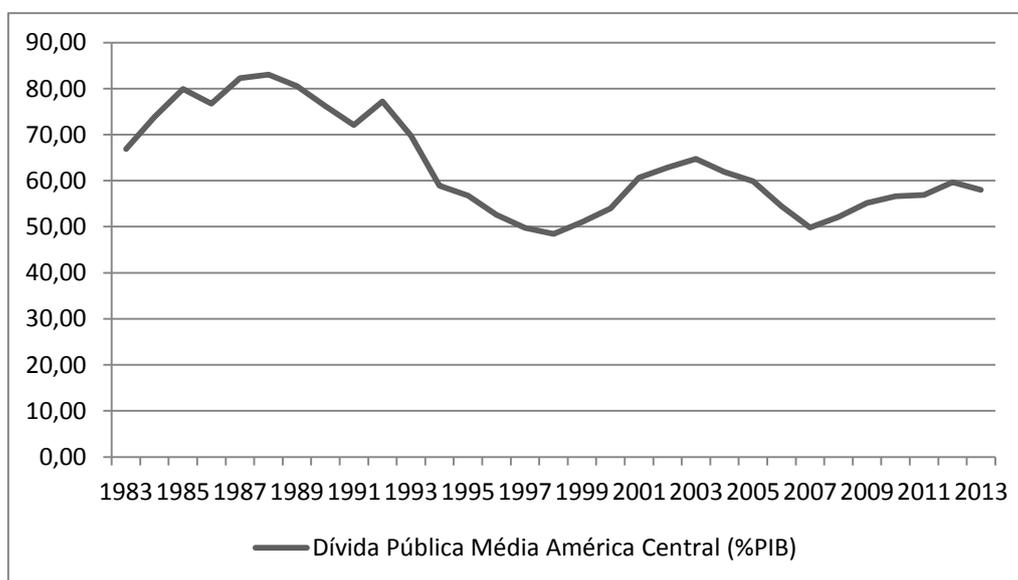
Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

A evolução do endividamento público na América Central é apresentada no Gráfico 5. Nele se verifica também o padrão cíclico já apontado nos outros continentes, aqui apresentando picos em 1987, 2003 e 2013. No entanto, observa-se também uma tendência geral declinante ao longo de todo o período⁸. Episódios recorrentes de crise de endividamento público podem também ser apontados neste grupo de países: o default da dívida externa da Costa Rica em 1983 e em 1984; o default da dívida interna de El Salvador de 1981 a 1996; o default da dívida externa da Guatemala em 1986 e em 1989; o default da dívida externa de Honduras de 1981 a 2009; o default da dívida

⁸ A média provavelmente não é uma estatística muito boa para se descrever o comportamento da dívida na América Central graças aos altos valores da mesma em países como Jamaica, Dominica, Belize e Barbados, que acabam elevando em demasiado o valor médio da dívida pública nessa região.

externa do Panamá em 1983 e em 1987, seguido por um default na dívida interna em 1988 junto com uma crise bancária.

Gráfico 5 - Dívida Pública Média: Países da América Central (%PIB)



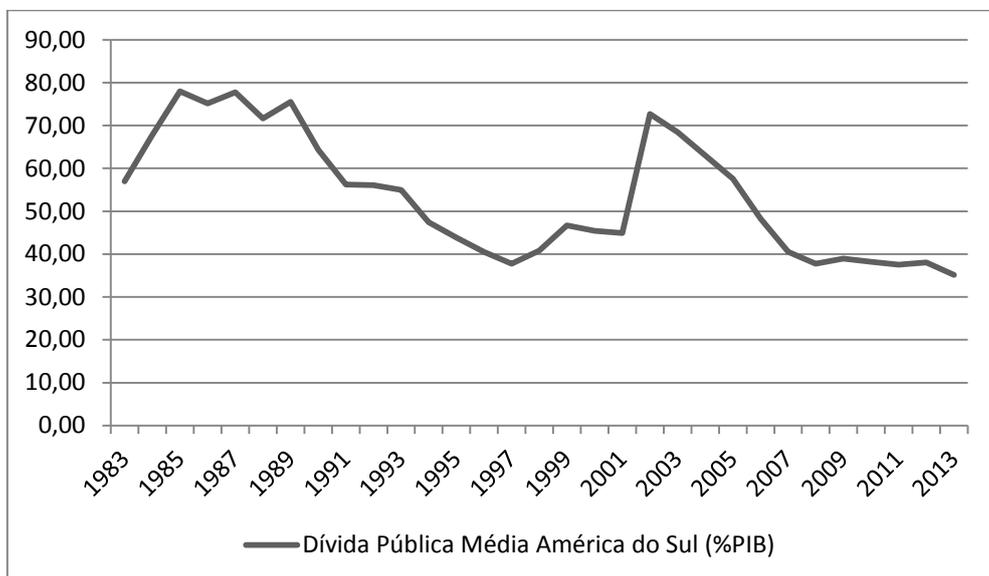
Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

O Gráfico 6 mostra o comportamento da dívida pública na América do Sul no período da amostra. Nota-se aqui também o aumento ao longo dos anos 80, devido, pelo menos em parte aos efeitos do aumento dos juros nos Estados Unidos. No início da década de 1990, entretanto, essa tendência se inverte, e ocorre uma queda expressiva do endividamento público na região que só é interrompido em 1997, em consequência da crise asiática, e da crise da Rússia em 1998. A inversão da tendência é vigorosa, e comprova a dependência do financiamento público na poupança externa e, portanto, vulnerável às condições econômicas no resto do mundo, e no mercado de capitais internacional.

Nesse conjunto de países vale destacar os seguintes episódios ligados ao endividamento público: default da dívida externa e da dívida interna argentina em 1982, 1989 e 2001, além do default da dívida interna em 2007; default da dívida externa boliviana em 1986 e 1989, e o default da dívida interna em 1982; default da dívida externa brasileira em 1983, e o default da dívida interna em 1986 e em 1990; default da dívida externa chilena em 1983; default da dívida externa da Costa Rica em 1983 e em 1984; default da dívida externa equatoriana em 1982, 1999 e 2008, além do default da dívida externa

em 1999; default da dívida externa paraguaia em 1986 e em 2003; default da dívida externa peruana em 1984 seguida pelo default da dívida interna em 1985.

Gráfico 6 - Dívida Pública Média: Países da América do Sul (%PIB)



Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

Comparação com Reinhart e Rogoff

Nesta seção, aplicamos a mesma metodologia que Reinhart e Rogoff (2010a) à base de dados construída nesta dissertação, para descrever as hipóteses levantadas por eles. Para produzir o Gráfico 7, que sintetiza o efeito observado por eles, utilizamos a série da taxa de crescimento percentual do PIB agregado, e a dívida total do governo como proporção do PIB, ambas disponibilizadas pelo Banco Mundial.

Para esse exercício utilizamos um painel composto por 82 países, com dados anuais compreendo o período de 1983 à 2013.⁹ A base de dados utilizada como referência para a dívida pública foi a mesma utilizada anteriormente¹⁰. Para a taxa de crescimento do PIB, utilizamos a série "GDP growth (anual %)" do Banco Mundial¹¹. Eventuais lacunas nos períodos mais recentes foram preenchidas com dados do World Factbook, disponibilizados pela CIA¹². Calculamos a média e a mediana do crescimento econômico de 82 países de 1983 até 2013, separando os mesmos em quatro grupos, de acordo com o tamanho da dívida pública como proporção do PIB. Os limites para o tamanho das dívidas que definem os grupos utilizados aqui foram 30%, 60% e 90%, os mesmos valores utilizados por aqueles autores, facilitando assim a comparação dos resultados aqui obtidos com os do trabalho original. Das 2501 observações, 408 se encontram no primeiro grupo, isto é, dos países com a dívida inferior a 30% do PIB; 986 se encontram no segundo grupo, isto é, dos países com a dívida entre 30% e 60% do PIB; 681 se encontram no terceiro grupo, composto pelos países com a dívida entre 60% e 90% do PIB; 426 observações se encontram no último grupo, composto pelos países com uma dívida superior a 90% do PIB.

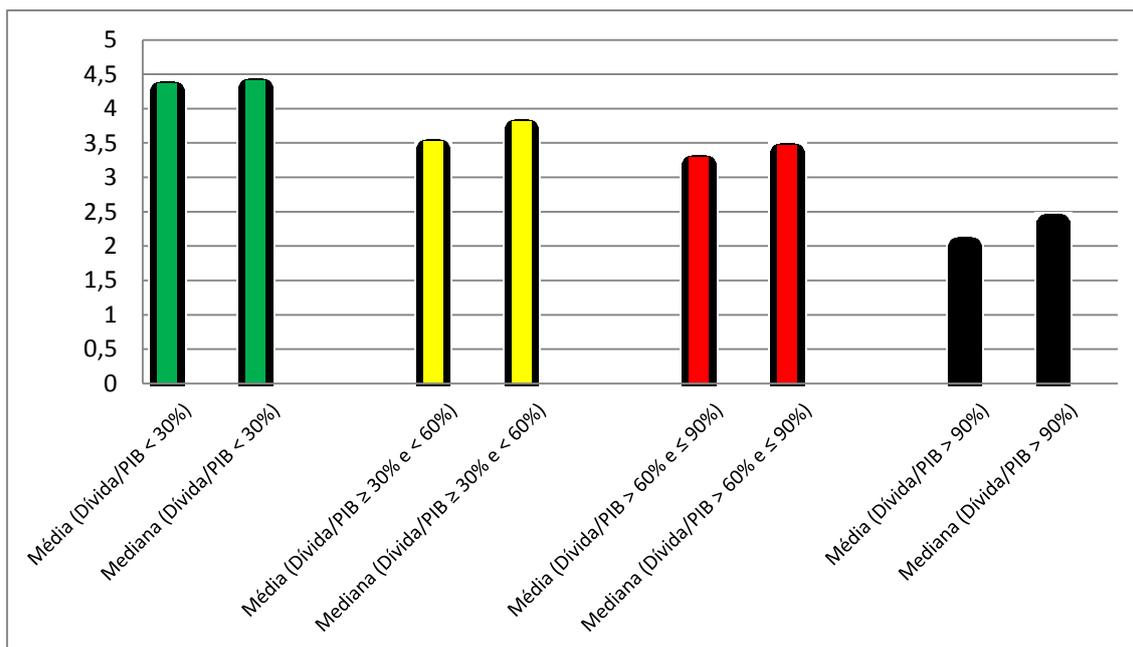
⁹ A amostra aqui considerada compreende todos os países considerados posteriormente neste trabalho, exceto El Salvador, Haiti, Jamaica, Síria e Tanzânia devido a algumas lacunas nas suas séries de dados em relação ao crescimento do PIB.

¹⁰ A série "General Government Gross Debt" extraída do relatório World Economic Outlook, publicado pelo FMI.

¹¹ <http://data.worldbank.org/indicador/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>

¹² Dados referentes ao crescimento do PIB de Barbados e dos Emirados Árabes Unidos no ano de 2013.

Gráfico 7 - Crescimento do PIB (%)



Fonte: BANCO MUNDIAL, 2014; CIA, 2013; INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

Os resultados apresentados no Gráfico 7 estão em linha com os encontrados por Reinhart e Rogoff (2010a), indicando claramente que tanto a média quanto a mediana da taxa média de crescimento do PIB per capita caem à medida que aumenta o nível da dívida pública relativamente ao produto. Há, entretanto, uma importante diferença entre os resultados encontrados por eles, e os reportados aqui. Na nossa amostra o crescimento cai sistematicamente à medida que a dívida aumenta, ou seja, esta tendência é observada para todos os grupos. Por exemplo, no grupo de países que apresentam uma dívida pública inferior a 30% do seu PIB a média do crescimento do PIB foi de 4,3%. Já no grupo onde a dívida se situa entre 30% e abaixo de 60% a média de crescimento foi de 3,5%. No grupo dos países com uma dívida entre 60% e 90% a média é de 3,2%, enquanto no grupo de países que apresentam uma dívida acima de 90% do seu PIB a média foi de aproximadamente 2%, menos da metade da média do primeiro grupo. No entanto, isto não ocorre na amostra Reinhart e Rogoff (2010a), pois nela os países do terceiro grupo de endividamento apresentam uma média e uma mediana da taxa de crescimento maior do que as do segundo grupo. Além disso, em contraste com aqueles autores, que encontram uma média negativa para o crescimento quando a

dívida ultrapassa o limite de 90% do PIB, não encontramos evidências de um efeito relativamente maior ao ultrapassar aquele limite de endividamento.

Essas diferenças podem ser fruto dos países selecionados para compor as amostras, uma vez que a amostra analisada por Reinhart & Rogoff (2010a) seria um subconjunto da amostra adotada neste trabalho. Outro fator que poderia ser responsável por essas diferenças são os procedimentos incomuns adotados em Reinhart & Rogoff (2010a) apontados por Herdon, Ash & Pollin (2013) que serão detalhados no próximo capítulo. No entanto, não enfatizaremos aqui a análise da origem destas diferenças, porque a nossa amostra é mais abrangente e preferível, por permitir conclusões mais gerais, e porque evitamos no nosso tratamento dos dados procedimentos *ad-hoc*, ficando a salvo de críticas do tipo daquelas apontadas com relação a Reinhart & Rogoff (2010a).

Uma análise gráfica simples dos dados da amostra aqui empregada sugere a existência de uma relação negativa e linear entre dívida pública e crescimento econômico, mas não permite inferir a existência de um nível de *threshold* da dívida pública, a partir do qual o seu efeito negativo sobre o crescimento econômico, teria a sua magnitude ampliada. Para explorar melhor a existência deste efeito é necessário o uso de técnicas de tratamento de dados mais refinadas utilizando um instrumental mais poderoso, rigoroso e robusto do que as planilhas e gráficos apresentados acima. Isto é feito nesta dissertação.

A contribuição desta dissertação

Esta dissertação é uma contribuição para o debate que se estabeleceu em torno da validade do efeito negativo do endividamento público no

crescimento econômico, e tem vários importantes diferenciais, com relação aos estudos encontrados na literatura.

Em primeiro lugar, o presente estudo considera o universo dos países para os quais os dados requeridos estão disponíveis, incluindo países em todos os estágios de desenvolvimentos e é, portanto, muito mais abrangente que a maioria dos estudos que se seguiram a Reinhart e Rogoff (2010a) cuja amostra inclui grupos relativamente homogêneos de países, em geral os desenvolvidos, ou os integrantes da zona do euro, ou ainda os pertencentes a OECD. Nossa amostra contém 86 países de todos os continentes, de diversos tamanhos e de diferentes níveis de desenvolvimento, diferentes origens culturais e regimes políticos. Suas conclusões se referem a uma amostra representativa do universo de países e são, portanto, mais gerais. Em contrapartida, não são considerados efeitos que poderiam ocorrer em sub amostras mais homogêneas, como os países desenvolvidos, em desenvolvimento, ou sub desenvolvidos mas não são significativos no universo deles.

Em segundo lugar, o período de tempo coberto pela amostra aqui considerada é mais longo do que estudos anteriores e inclui a última e possivelmente maior crise de endividamento, que se desenrolou a partir de 2007. A maioria dos trabalhos usa períodos de tempo de aproximadamente 20 anos, e mesmo os que se utilizam de períodos maiores, não contemplam dados de períodos mais recentes. Muitos também fazendo agregação temporal usando, por exemplo, médias quinquenais. Neste trabalho o período analisado vai de 1983 até 2013 com dados anuais, perfazendo um período de 30 anos que cobre o início do processo de aumento da dívida pública com a expansão do estado de bem-estar social, bem como todo o período da crise do *subprime*, e da crise da dívida soberana na zona do euro. Como se sabe, é quando o sistema econômico é submetido a choques violentos, que a dinâmica da relação das variáveis de interesse se revela. O presente estudo, devido ao uso de uma amostra que inclui o período deste choque, tem mais elementos para identificar com maior segurança e generalidade o impacto negativo do endividamento público no crescimento econômico.

Em terceiro lugar, a abordagem metodológica aqui empregada é mais adequada do que a comparação de médias e análise de variância utilizadas nos estudos de Reinhart e Rogoff, e segue a tendência mais recente da literatura na área, baseando-se em modelos empíricos que permitem inferências estatísticas sobre a significância e magnitude do efeito considerado. A metodologia aqui utilizada é a estimação de um modelo econométrico derivado do modelo teórico de crescimento econômico neoclássico, ampliado para considerar os efeitos do endividamento público. Além disso, preferimos utilizar especificações econométricas simples e robustas para evitar que os resultados obtidos pudessem ser atribuídos a idiosincrasias do modelo formulado, especialmente no que se refere à escolha de instrumentos, no caso da estimação com uso de técnicas de variáveis instrumentais. Para testar a hipótese de Reinhart e Rogoff (2010a) de uma forma ampla, a especificação do modelo permite testar se o efeito da dívida no crescimento é maior quando determinados níveis críticos (*thresholds*) de endividamento são ultrapassados, e considera tanto o nível crítico de 90% sugerido por aqueles autores, quanto os outros níveis críticos encontrados na literatura subsequente.

Os capítulos seguintes desta dissertação estão organizados do seguinte modo: no capítulo 1 é feita uma breve revisão da literatura, onde são apresentados os modelos de crescimento econômico com dívida pública, a tese de Reinhart & Rogoff e trabalhos que a corroboram bem como outros que discordam dela; o capítulo 2 discute a metodologia utilizada, apresentando a derivação do modelo teórico de crescimento econômico neoclássico aqui utilizado, a construção da base de dados, e o estudo das propriedades das séries empregadas; o capítulo 3 apresenta os resultados obtidos com a estimação do modelo empírico; finalmente o capítulo final apresenta as conclusões e discute as questões que são deixadas para serem exploradas no futuro.

1 REVISÃO DA LITERATURA

Essa breve revisão da literatura está dividida em cinco seções. Na seção 1.1 situamos o problema do ponto de vista teórico, apresentando uma síntese do efeito da presença de déficit e dívidas em modelos de crescimento econômico, tanto endógenos como exógenos. Discutimos também rapidamente as principais vantagens e desvantagens de cada um destes dois tipos de modelo, sob a ótica de sua utilização para trabalhos de natureza empírica, pois esta resenha se revela útil para a formulação do modelo aqui desenvolvido. Na seção 1.2 serão apresentadas a tese e as conclusões encontradas por Reinhart e Rogoff em seus recentes trabalhos, uma vez que estes autores estão entre os mais influentes e citados quando o tema em questão é abordado, além do fato deles estarem no centro da recente controvérsia em torno dele. Na seção 1.3 serão apresentados trabalhos empíricos que corroboram as teses de Reinhart e Rogoff sobre a relação entre dívida pública e taxa de crescimento. Na seção 1.4 serão apresentados trabalhos que lançam dúvidas sobre ela. Finalmente a seção 1.5 apresenta, de forma resumida, a teoria da análise da sustentabilidade da dívida pública, bem como as principais contribuições feitas nessa área, pois ela diz respeito à relação entre endividamento e crescimento no longo prazo.

1.1 Dívida e déficit público nos modelos de crescimento econômico

Para avaliar do ponto de vista teórico o impacto dos gastos públicos no crescimento vamos incluí-lo no modelo neoclássico, sob duas hipóteses:

primeiro, que eles sejam improdutivos e, segundo, considerando-os produtivos. Em seguida vamos considerar os efeitos de sua introdução no modelo AK.

Adicionando inicialmente o governo no modelo básico de crescimento neoclássico, onde se admite que a função de produção agregada apresente retornos constantes de escala com relação aos fatores capital e trabalho, e considerando que os gastos públicos não contribuem para a produção ou a acumulação de capital, temos a seguinte restrição orçamentária para a economia:

$$c_t + g_t + i_t = y_t = f(k_t) \quad (1)$$

onde c_t é o consumo privado, g_t é o consumo do governo, i_t é o investimento, y_t é produto e $f(k_t)$ é a função de produção, sendo todas estas variáveis medidas em unidades de mão de obra. Admitindo, por simplicidade, ausência de aumento da produtividade da mão de obra, a equação de transição do estoque de capital é dada por:

$$k_{t+1} - k_t = f(k_t) - (\delta + n)k_t - c_t - g_t \quad (2)$$

onde k_t é o estoque de capital físico em termos per capita, δ é a taxa de depreciação, n é a taxa de crescimento populacional.

Os gastos do governo são integralmente financiados com um imposto proporcional sobre a renda, a uma taxa $\tau \geq 0$. Dessa forma o governo absorve uma fração τ do produto:

$$g_t = \tau y_t \quad (3)$$

A renda disponível para as famílias é $(1 - \tau)y_t$. Assumindo que o consumo e o investimento absorvam, respectivamente, as frações $(1 - s)$ e s da renda disponível temos:

$$c_t = (1 - s)(y_t - g_t) \quad (4)$$

$$i_t = (s)(y_t - g_t) \quad (5)$$

onde s é a taxa de poupança. Combinando as equações acima, concluímos que a dinâmica do capital é agora dada por:

$$\gamma_t = \frac{k_{t+1} - k_t}{k_t} = s(1 - \tau)\varphi(k_t) - (\delta + n) \quad (6)$$

onde γ é a taxa de crescimento, e $\varphi(k_t) \equiv f(k)/k$ é o inverso da relação capital/produto. Dados s e k_t , a taxa de crescimento γ_t cai quando τ aumenta. Existe um estado estacionário para qualquer $\tau \in [0,1)$, dado por:

$$k^* = \varphi^{-1}\left(\frac{\delta+n}{s(1-\tau)}\right) \quad (7)$$

Portando, dado s , k^* se reduz quando τ aumenta.

Considerando agora que os gastos públicos sejam produtivos, caso eles possam ser interpretados como investimentos em infraestrutura ou como serviços produtivos, o produto por unidade de mão de obra é dado por:

$$y_t = f(k_t, g_t) = k_t^\alpha g_t^\beta \quad (8)$$

onde $\alpha > 0$, $\beta > 0$, e $\alpha + \beta < 1$. A restrição orçamentária passa a ser:

$$c_t + g_t + i_t = y_t = f(k_t, g_t) \quad (9)$$

Assumindo mais uma vez que os gastos do governo sejam financiados com um imposto sobre a renda, com uma alíquota τ , e que o consumo e o investimento privados são frações $(1 - s)$ e s , respectivamente, da renda disponível, temos:

$$g_t = \tau y_t \quad (10)$$

$$c_t = (1 - s)(y_t - g_t) \quad (11)$$

$$i_t = s(y_t - g_t) \quad (12)$$

Substituindo a equação (10) na equação (8), e resolvendo para y_t temos:

$$y_t = k_t^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \tau^{\frac{\beta}{1-\beta}} \equiv k_t^a \tau^b \quad (13)$$

onde $a \equiv \alpha/(1 - \beta)$ e $b \equiv \beta/(1 - \beta)$. É importante destacar que $a > \alpha$, o que reflete a complementaridade entre os gastos do governo e o capital.

Assim a taxa de crescimento é dada por:

$$\gamma_t = \frac{k_{t+1} - k_t}{k_t} = s(1 - \tau)\tau^b k_t^{a-1} - (\delta + n) \quad (14)$$

O estado estacionário é:

$$k^* = \left(\frac{s(1-\tau)\tau^b}{\delta+n} \right)^{1/(1-a)} \quad (15)$$

Dado k_t pode-se calcular a taxa τ que maximiza γ_t :

$$\frac{d}{dt} [(1 - \tau)\tau^b] = 0 \Leftrightarrow b\tau^{b-1} - (1 + b)\tau^b = 0 \Leftrightarrow \tau = \frac{b}{1+b} = \beta \quad (16)$$

A alíquota de imposto sobre a renda, τ , que maximiza a taxa de crescimento é igual à elasticidade do produto com respeito aos gastos públicos. Quanto mais produtivos forem eles maior será a sua provisão ótima. Esta mesma alíquota ótima também maximiza k^* , o estoque de capital e o produto, ambos por unidade de mão de obra, no estado estacionário.

Passando agora para os modelos do tipo AK, começaremos a nossa análise pelo modelo em Barro (1990), pioneiro na introdução do governo em modelos deste tipo. Nele o agente representativo maximiza o valor presente do fluxo de utilidade ao longo de sua vida, que se considera infinita:

$$U = \int_0^{\infty} u(c)e^{-\rho t} dt \quad (17)$$

onde c é o consumo per capita e $\rho > 0$ é a taxa de desconto intertemporal, $u(c)$ é a função de utilidade instantânea, que ele assume ser do tipo CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*):

$$u(c) = \frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma} \quad (18)$$

onde $\sigma > 0$. A solução do problema do consumidor, sujeito a uma equação de transição de estado para o estoque de capital implica uma taxa de crescimento do consumo igual a:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma} (f'(k) - \rho) \quad (19)$$

onde f' é o produto marginal do capital. Assim como em Rebelo (1991), Barro (1990) também utiliza uma função de produção do tipo AK,:

$$y = Ak \quad (20)$$

onde $A > 0$, é o produto marginal líquido do capital, que é constante. Dessa forma a equação (19) pode ser reescrita como:

$$\gamma = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}(A - \rho) \quad (21)$$

onde γ é a taxa de crescimento do consumo per capita desta economia. Assume-se que a tecnologia é suficientemente produtiva para garantir um crescimento positivo no equilíbrio, porém não tão produtiva a ponto de permitir uma utilidade ilimitada:

$$A > \rho > A(1 - \sigma) \quad (22)$$

A primeira parte da desigualdade implica que $\gamma > 0$ na equação (21). A segunda parte, que é automaticamente satisfeita se $A > 0$, $\rho > 0$ e $\sigma \geq 1$, garante que a utilidade atingível é limitada.

Nesse modelo a economia está sempre em uma situação na qual todas as variáveis (c, k, y) crescem à taxa γ indicada na equação (21). Dado o estoque de capital inicial $k(0)$, os níveis de todas as variáveis são também determinados. Em particular, desde que o investimento líquido seja igual a γk , o nível inicial de consumo é igual a:

$$c(0) = k(0)(A - \gamma) \quad (23)$$

Depois de descrever o modelo básico, Barro (1990) introduz em seu modelo o setor público. Ele define g como a quantidade de bens públicos recebida por cada agente. Além disso, ele assume que esses bens públicos são fornecidos sem que sejam cobradas taxas por seu uso, e que eles não estão sujeitos a problemas de congestão, ou seja, o modelo abstrai as externalidades associadas ao uso de serviços públicos. A função de produção pode então ser reescrita como:

$$y = \Phi(k, g) = k\Phi\left(\frac{g}{k}\right) \quad (24)$$

onde Φ satisfaz as condições usuais de produto marginal positivo e decrescente, dessa forma $\Phi' > 0$, $\Phi'' < 0$. A variável k é a quantidade per capita

do capital agregado. Barro (1990), assume que a função de produção é do tipo Cobb-Douglas, assim:

$$\frac{y}{k} = \Phi\left(\frac{g}{k}\right) = A\left(\frac{g}{k}\right)^\alpha \quad (25)$$

onde $0 < \alpha < 1$. Como no modelo neoclássico descrito anteriormente, assume-se que os gastos do governo são financiados por um imposto sobre a renda com alíquota igual a τ , e que a restrição orçamentária do governo pode ser escrita como:

$$g = T = \tau y = \tau k \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \quad (26)$$

onde T é a receita do governo.

A função de produção na equação (24) implica que o produto marginal do capital é igual a:

$$\frac{\partial y}{\partial k} = \Phi\left(\frac{g}{k}\right) \left(1 - \Phi'\frac{g}{k}\right) = \Phi\left(\frac{g}{k}\right) (1 - \eta) \quad (27)$$

onde η é a elasticidade de y com relação a g (para um dado valor de k), $0 < \eta < 1$. Com a introdução dos impostos, o retorno marginal do capital privado passa a ser $(1 - \tau) \frac{\partial y}{\partial k}$. Assim a taxa de crescimento do consumo passa a ser:

$$\gamma = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma} \left\{ (1 - \tau) \Phi\left(\frac{g}{k}\right) (1 - \eta) - \rho \right\} \quad (28)$$

Entretanto, esse modelo considera todos os gastos do governo como produtivos, e complementares ao capital privado. Tourinho e Castro (2010) fazem uma extensão do modelo de Barro (1990), decompondo os gastos do governo em gastos produtivos e gastos correntes, isto é, não produtivos. Essa diferenciação é de extrema importância, uma vez que os diferentes tipos de gastos possuem diferentes impactos no crescimento econômico. Além da diferenciação dos gastos do governo, os autores implementaram uma outra mudança em relação ao modelo de Barro (1990), diferenciando também os tipos de tributos existentes: tributos sobre a renda, tributos sobre o consumo, tributos sobre os salários, e tributos sobre o retorno dos ativos. Os autores concluem que os efeitos dos diferentes tipos de tributação dependem da forma

como o governo alocará a receita destes impostos. Dessa forma, o imposto sobre a remuneração dos ativos privados contribui para o crescimento econômico pois financia os investimentos em capital público, mas o imposto sobre o consumo é mais um empecilho para o crescimento, já que o mesmo financia os gastos do governo com bens de consumo.

É importante ressaltar que os modelos até aqui apresentados admitem que o governo mantém um orçamento equilibrado, isto é, os gastos do governo, sejam eles produtivos ou improdutivos, são financiados pelos impostos arrecadados. Neste trabalho, porém, analisaremos os impactos da dívida pública no crescimento. Dessa forma é necessário modificar a restrição orçamentária do governo, permitindo que os gastos do governo não sejam completamente financiados pelos tributos, permitindo assim a existência de déficits. A dívida assim nada mais é do que a acumulação de déficits ao longo do tempo, e a restrição orçamentária deve então ser formulada em um contexto dinâmico.

Considerando então que o governo não necessariamente mantém um orçamento equilibrado, e que incorra em dívidas para financiar os seus gastos, nos deparamos com o problema do excesso de endividamento, ou *debt overhang*. Este problema ocorre quando o endividamento alcança um nível tal que compromete irremediavelmente a credibilidade da política fiscal do governo. Neste contexto o financiamento do déficit público através de novas emissões de dívida pública se torna extremamente difícil, uma vez que os agentes privados não estão mais dispostos a absorver estes papéis.

É necessário ressaltar que isso não significa necessariamente que o governo em questão se encontre em um estado de insolvência, essa é apenas a percepção dos agentes, que pode ser correta ou não. Em uma situação como essa, os governos podem ser forçados a aumentar a remuneração da dívida, visando amenizar os riscos existentes na percepção dos agentes ao financiar os déficits do governo, o que por sua vez pode gerar ganhos menores, isto é, benefícios menores, advindos dos projetos financiados com essa nova dívida.

Mankiw, Romer & Weill (1992) mostraram que o modelo de Solow (1956) é consistente com as evidências empíricas uma vez que seja reconhecida a

importância do capital humano assim como do capital físico. Em sua versão do modelo de Solow (1956), aumentado para incorporar capital humano, eles mostraram que as diferenças nas taxas de poupança, no nível educacional e na taxa de crescimento da população explicariam a maior parte das diferenças na renda per capita dos países.

Jones (1995) testa o ajuste dos modelos de crescimento endógeno aos dados dos Estados Unidos, usando métodos baseados no estudo das propriedades da série temporal da taxa de crescimento. Caracterizando a teoria do crescimento endógeno como a previsão de que mudanças permanentes em variáveis políticas levam a mudanças permanentes no crescimento, então a falta de persistência nas mudanças das taxas de crescimento seria uma evidência de que os modelos de crescimento endógeno não correspondem aos dados. Notando ausência de grandes e persistentes movimentos positivos na taxa de crescimento daquele país, ele rejeita o modelo endógeno para aquele país, mas argumenta que o método tem uma natureza geral e pode ser aplicado para outros países como um teste da aplicabilidade do modelo de crescimento endógeno a eles.

Jones (1995) ainda divide os modelos de crescimento endógeno em dois tipos, AK e R&D (*Research and Development*). Com relação aos modelos do tipo AK, os resultados apontam que um aumento permanente nas taxas de investimento ao invés de levar a um aumento nas taxas de crescimento para sempre, tem um efeito no crescimento que dura entre oito e dez anos. Com relação aos modelos do tipo R&D as evidências são ainda maiores. Este tipo de modelo afirma que as taxas de crescimento deveriam ser proporcionais ao nível de pesquisa e desenvolvimento, o que acaba sendo negado, uma vez que o nível de pesquisa e desenvolvimento nos Estados Unidos aumentou tremendamente nos últimos quarenta anos, diferentemente das taxas de crescimento.

Kim (2001) investigou a existência de convergência nas taxas de crescimento de dezessete países asiáticos. Para isso o autor empregou um modelo que incluía características específicas de cada país, as quais poderiam influenciar nas taxas de crescimento per capita. Os resultados encontrados

mostram fortes evidências de que a renda per capita dos dezessete países asiáticos estudados converge em torno de uma média do grupo. Assim os resultados suportam a convergência condicional dos modelos de crescimento exógeno contra os modelos de crescimento endógeno.

Huh e Kim (2013) exploram uma diferença chave entre os modelos de crescimento exógeno e os de crescimento endógeno, quando um choque transitório nos investimentos exibe efeitos permanentes no PIB per capita, para testar a sua relevância empírica. Neste experimento foram usados dados dos países do G-7. Eles, entretanto, acabaram não chegando a um consenso, uma vez que resultados diferentes foram encontrados para os países. Canadá, Estados Unidos, Reino Unido e Japão apresentaram uma aderência melhor ao modelo de crescimento endógeno. Por outro lado, os dados referentes a Alemanha, França e Itália mostram uma adaptação melhor ao modelo de crescimento exógeno.

1.2 A tese de Reinhart e Rogoff

A literatura sobre os efeitos da dívida pública no crescimento econômico tem crescido ao longo dos últimos anos, em especial após a deflagração da crise da Zona do Euro, mas foi o artigo de Reinhart e Rogoff (2010a) que levantou uma importante e polêmica tese no que se refere aos impactos da dívida pública na taxa de crescimento econômico dos países. Estes autores subsequentemente desenvolveram, em uma série de artigos, refinamentos e confirmações da tese proposta naquele artigo seminal, que serão resenhados ao longo desta seção.

Segundo Reinhart e Rogoff (2011), as crises bancárias são precedidas por rápidos aumentos na dívida privada. Além disso, as crises bancárias aumentam as chances de uma crise da dívida pública tanto de forma direta

quanto de forma indireta (através do aumento da dívida pública pela absorção da dívida privada), o que leva a uma mudança na dívida, geralmente aumentando o seu tamanho e diminuindo a sua maturidade.

Algumas correntes do pensamento econômico, entretanto, afirmam que em tempos de crise, o Estado deve suprir a falta de demanda do setor privado para manter o nível de atividade da economia, o que geralmente leva a aumentos na dívida pública. Portanto, os aumentos nos gastos do governo não seriam a forma mais eficiente para se manter o nível de atividade, uma vez que elevadas dívidas possuem efeitos redutores no crescimento econômico.

Outra questão ligada aos aumentos na dívida pública diz respeito a inflação. Entretanto, os autores não encontraram nenhuma ligação contemporânea entre inflação e dívida para os países desenvolvidos. Já para as economias emergentes a inflação aumenta acentuadamente com o aumento da dívida pública (como foi possível observar no caso brasileiro até o advento do Plano Real).

É importante registrar que, segundo Reinhart e Rogoff (2010b), a relação entre dívida e crescimento não é linear. Eles argumentam neste sentido mostrando evidências heurísticas que ele seria maior quando esta ultrapassa o limite de 90% do PIB, e que as variações não seriam muito expressivas quando a mesma se encontra em um patamar inferior a este limiar.

Além dos estudos relacionados ao limite da dívida e a sua relação não linear com o crescimento, estes autores também fizeram uma importante contribuição no que tange a questão da duração dos episódios de excesso de endividamento enfrentado por diversos países. Em Reinhart, Reinhart e Rogoff (2012), os autores descrevem 26 episódios de endividamento excessivo, caracterizados pela existência de uma dívida relativa superior ao limite de 90% do PIB, e chegam a conclusão de que durante esses episódios a taxa de crescimento do PIB desses países ficou em geral 1% abaixo do que em outros períodos. Outra conclusão encontrada foi que em média esses episódios duram cerca de 23 anos, e que em 20 dos 26 episódios descritos pelos autores a duração foi de mais de 10 anos. Outra observação interessante é que, mesmo os países que conseguiram manter um acesso contínuo aos mercados

de capitais durante esses episódios sofreram efeitos significativos em suas taxas de crescimento, mostrando assim que os altos níveis de dívida pública tem outros efeitos além das altas taxas de juros.

Finalmente, é importante ressaltar que eles apontaram que não só o aumento do endividamento público reduz a taxa de crescimento do PIB, mas que também a taxa de crescimento do PIB afeta a taxa de crescimento da dívida, isto é, que a relação de causalidade existente entre dívida e crescimento pode ser bidirecional.

1.3 Evidências favoráveis à tese de Reinhart e Rogoff

Nessa seção serão apresentados alguns trabalhos que corroboram as principais conclusões encontradas nas pesquisas de Reinhart e Rogoff: (i) a existência de uma relação de causalidade entre a dívida pública e o crescimento econômico, (ii) o fato dessa relação ser não linear, (iii) a existência de um limite na relação dívida pública/PIB a partir do qual o endividamento passa a exercer efeitos negativos sobre o crescimento do PIB.

Presbitero (2005), investigando os efeitos da dívida externa no crescimento de países com um baixo nível de renda usou dados em painel de 152 países emergentes, numa amostra que vai de 1977 a 2002. Os resultados encontrados levaram a conclusão de que esses efeitos são mais fortes nos países com baixa renda. Ele encontra uma relação linear negativa entre a dívida externa e o crescimento econômico que se deve principalmente ao efeito *crowding out*¹³ que a dívida causa no investimento privado, além de efeitos de desincentivo ao investimento, gerados pela incerteza geralmente atrelada a

¹³ Efeito *crowding out* refere-se a hipótese de que se o governo tomar financiamento no mercado, a elevação da taxa de juros que o governo está disposto a pagar deslocaria tomadores não governamentais que não teriam condições de pagá-la.

uma dívida elevada¹⁴. Evidências a favor de uma relação linear negativa entre o serviço da dívida e o nível de investimento também foram encontradas. Segundo ele, uma redução na relação dívida externa/expoções de 300% para 150% levaria a um aumento de mais de 1% na taxa de crescimento do PIB desses países, e uma redução no serviço da dívida seria mais de duas vezes mais efetivo do que um montante igual fornecido na forma de ajuda estrangeira. Dessa forma, a dívida externa impacta o crescimento econômico através da restrição de liquidez, criação de instabilidade macroeconômica, queda na eficiência do investimento e seus efeitos nas políticas macroeconômicas.

Entretanto, os efeitos do aumento da dívida pública sobre o crescimento econômico são sensíveis a diversas condições e interações envolvendo outras variáveis. Por exemplo, Cordella, Ricci e Ruiz-Arranz (2005) mostram como o endividamento afetou o crescimento econômico e o padrão de investimento nos países pobres com altos níveis de dívida, bem como países com diferentes níveis de dívida, e também a qualidade das instituições. Eles dividem primeiramente a amostra entre países pobres com altos níveis de dívida, e os demais países, e não encontraram nenhuma evidência de que o nível de dívida dos países pobres altamente endividados afetasse o crescimento econômico ou os investimentos. Entretanto, para os demais países os autores encontraram evidências que indicam a presença de uma relação quadrática entre dívida e crescimento, ou seja, quando a dívida chega a níveis muito altos, começa a apresentar um efeito marginal decrescente no crescimento per capita.

Assim como Reinhart e Rogoff (2010a), eles encontraram uma relação não linear entre dívida e crescimento. Na tentativa de determinar quais características seriam responsáveis pelos diferentes efeitos provocados pela dívida no crescimento, eles analisam a qualidade das políticas econômicas e das instituições dos países, e concluem que existe uma relação negativa entre dívida e crescimento. É importante ressaltar uma diferença em relação ao que

¹⁴ A incerteza em relação a capacidade dos governos em honrar seus compromissos acaba por gerar uma elevação na taxa de juros que tem por objetivo compensar um maior risco de default.

foi exposto por Reinhart e Rogoff: os limites nos quais o nível da dívida passa a afetar negativamente o crescimento são diferentes para cada país, mudando de acordo com as condições encontradas em cada um deles.

Para países com boas políticas e boas instituições, além de um acesso mais fácil ao mercado de capitais, eles afirmam que a partir de um nível de dívida como proporção do PIB de 15% a 30% começam a surgir os efeitos marginais negativos de um aumento do nível da dívida, efeitos esses que perduram até que seja alcançado um patamar da dívida da ordem de 70% a 80% do PIB, quando os efeitos marginais de um aumento da dívida passam a ser nulos (mas os efeitos totais da dívida sobre o crescimento continuam negativos). Para países com condições ruins, devido à má condução de políticas econômicas, altos níveis de dívida e instituições ineficientes, já a partir de uma relação dívida/PIB muito baixa (entre 0 a 20%) um aumento da dívida produz efeitos marginais negativos no crescimento, e acima de 15% a 53%, há o desaparecimento dos efeitos marginais negativos gerados por um aumento da dívida. Dessa forma Cordella, Ricci e Ruiz-Arranz (2005) concluem que a relação entre dívida e crescimento econômico depende do nível de dívida, da qualidade das instituições e da qualidade das políticas adotadas pelos países.

Kumar & Woo (2010) baseiam-se na extensa literatura existente sobre os determinantes do crescimento econômico no médio e longo prazos, e também na recente, e menor, literatura sobre os efeitos de uma elevada dívida externa no crescimento, e encontraram resultados que sugerem uma relação inversa entre o nível inicial de dívida e o subsequente crescimento econômico. Eles utilizam técnicas econométricas, controlando em sua análise para os efeitos de outros determinantes do crescimento, como o efeito *crowding out* e o limite de endividamento. Seus resultados indicam que um aumento de 10 pontos percentuais no nível inicial da razão dívida/PIB está associado a uma queda de aproximadamente 0,2% na taxa de crescimento real anual do PIB per capita. Eles também ressaltam a existência de evidências que apontam a presença de não linearidade, com altos níveis iniciais de dívida tendo um efeito negativo proporcionalmente maior no crescimento subsequente, fenômeno este semelhante a tese levantada por Reinhart & Rogoff (2010a), onde a relação negativa entre dívida pública e crescimento econômico seria maior a partir de

altos níveis de endividamento público. Para verificar as causas deste fenômeno eles fazem uma análise da decomposição do crescimento, que sugere que esse efeito adverso da dívida no crescimento reflete uma queda no crescimento da produtividade do trabalho, devida à redução do investimento e em um crescimento mais lento do estoque de capital.

Ainda na linha dos trabalhos que analisam os efeitos da dívida externa no crescimento econômico, Daud e Podivinsky (2011) introduzem uma inovação, ao considerar que a localização geográfica dos países se torna um fator relevante na análise da magnitude daqueles efeitos. Para testar esta hipótese eles utilizam técnicas de análise econométrica espacial e encontraram fortes evidências de um efeito negativo da dívida externa sobre o crescimento de países em desenvolvimento. Eles encontram um papel fundamental para os investimentos em capital físico e humano, assim como a implementação bem sucedida de uma política de geração de superávits na explicação do crescimento dos países em desenvolvimento, e indicam que a inclusão da interação espacial em seu modelo aumentou a precisão dos resultados estimados, provavelmente por captar o efeito de transbordamento originado das transações comerciais e dos investimentos estrangeiros diretos entre os países em desenvolvimento.

Numa tentativa de descobrir as causas que levaram a maior parte das economias europeias a aumentarem seu nível de endividamento público, um processo que começou na década de 70 e se estendeu até a recente crise da dívida na zona do euro, Pan e Wang (2012) aplicam um modelo do tipo *Dynamic Factor Model* (DFM) para estimar um componente comum não observado nas dívidas públicas dos países integrantes da EU-12¹⁵. Este fator não observável capturaria os efeitos de mudanças estruturais na razão dívida pública/PIB. Segundo os resultados encontrados por eles, esse fator possui um efeito significativo nas dívidas públicas de todos os países da amostra, exceto a Alemanha, França e Luxemburgo, e pode ser explicado pela média da razão de dependência entre a população com mais de 65 anos e a população em idade de trabalho. Ou seja, o aumento na dívida pública desses países que teve

¹⁵ Esses países são: Alemanha, Bélgica, Dinamarca, Espanha, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Portugal e o Reino Unido.

início na década de 70, seria dentre outros fatores, fruto dos crescentes gastos sociais do governo com a população que vem envelhecendo. Além disso, esse fator não observável também seria reflexo da influência do Tratado de Maastricht, da adoção do euro, além é claro da recente crise.

Cecchetti, Mohanty e Zampolli (2011) fazem uma análise mais ampla sobre o efeito da dívida no crescimento, incluindo em suas estimativas não só o nível de endividamento do governo mas levando em consideração também o nível de endividamento das famílias e o das empresas. Os autores utilizaram uma amostra de 18 países da OECD no período que vai de 1980 a 2010, partindo da ideia de que existe uma relação não linear entre dívida e crescimento, e supõe que com baixos níveis de endividamento um aumento na dívida leva a um crescimento da economia, entretanto chegando-se a um determinado limite esse efeito muda de direção, causando assim uma queda no crescimento. Eles estimam que o limite para a razão dívida pública/PIB se encontra perto de 85% do PIB, um número bem próximo do encontrado por Reinhart e Rogoff (2010a). Já para a dívida das empresas, esse limite seria um pouco maior, ficando em torno de 90% do PIB. Com relação ao endividamento das famílias, os autores chegaram a um limite de aproximadamente 85% do PIB, porém é necessário ressaltar que tal estimativa é extremamente imprecisa, e que os seus efeitos no crescimento também o são.

Outro trabalho que corrobora a visão de Reinhart e Rogoff (2010a) acerca da relação não linear entre dívida e crescimento é Minea e Parent (2012), que estimaram endogenamente esse limite, e concluem que ele se situa aproximadamente numa relação dívida/PIB de 115%, um valor significativamente maior do que o encontrado por eles.

Cottarelli e Jaramilo (2012) discutem os efeitos da política fiscal no crescimento econômico não só no horizonte de longo prazo, como na maioria dos trabalhos, mas também os seus efeitos no curto prazo. Segundo eles, a razão dívida/PIB atual é alta demais e estabilizá-la neste patamar penalizaria o crescimento futuro, o que por sua vez dificultaria ainda mais a sustentabilidade de altos níveis de dívida no longo prazo, sendo assim necessária uma política fiscal restritiva para gerar superávits primários com o intuito de diminuir a

dívida. Entretanto, um ajuste fiscal geralmente leva a uma queda no crescimento no curto prazo, o que por sua vez poderia levar a uma demora na melhora dos indicadores fiscais, como déficit, dívida e custos de financiamento. Por isto eles argumentam que é também importante combinar o ajuste fiscal com políticas monetárias, reformas financeiras e institucionais que ajudem a melhorar as condições para o crescimento econômico, em vista dos efeitos negativos exercidos pelo ajuste fiscal. Para justificar isto, eles destacam três canais através dos quais uma desaceleração do crescimento afeta as variáveis fiscais. Uma é que ela ativa os gatilhos dos estabilizadores automáticos, o que reduz a arrecadação de impostos e aumenta os gastos com bem estar social (como por exemplo um aumento no gasto com seguro desemprego), e dessa forma o ajuste fiscal acaba tendo sua eficácia reduzida. Outra consequência de uma desaceleração no crescimento é um aumento na relação dívida/PIB, devido à redução do denominador desta. Por último, uma queda no crescimento pode despertar a preocupação dos mercados com relação a capacidade de um determinado país em honrar seus compromissos.

Checherita e Rother (2012) é um dos trabalhos que mais se aproxima das hipóteses de Reinhart e Rogoff (2010a), pois os autores encontraram uma relação não linear entre dívida pública e crescimento do PIB per capita. Seu estudo envolve doze países da área do euro, no período de 1970 a 2010, o *threshold* encontrado por eles, em que um aumento na razão dívida/PIB passa a ter um efeito negativo significativamente maior no crescimento se situaria entre 90% e 100% do PIB, um valor muito próximo daquele encontrado anteriormente. O mesmo efeito é encontrado em uma perspectiva de longo prazo pois, segundo os autores, o mesmo impacto foi encontrado quando se estimou o impacto na taxa de crescimento do produto potencial, ou seja, à tendência da taxa de crescimento do PIB.

Uma relação não linear entre dívida pública e crescimento econômico é também encontrada em Égert (2013) que estima um *threshold* entre 20% e 60% para a relação dívida/PIB, um número muito abaixo do encontrado por Reinhart e Rogoff (2010a) e outros trabalhos existentes sobre o assunto. O autor justifica essa diferença citando fatores como o tamanho da amostra,

escolha dos países selecionados, e até mesmo a periodicidade das observações utilizadas.

Baum, Checherita e Rother (2013) fazem uma análise do período de 1990 até 2010 para doze países da área do euro e encontram fortes evidências de que o impacto de curto prazo da dívida é positivo e altamente significativo estatisticamente. Entretanto, esse impacto cai a zero e perde significância estatística quando a razão dívida/PIB ultrapassa 67%. Os autores ainda encontraram evidências que para altos níveis de dívida, acima de 95% do PIB, incrementos na dívida voltam a ter um impacto negativo na atividade econômica. Eles também demonstraram que as taxas de juros de longo prazo são mais sujeitas a aumentos quando a razão dívida/PIB se encontra acima de 70%.

Kourtellos, Stengos e Tan (2013) testam a existência de um *threshold* para a dívida pública, utilizando-se como base o modelo de crescimento de Solow (1956) acrescido da dívida pública. Eles o especificam como um modelo de *Structural Threshold Regression* (STR), estimado através do *Generalized Method of Moments* (GMM) e também o método dos Mínimos Quadrados em dois estágios. De acordo com os resultados encontrados por eles após a análise de uma amostra contendo 82 países no período de 1980 até 2009, existem poucas evidências de que exista um limite crítico na relação dívida pública e crescimento econômico, e avançam a hipótese que tais resultados indicam que a relação entre estas variáveis depende crucialmente da qualidade das instituições dos países. Quando elas estiverem abaixo de um determinado nível, tudo o mais constante, um aumento na dívida pública leva a um crescimento econômico mais lento. Entretanto, quando a qualidade das instituições de um país são mais altas, o efeito do aumento da dívida pública no crescimento econômico seria neutro.

Afonso e Jalles (2013) usando um painel com 155 países no período de 1970 a 2008 testam a relação entre a dívida pública e o crescimento econômico. Em sua análise eles utilizaram equações de crescimento e técnicas da contabilidade do crescimento, além de focar em alguns problemas econométricos que poderiam viesar seus resultados, mais especificamente a

simultaneidade, a endogeneidade, a relevância das não linearidades e os efeitos da possível existência de *thresholds*. Os resultados encontrados por eles confirmam os efeitos negativos do aumento do endividamento público sobre a taxa de crescimento econômico da hipótese de Reinhart e Rogoff (2010a). Eles não encontraram evidências da existência de uma relação do tipo Laffer¹⁶, uma vez que o termo quadrático da dívida em seu modelo não foi considerado estatisticamente significativo. Eles examinam também a possibilidade de que o efeito dependa da maturidade da dívida. Considerando a maturidade do endividamento como proporção do PIB eles concluem que os efeitos são os mesmos para dívidas de curto e longo prazos. Entretanto, ao se levar em consideração a maturidade da dívida com relação ao seu total, isto é, se a maior parte da dívida tem vencimento no curto ou no longo prazo, os autores chegaram a conclusão de que a dívida de curto prazo afetaria o crescimento de forma positiva. Porém, analisando apenas os países pertencentes a OECD, quanto maior a maturidade média da dívida pública, maior será o crescimento econômico. Eles também concluem que as crises de endividamento afetam negativamente o crescimento, e que esses efeitos são ampliados em cenários de alto endividamento.

Ao analisar diferentes limites críticos para a dívida pública, aqueles autores concluem que os países com uma dívida acima de 90% do PIB tiveram um crescimento econômico menor, quando comparados a países com uma dívida pública abaixo de 30% do PIB. Eles calculam que um aumento de 10% na razão dívida/PIB dos países mais endividados, tudo o mais constante, levaria a uma queda de 0,2% na taxa de crescimento do PIB. O mesmo aumento em países com uma dívida abaixo de 30% do PIB, resultaria em um aumento de 0,1% na taxa de crescimento do PIB. Utilizando a técnica de Hansen (2000) para estimação endógena de limites críticos para a dívida, os autores encontram um valor de 59%, quando considerando a amostra como um todo, de 58% para o grupo de países pertencentes a zona do euro, e de 79% para os países emergentes.

¹⁶ Neste caso, uma relação do tipo Laffer significaria que aumentos na dívida pública gerariam aumentos na taxa de crescimento econômico até certo ponto, e uma vez ultrapassado esse ponto aumentos subsequentes da dívida levariam a efeitos contraproducentes (queda) na taxa de crescimento econômico.

Teles e Mussolini (2014) propõem um modelo teórico de crescimento endógeno com gerações sobrepostas, onde o governo pode se endividar para aumentar os seus gastos produtivos. Neste modelo o nível da dívida pública como proporção do PIB pode afetar negativamente os impactos dos gastos públicos produtivos no crescimento. A principal conclusão obtida do modelo teórico é a existência de efeitos não lineares dos gastos produtivos do governo no crescimento, de acordo com o tamanho do fardo tributário, como mostrado por Barro (1990), ou com o tamanho das taxas de endividamento. Tais efeitos são negativos para a acumulação direta do capital porque eles levam a retornos marginais líquidos decrescentes no capital ou na poupança extraída da economia para financiar os gastos públicos.

Além disso, isolando os efeitos acima, eles foram capazes de identificar um efeito adicional: o impacto dos gastos produtivos do governo depende do tamanho da dívida pública como proporção do PIB, porque um aumento na magnitude dos gastos produtivos leva a um aumento na produtividade da economia e assim a um equilíbrio na taxa de juros. O último ocorre porque não há retornos marginais decrescentes para o capital agregado nos modelos de crescimento endógeno. Esse aumento na taxa de juros gera maiores gastos do governo com o serviço da dívida. Quando o tamanho da dívida aumenta, também aumenta o impacto na taxa de juros. Por esse motivo, uma razão dívida/PIB alta corresponde a um menor impacto dos gastos produtivos do governo no crescimento econômico.

Para validar os resultados obtidos no seu modelo teórico, eles estimam um modelo econométrico com dados em painel. Em sua análise empírica eles atentam para os vários problemas econométricos existentes ao se tratar do crescimento econômico, destacando a heterogeneidade dos parâmetros, dependência entre as seções cruzadas, endogeneidade, e heterogeneidade proveniente de efeitos específicos dos países e do tempo, e utilizam os estimadores do *Generalized Method of Moments* (GMM) para evitar tais problemas. Os resultados obtidos através da análise empírica confirmaram as conclusões derivadas do modelo teórico.

Em síntese, então, podemos observar ao longo dessa seção que inúmeros artigos da literatura corroboram os achados de Reinhart e Rogoff (2010a), principalmente no que tange a questão da existência de uma relação não linear entre dívida pública e crescimento econômico. No entanto existem dois tipos de relações encontradas nesses trabalhos: i) a primeira delas seria côncava (formato de U invertido), onde os efeitos do endividamento público seriam benéficos ao crescimento econômico até certo ponto, a partir do qual o aumento da dívida pública provocaria reduções nas taxas de crescimento econômico; ii) a segunda seria que incrementos na dívida pública causariam efeitos negativos no crescimento econômico, entretanto tais efeitos negativos seriam ampliados assim que um determinado patamar da dívida pública fosse ultrapassado. A existência de um limiar (*threshold*) a partir do qual os efeitos gerados pelo aumento da dívida deixem de ser benéficos para o crescimento (ou que aumentem os efeitos negativos) e passem a gerar efeitos contrários também parece ser bem aceita, entretanto, o ponto específico em que tal fato ocorre ainda não é um consenso, sendo encontrados diferentes resultados.

É importante ressaltar que nem toda dívida é ruim. A razão para o endividamento é um fator relevante nesta questão. Um aumento na dívida feito para que se promovam investimentos públicos pode incrementar a taxa de crescimento de um país, gerando as condições necessárias para tal, como por exemplo eliminando gargalos existentes na infraestrutura. Entretanto, endividamento gerado apenas com o intuito de se financiar o déficit leva, em última instância, a um aumento de impostos diminuindo a renda disponível da população, e com isso o seu bem-estar, além é claro do já citado efeito *crowding-out* no investimento privado.

1.4 Controvérsia sobre a tese de Reinhart e Rogoff

Alguns questionamentos tem sido feitos à validade da hipótese de Reinhart e Rogoff (2010a). Destaca-se entre eles Irons e Bivens (2010) que aponta erros nas planilhas utilizadas para obter os resultados reportados em Reinhart e Rogoff (2010a), e conclui que a hipótese não seria válida para vários países, em especial para o caso dos Estados Unidos. Eles atacam inicialmente a utilização do conceito de dívida ao invés do déficit para explicar os efeitos da política fiscal no crescimento e afirmam que o estoque da dívida não influenciaria o comportamento futuro do crescimento de um determinado país, mas os déficits públicos teriam relação com o crescimento futuro, uma vez que é o financiamento dos déficits, e não da dívida, que entra em competição com o investimento na busca por recursos, aumentando assim as taxas de juros e gerando um efeito *crowding out*, levando a redução do investimento privado. No entanto, eles admitem que a dívida pode afetar o crescimento de modo indireto como, por exemplo, gerando desconfiança quanto à capacidade de um determinado governo honrar as suas dívidas, gerando assim uma fuga de capitais e conseqüentemente um aumento na taxa de juros, mas alertam que esse não seria o caso dos Estados Unidos, pois o país toma empréstimos na sua própria moeda¹⁷. Ainda se referindo ao caso dos EUA, eles argumentam que o efeito de Reinhart e Rogoff não seria observado naquele caso pois a relação dívida/PIB da economia americana situou-se acima do limite de 90% durante seis anos apenas, e que esse período (1944-1950) foi caracterizado pelo aumento dos gastos com defesa. Além disso, em apenas 4 desses anos o crescimento foi negativo, em especial em 1945 e 1946. Após retirar essas duas observações da amostra, a média de crescimento desse período foi de 2,8%.

¹⁷ Além disso, os autores ainda argumentam que o mercado de títulos do tesouro americano é o mais líquido do mundo, e que qualquer crise de confiança na capacidade de pagamento do governo americano se refletiria num aumento das taxas de juros, o que segundo os autores estaria longe de acontecer uma vez que as taxas de juros dos títulos do tesouro americano estão em seu nível mínimo histórico.

Outro ponto levantado em Irons e Bivens (2010) é quanto à causalidade entre endividamento público e redução da taxa de crescimento. Eles enfatizam que Reinhart e Rogoff (2010a) assumem implicitamente que ela ocorre no sentido dívida para o crescimento, sem qualquer teste formal disso, e afirmam que a teoria sugere fortemente que a relação de causalidade seria em sentido inverso. Para verificar isto eles fazem um teste de causalidade de Granger entre as taxas de crescimento do PIB e a razão dívida/PIB, e não conseguem rejeitar a hipótese de que o crescimento na razão dívida/PIB não Granger-cause o crescimento do PIB. E em contraste rejeitam a hipótese de que o crescimento do PIB não Granger-cause um aumento na dívida, concluindo dessa forma que os efeitos capturados pela análise de Reinhart e Rogoff (2010a) seriam os efeitos do baixo crescimento na dívida pública.

Panizza e Presbitero (2012) são céticos no que diz respeito à relação entre dívida e crescimento em economias desenvolvidas. Segundo eles, existem vários artigos empíricos que mostram que existe uma correlação negativa entre dívida pública e crescimento econômico, entretanto não existe nenhum trabalho que apresente um caso convincente de que existe de fato uma relação de causalidade indo da dívida pública para o crescimento econômico, sugerindo em seu trabalho que talvez essa relação causal não exista. Mais precisamente, os autores não rejeitam em seu trabalho a hipótese nula de que a dívida não tem impacto no crescimento.

Herndon, Ash e Pollin (2013) apontam o que eles reputam serem três erros em Reinhart e Rogoff (2010a), discutidos a seguir.

O primeiro é um erro de codificação em uma planilha do Excel. Uma condição necessária para se encontrar um fato estilizado é a precisão, e ao tentar replicar os resultados obtidos por Reinhart e Rogoff (2010a), os autores alegam que foram encontrados erros de codificação na sua planilha do Excel, uma exclusão seletiva e sem justificativa de dados disponíveis, além de uma metodologia pouco convencional para dar pesos relativos aos países no cálculo das médias. Ainda segundo os autores esses erros levam a imprecisões na relação entre dívida pública e crescimento econômico apresentada por Reinhart e Rogoff (2010a) para os 20 países desenvolvidos de sua amostra no

período Pós Segunda Guerra Mundial. Em particular, esse erro levou a uma substancial diferença entre as taxas médias de crescimento do PIB para países com uma dívida maior do que 90% do PIB. Nas contas de Reinhart e Rogoff (2010a), essa média seria igual a -0,1%, entretanto, corrigido o erro a média real seria de 2,2%. Ainda assim, essa média é menor do que a encontrada para países com uma dívida menor do que 90% do PIB, o que não contradiz a relação inversa entre dívida e crescimento, mas apenas diminui a sua magnitude.

O segundo problema é a exclusão de observações de três países, Austrália, Canadá e Nova Zelândia, durante o período de 1946 a 1950 (1949 no caso da Nova Zelândia). A exclusão dessas observações seria responsável por uma redução de 0,3 pontos percentuais na média da taxa de crescimento dos países inclusos na categoria com o maior nível de dívida como porcentagem do PIB.

O terceiro e último problema é o critério adotado por Reinhart e Rogoff (2010a) na distribuição dos pesos no cálculo da taxa média de crescimento do PIB para os países nos quatro grupos. Ao invés de calcular a média dando um peso relativo a cada país de acordo com o período passado na faixa de alta dívida (mais de 90% do PIB), Reinhart e Rogoff (2010a) calculam a média de cada país separado e dão pesos iguais para cada país na hora de calcular a taxa média de crescimento nos grupos de acordo com o nível de endividamento.

Estas questões causaram desconfiança quanto à hipótese levantada por Reinhart e Rogoff, e até mesmo uma pequena perda de credibilidade. Contudo, mesmo com os erros apontados os resultados descritos por Reinhart e Rogoff (2010a) não são invalidados, como afirmam os autores em uma carta aberta ao economista Paul Krugman¹⁸. A relação negativa entre altos níveis de dívida e crescimento econômico continua sendo apontada pelos dados, a única diferença é que a magnitude desses resultados se mostrou menor do que anteriormente demonstrada pelos autores.

¹⁸ REINHART, Carmen M. Letter to PK. Disponível em: <<http://www.carmenreinhart.com/letter-to-pk/>>. Acesso em: 15 Julho 2013.

1.5 A questão da sustentabilidade da dívida pública

Para analisar os efeitos da dívida pública no crescimento econômico, é necessário que não se perca de vista a questão da sustentabilidade da dívida. Visto que a não sustentabilidade da dívida gera uma gama de efeitos distorcivos, analisar se a trajetória da dívida pública satisfaz as condições de sustentabilidade continua sendo de suma importância, como mostrado recentemente no trabalho de Tourinho, Mercês e Costa (2013).

No que concerne ao estudo da sustentabilidade da dívida pública no longo prazo, a abordagem com relação à restrição intertemporal do governo em termos de valor presente (*Present Value Budget Constraint – PVBC*) tem sido amplamente utilizada nesse assunto como se pode perceber fazendo uma rápida análise da literatura em questão. Essa abordagem basicamente diz que, caso a restrição intertemporal do governo em termos de valor presente não seja satisfeita, então a dívida pública não é sustentável no longo prazo. Dessa forma, para que o governo possa pagar pelos déficits gerados no passado é preciso que em algum ponto no futuro sejam gerados superávits.

Existe uma vasta literatura que busca estudar a relação de sustentabilidade da dívida pública no longo prazo, em especial, o comportamento da dívida pública americana ao longo dos anos, e também o comportamento da dívida pública dos países da União Europeia.

A grande maioria desses trabalhos se baseia em uma análise econométrica das séries temporais tanto da dívida pública quanto dos seus déficits, basicamente testando a estacionariedade desses processos e verificando se os mesmos possuem uma relação de cointegração.

Nesse aspecto é preciso destacar o trabalho seminal de Hamilton e Flavin (1986), que foi o primeiro a utilizar a análise econométrica para testar a condição de transversalidade, também conhecida como Condição Não-Ponzi (*No Ponzi Game Condition – NPGC*) que será vista com mais detalhes adiante.

Essa hipótese basicamente nos diz que seria impossível para o governo pagar o serviço da dívida simplesmente acumulando novas dívidas, pois os agentes econômicos não continuariam financiando a dívida do governo em vista das crônicas violações da restrição orçamentária do governo, tornando assim a dívida insustentável.

Outra contribuição importante se encontra no trabalho de Trehan e Walsh (1988), que demonstraram que satisfazer a restrição orçamentária intertemporal do governo em termos de valor presente é equivalente a condição que os gastos do governo, incluindo os gastos com pagamentos de juros da dívida, e as receitas provenientes da arrecadação dos tributos são cointegrados. Sendo assim, a cointegração positiva entre gastos e receitas, tanto em termos reais como em proporção do PIB, é uma condição suficiente para a sustentabilidade da política fiscal do governo.

É interessante lembrar também o avanço representado por Bohn (1995), que trouxe uma nova abordagem econométrica ao estimar a sustentabilidade da dívida pública, que evita o uso de uma taxa de desconto explícita. Isto acabou com os problemas a que a escolha arbitrária de uma taxa de desconto levava, principalmente com relação à diferença dos resultados encontrados por outros estudos.

Com relação aos trabalhos que visam estudar a sustentabilidade das dívidas públicas nos países europeus é necessário destacar o trabalho de Blanchard et al. (1990), um estudo feito para a OECD com o intuito de se verificar a situação fiscal dos países europeus, analisando como seria o comportamento da dívida pública ao longo dos anos após se estabelecer uma relação dívida/PIB satisfatória, antecipando dessa forma as medidas que deveriam ser tomadas a fim de que os parâmetros para a dívida pública como proporção do PIB e déficit como proporção do PIB que seriam estabelecidos futuramente no Tratado de Maastricht fossem atingidos. O mais interessante nesse trabalho é o estabelecimento de índices de sustentabilidade que podem ser facilmente calculados com os dados disponibilizados pelos governos para o público em geral. São criados índices para o curto prazo (utilizando-se o prazo

de um ano), médio prazo (utilizando-se um horizonte de cinco anos) e longo prazo (utilizando-se um horizonte de 40 anos).

Outro trabalho o qual merece ser mencionado é o trabalho de Pasinetti (1998). Nesse texto o autor mostra que os parâmetros contidos no Tratado de Maastricht, relação dívida/PIB de 60% e déficit/PIB de 3%, é apenas um caso especial para a sustentabilidade da dívida, mas não o único, mostrando assim que existem infinitas relações dívida/PIB e déficit/PIB que garantem a sustentabilidade da dívida pública no longo prazo.

O trabalho de Uctum e Wickens (1997) parece ser o mais completo, no sentido de que todas as contribuições feitas anteriormente na literatura são incorporadas e colocadas em prática. Dessa forma os autores utilizam dados sobre a razão dívida/PIB para testar a sustentabilidade da dívida pública dos países da União Europeia e também dos Estados Unidos no médio e também no longo prazo. Além disso, os autores utilizaram os indicadores fiscais de Blanchard (1990) para testar as consequências de se impor um teto para o déficit e para a dívida, como feito no Tratado de Maastricht, na sustentabilidade da política fiscal.

Olhando para o caso específico do Brasil, é possível encontrar um grande número de trabalhos interessantes que analisam essa questão. É interessante observar no entanto que os diversos estudos feitos sobre o tema aplicados ao Brasil levam em consideração diferentes medidas da dívida pública, assim como diferentes períodos. Portanto é fundamental que se levem em consideração essas diferenças antes de se fazer qualquer tipo de comparação entre os diversos trabalhos.

Com relação a dívida pública real, Rossi (1992) faz uma análise de dados mensais de março de 1986 a fevereiro de 1990, e chega a conclusão de que não se pode rejeitar a hipótese de equilíbrio intertemporal no orçamento do governo nesse período. Rossi ainda vai mais além na sua análise e também calcula os indicadores fiscais de Blanchard (1990) para o Brasil.

Cabe ressaltar que diferenças sutis nos dados, como por exemplo a sua periodicidade, podem levar a resultados diferentes, mesmo que o intervalo de

tempo estudado seja o mesmo. É o que ocorre no artigo de Rossi (1997), onde são analisadas a sustentabilidade das dívidas interna e externa no período de 1974 a 1995. No caso da dívida externa o autor chegou a diferentes conclusões de acordo com a periodicidade dos dados utilizados nos testes. Com dados anuais a sua conclusão foi de que a dívida externa era sustentável, já com dados trimestrais não foi possível chegar as mesmas conclusões. Já para o caso da dívida interna, os resultados dos testes de cointegração não foram conclusivos.

Na seção 1.3 os efeitos da dívida externa no crescimento foram destacados através do trabalho de Presbitero (2005). Dessa forma voltamos a esse tema agora tendo como foco analisar o comportamento da dívida externa brasileira. Com esse intuito destacamos o trabalho de Ponta (1996), que analisa a sustentabilidade da dívida externa brasileira no período de 1970 a 1992. A hipótese de sustentabilidade do crescimento da dívida externa é colocada à prova através da cointegração entre os superávits em conta corrente do balanço de pagamentos, líquidos dos serviços fatores, e o estoque da dívida externa líquida. Os resultados empíricos obtidos nesse estudo indicaram que o crescimento da dívida externa naquele período, como era esperado, não foi sustentável.

Assim como o período analisado, bem como a periodicidade dos dados, pode resultar em resultados diferentes daqueles obtidos pela maioria dos trabalhos sobre o tema, a escolha de partes específicas da dívida pública também é importante neste aspecto. É possível citar como exemplo para essa questão Luporini (2001), onde a autora encontrou um resultado diferente da maioria dos outros trabalhos referentes ao tema. Em seu trabalho a autora investiga a sustentabilidade da dívida mobiliária brasileira usando dados trimestrais de 1981 a 1998. Para isso são utilizando testes de estacionaridade da razão dívida/PIB. Os resultados encontrados por Luporini (2001) indicaram que a dívida mobiliária federal assumiu um padrão insustentável no período analisado.

Os testes econométricos, bem como os estudos mais aprofundados de uma maneira geral, são importantes na hora de se fazer uma análise mais

adequada da condução de políticas econômicas e de suas consequências. Durante a década de 90 por exemplo, a dívida pública no Brasil deu um grande salto, o que poderia colocar em dúvida a sua sustentabilidade. Entretanto, como apontado por Ourives (2002) verificou-se que no período de 1992 a 2000, a política fiscal no Brasil descreveu uma trajetória sustentável, tanto no curto como no longo prazo. Além disso, os testes relativos à dívida pública também apontam que a mesma, apesar do seu crescimento, se manteve sustentável durante o período analisado.

Lima e Simonassi (2005) também investigaram a sustentabilidade da dívida pública, entretanto estes autores levaram em consideração no seu estudo a possibilidade de não linearidade para o processo descrito pelo déficit público, além da importância da receita de senhoriagem para consecução do equilíbrio fiscal nacional. De acordo com os resultados encontrados, os autores chegaram a conclusão de que o processo descrito pelo déficit público brasileiro não seria linear, além disso os autores também constataram a existência de uma estabilização fiscal tardia.

Algo muito importante quando se leva em conta a sustentabilidade da dívida pública é a confiança do mercado, que se traduz na liquidez dos títulos públicos. Sem a confiança do mercado os custos para o financiamento da dívida podem aumentar consideravelmente, levando a uma queda no fluxo de capitais para o país, o que pode acabar com a fonte de financiamento da dívida e gerar crises. Correia e Meurer (2008) analisaram a relação entre os mercados de títulos da dívida pública e o esforço fiscal para que se mantenha a dívida pública em um nível sustentável. Através de várias simulações, os autores chegaram a conclusão de que quanto maior a demanda pelos títulos públicos, menor será o esforço fiscal necessário ao atendimento da sustentabilidade da dívida pública, o que se tornaria, segundo os autores, um instrumento alternativo para minimizar o custo social de manter elevados superávits primários.

Mendonça, Pires e Medrano (2008) analisam a sustentabilidade da dívida pública no período de 1996 a 2007, avaliando os efeitos da administração da dívida pública. Segundo os autores houve uma mudança na

estratégia dos administradores da dívida em 2003, quando estes passaram a optar por um maior custo ao invés de um maior risco na composição da dívida, em contraste com o que vinha acontecendo durante o período de câmbio fixo, onde no *trade-off* entre custo e risco os administradores preferiam o risco, no caso indexando (ex ante) os títulos da dívida pública a taxa de câmbio.

Em 2003 essa mudança de estratégia é caracterizada pelo aumento da participação dos títulos públicos prefixados indexados aos índices de preço, além da acumulação de reservas internacionais. Além disso, os autores ainda fizeram simulações para um horizonte de 30 meses utilizando um modelo MS-VAR e concluíram que a trajetória da dívida líquida do setor público era sustentável.

Tourinho, Mercês e Costa (2013) também testaram a sustentabilidade da dívida pública brasileira no período de 1991 a 2009, e segundo os testes empregados pelos autores, a dívida brasileira foi sustentável nesse período. É interessante destacar nesse trabalho a análise feita pelos autores através de simulações de um modelo DSGE de que no período estudado foi necessário um superávit primário da ordem de 5% do PIB para sustentar uma dívida do patamar de 40% do PIB.

Dessa forma, aumentos na relação dívida/PIB forçariam aumentos no superávit primário caso as autoridades fiscais planejem manter a dívida em uma condição sustentável. Aumentos no superávit primário por sua vez podem ser gerados por cortes nos gastos públicos e aumento da carga tributária, em ambos os casos, isso implicaria em uma queda do crescimento econômico, seja pelo aumento nos custos de consumir ou investir criado pelo aumento da carga tributária ou pela queda dos gastos produtivos do governo gerado pelos cortes de gastos públicos.

2 METODOLOGIA

Apresentaremos neste capítulo a abordagem e o instrumental metodológico utilizados para investigar a validade da tese proposta por Reinhart e Rogoff (2010a), isto é, que a dívida exerce influência negativa sobre o crescimento econômico. Ele difere de modo significativo dos trabalhos discutidos no capítulo anterior, do modo indicado a seguir, em quatro seções: na seção 2.1 será explicada a escolha da abordagem utilizada para investigar a validade da hipótese abordada no presente trabalho. Na seção 2.2 será abordada a escolha do modelo, assim como será justificada a escolha das variáveis utilizadas no mesmo. Finalmente, a seção 2.3 tratará da construção da base de dados e todos os seus pormenores e na seção 2.4 serão examinadas as séries temporais utilizadas e as suas propriedades.

2.1 Os modelos empregados na literatura

Como foi visto no primeiro capítulo, os diversos trabalhos que já trataram do tema, e são utilizados como referência nesta pesquisa, utilizam uma gama bastante diversificada de abordagens. O artigo seminal de Reinhart e Rogoff (2010a) que deu origem a toda a discussão em torno da tese aqui testada, utiliza uma simples análise gráfica, em uma amostra de 20 países durante um período de tempo que vai de 1946 até 2009, para sugerir a existência de uma relação negativa entre dívida pública e crescimento econômico. Os artigos que se sucederam a ele utilizam os mais variados e complexos métodos para testar

a ocorrência de tais efeitos e tendem, como se viu no capítulo anterior, a corroborar a tese inicial.

Uma análise gráfica é sem dúvida nenhuma um instrumento investigativo válido, porém o mesmo carece de um maior rigor científico, principalmente se for utilizado para demonstrar a existência de uma relação entre estas duas variáveis pois não controla para outros fatores que, omitidos, possam ser responsáveis por uma correlação espúria. Por outro lado, os vários artigos que se sucederam a ele testam aquela tese utilizando-se de modelos econométricos mais sofisticados para controlar estes efeitos tanto na sua formulação quanto na estimação. Os seus resultados, entretanto, podem ser de interpretação mais difícil. O presente trabalho procura encontrar um meio-termo entre estes dois tipos de abordagem, formulando um modelo empírico simples, porém completo, de modo a permitir inferências rigorosas, mas evitando um grau de complexidade que poderia turvar a interpretação de seus resultados e implicações. Em suma, utilizamos o princípio da "navalha de Ockham" para especificar o modelo escolhido.

Considerando que os dados que serão utilizados neste tipo de investigação tem uma estrutura de painel, nos apoiamos em Lee, Pesaran e Smith (1997) para organizar a análise empírica dos mesmos. Eles apontam quatro tipos de abordagens que podem ser utilizadas: calculando as médias através do tempo e estimando uma regressão do tipo *cross-section*; calculando as médias dos países (na seção cruzada) e estimando uma regressão das séries temporais destas médias; reunindo os dados e estimando uma regressão em painel assumindo a homogeneidade dos coeficientes; estimar os coeficientes das regressões de séries temporais individuais e examinar a sua distribuição através dos grupos dessas estimativas. A literatura mais recente tem preferido a terceira destas abordagens, e aqui esta escolha será acompanhada, estimando uma regressão com dados em painel, empregando efeitos fixos para os países.

Mankiw, Romer e Weil (1992) tomam como ponto de partida o modelo de crescimento econômico do tipo neoclássico e examinam a sua consistência empírica. De acordo com os resultados encontrados por eles, as previsões

feitas pelo modelo de Solow (1956) são consistentes com as evidências encontradas nos dados. Entretanto, os autores chamam a atenção em seu trabalho para um pequeno problema: embora a equação estimada apontasse corretamente a direção dos efeitos da poupança e do crescimento populacional no crescimento econômico, a magnitude de tais efeitos era grande demais. Dessa forma, os autores constroem uma versão aumentada do modelo de Solow (1956), incluindo nele a acumulação do capital, tanto físico quanto humano.

Barro e Sala-i-Martin (2004), sintetizam essa abordagem e derivam uma especificação empírica mais completa do que a discutida acima e a testam (ibid, capítulo 12) estimando regressões com dados em painel para inúmeros países e intervalos de tempo, analisando quais são as variáveis de estado e de controle que são relevantes para explicar o crescimento econômico. No modelo básico considerado por eles 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 governo¹⁹ 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.

Para checar a robustez dos seus resultados, especificações parcimoniosas foram tentadas e variáveis adicionais foram consideradas. Assim eles examinaram a robustez de 67 variáveis, destas apenas 18 se mostraram estatisticamente relevantes para explicar o crescimento de longo prazo. Mesmo assim, dessas 18 variáveis, apenas 6 são variáveis econômicas, que são: o nível inicial de renda per capita, consumo do governo como proporção do PIB, abertura comercial, taxa de investimento, inflação e os anos de estudo primário.

É importante ressaltar entretanto que dentre essas 67 variáveis testadas não se encontra o nível da dívida pública. Ao analisar o consumo do governo, os autores consideram que a variável mede gastos que não afetam diretamente

¹⁹ Excluídos os gastos com defesa e educação.

a produtividade, mas que implicariam em distorções das decisões privadas. Estas distorções podem refletir as atividades do governo por si só, além de envolverem os efeitos negativos associados as finanças públicas. Eles fazem um adendo dizendo que gostariam de manter constantes os efeitos fiscais diretamente, mas os dados disponíveis sobre as finanças públicas não eram adequados para esta finalidade.

O coeficiente encontrado pelos autores para o nível inicial de renda per capita foi de -0,025, ou seja, o aumento de 1% na renda inicial per capita implicaria, em média, numa queda de 0,025% na taxa de crescimento do produto per capita, mostrando assim a presença da convergência condicional, também encontrada em vários outros artigos da literatura. Os autores indicam ainda que a magnitude encontrada para esse efeito é muito grande se comparado ao efeito das outras variáveis, mostrando assim que a convergência condicional desempenha uma grande influência nas taxas de crescimento.

Já para o consumo do governo como proporção do PIB, o valor estimado do coeficiente foi de -0,062. Isso implica que uma redução de 0,059 (um desvio padrão) dessa razão aumentaria a taxa de crescimento em 0,4%. A série utilizada pelos autores exclui os gastos com defesa e educação, eliminando assim os efeitos positivos que os gastos do governo poderiam exercer sobre o crescimento econômico. Os efeitos negativos do consumo do governo no crescimento podem ser justificados pelo financiamento desse consumo, seja ele feito através de aumentos nos impostos, gerando efeitos distorcivos, ou pela colocação de títulos da dívida pública, gerando um efeito *crowding out* no investimento privado.

O efeito da variável que mede a abertura comercial varia bastante na amostra, e depende do tamanho do país, pois, países maiores tendem a ser mais fechados, uma vez que grandes mercados internos substituem eficientemente o comércio exterior. O coeficiente estimado foi de 0,0054 mostrando que existe uma fraca evidência de que a abertura comercial estimula o crescimento. As estimativas mostram que o aumento de um desvio

padrão (0,39) na taxa de abertura causaria um impacto que aumentaria a taxa de crescimento do produto per capita em 0,2%.

O efeito da taxa de poupança no modelo neoclássico de crescimento é medido empiricamente pela razão investimento/PIB. O coeficiente estimado pelos autores foi de 0,083. Desta forma as estimativas mostram que o aumento de um desvio padrão (0,081) na taxa de poupança causariam um impacto capaz de aumentar a taxa de crescimento em 0,7%. A inflação é colocada no modelo como uma medida da estabilidade econômica, e o valor estimado para o seu coeficiente foi -0,019. Assim um aumento de um desvio padrão (0,38) na inflação causaria uma queda de 0,7% na taxa de crescimento. Já a variável anos de estudo primário apresentou um coeficiente estimado de 0,0036. Portanto um aumento de um desvio padrão nos anos de estudo (1,3 anos) causaria um aumento de 0,5% da taxa de crescimento do produto per capita.

Bassanini e Scarpetta (2001) estudam a relação de longo prazo entre as instituições e as escolhas de política econômica com o crescimento econômico, controlando para a possibilidade de diferenças na velocidade do progresso tecnológico entre os países da OECD. O trabalho deles possui dois focos: primeiro, as possíveis influências da acumulação do capital humano, das atividades de pesquisa e desenvolvimento, das escolhas de políticas estruturais e macroeconômicas, e dos efeitos do grau de desenvolvimento do mercado financeiro na eficiência econômica; segundo, nos efeitos desses fatores sobre a acumulação do capital físico.

Para testar empiricamente a sua tese, os autores utilizam um modelo com a especificação de um *Pooled Mean Group Estimator* (PMG), estimando a seguinte equação:

$$\Delta \ln y_{i,t} = -\varphi_i (\ln y_{i,t-1} - \theta_1 \ln sk_{i,t} - \theta_2 \ln h_{i,t} + \theta_3 n_{i,t} - \sum_{j=4}^m \theta_j \ln V_{i,t}^j - a_{m+1} t_i - \theta_{0,i}) + \beta_{1,i} \Delta \ln sk_{i,t} + \beta_{2,i} \Delta \ln h_{i,t} + \beta_{3,i} \Delta n_{i,t} + \sum_{j=4}^m \beta_{j,i} \Delta \ln V_{i,t}^j + \varepsilon_{i,t} \quad (29)$$

onde, y é o PIB per capita, sk é a propensão a acumular o capital físico, h é o capital humano, n é o crescimento populacional, $V_{i,t}^j$ é o vetor das variáveis que afetam a eficiência econômica, t_i é uma tendência temporal, os regressores β

capturam as dinâmicas de curto prazo, φ_i é o parâmetro de convergência, ε é o termo de erro. A escolha pelo PMG foi justificada pelos autores pois este método permite que os interceptos, o parâmetro de convergência, os coeficientes de curto prazo, e as variâncias dos erros difiram livremente entre os países, entretanto ele impõe homogeneidade entre os coeficientes de longo prazo.

Os resultados encontrados levam os autores a concluir que as equações de crescimento estimadas explicam uma boa parte do crescimento experimentado pelos países na sua amostra. Eles encontram elevada velocidade de convergência para alguns países e concluem que as diferenças entre o PIB per capita dos países se deve mais a diferenças no estado estacionário do que a diferença na sua posição ao longo de trajetórias similares de crescimento. Diferenças nas taxas de investimento, no capital humano, nos gastos com pesquisa e desenvolvimento, estruturas financeiras e condições macroeconômicas parecem exercer um importante papel nos padrões de PIB per capita entre os países, e mudanças nesses fatores se traduzem rapidamente em mudanças nos padrões de vida.

Por fim é importante apontar que o modelo utilizado por Bassanini e Scarpetta (2001) não inclui o efeito da dívida pública sobre o crescimento econômico e dessa forma é provável que os efeitos causados por ela, se existirem, estariam sendo capturados por outras variáveis, o que nos leva a supor que a estimativa de algum dos coeficientes esteja viesada .

Mais recentemente, Kumar e Woo (2010) fazem uma análise focada na relação de médio e longo prazo entre o nível inicial da dívida pública e o crescimento econômico. Os autores utilizam uma amostra contendo 38 países, no período que vai de 1970 até 2008, com o seguinte modelo empírico:

$$y_{i,t} - y_{i,t-\tau} = \alpha y_{i,t-\tau} + \beta X_{i,t-\tau} + \gamma Z_{i,t-\tau} + \eta_t + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (30)$$

onde y é o logaritmo da renda real per capita, Z é nível inicial de dívida do governo, ν é o efeito fixo específico por país, η é o efeito fixo temporal, ε é o termo de erro não observável, e X é um vetor de variáveis econômicas e financeiras que explicam o crescimento econômico, como por exemplo o níveis

iniciais do PIB per capita, do tamanho do governo, da abertura comercial e da inflação, além de outras variáveis como um índice de crises bancárias, e a média dos anos de estudo da população acima de 15 anos como uma *proxy* para o capital humano.

Eles consideram em seu trabalho os efeitos das condições iniciais das economias estudadas no crescimento econômico das mesmas, por isso a sua escolha pela utilização de valores iniciais das variáveis. Além disso, no caso específico da dívida pública, eles destacam o uso do nível inicial dessa variável para evitar o problema de causalidade reversa.

Ao escolher o método para a sua estimação, os autores deixam clara a sua preocupação com três possíveis fontes de vies: variáveis omitidas; endogeneidade, isto é, correlação entre os regressores e o termo de erro; erros de medição. Considerando esses problemas, os autores optaram pela utilização do *System Generalized Method of Moments* (SGMM), que segundo eles, diminuiriam o efeito total destas diferentes fontes de vies.

Apenas 4 variáveis se mostraram estatisticamente significativas ao nível de significância de 5%: (i) a dívida inicial do governo, apresentou um coeficiente estimado de -0,02, que indica que uma variação de 1% na razão dívida/PIB teria como consequência, tudo o mais constante, uma variação negativa de 1,76% na taxa de crescimento do PIB real per capita; (ii) o PIB per capita inicial apresentou um coeficiente estimado de -2,823 mostrando assim a sua relação negativa com a taxa de crescimento do PIB per capita; (iii) o nível inicial dos anos de escolaridade, com um coeficiente estimado de 4,161, indica que uma variação de 1% no nível inicial dos anos de escolaridade impactariam, em média, numa variação de 6,82% da taxa de crescimento do PIB real per capita; e (iv) o indicador de desenvolvimento financeiro, com um coeficiente estimado de 0,026, indicando que uma variação de 1% na razão passivos líquidos/PIB implicaria, em média, em uma variação de 1,59% na taxa de crescimento do PIB real per capita.

Os autores concluem que os resultados indicam a existência de uma relação inversa entre o nível inicial da dívida pública e o subsequente crescimento econômico, onde, em média, um aumento de 10 pontos

percentuais na razão dívida/PIB levaria a uma queda de 0,2 pontos percentuais na taxa de crescimento do PIB per capita. Eles destacam ainda a existência de evidências de que essa relação entre dívida e crescimento não é linear, e que somente altos níveis de dívida, acima de 90% do PIB, impactariam de forma negativa o crescimento.

Outro trabalho empírico que merece destaque e segue basicamente o mesmo modelo é Checchetti, Mohanty e Zampolli (2011) que investiga a relevância da dívida pública no crescimento de longo prazo para uma amostra de 18 países da OECD, num período de tempo que vai de 1980 até 2008. A equação estimada pelos autores é muito parecida com a estimada por Kumar e Woo (2010), com pequenas diferenças, como por exemplo a utilização de *thresholds* no nível da dívida, assumindo assim uma relação não linear entre dívida e crescimento econômico, além da utilização dos valores correntes da dívida pública, ao invés do seu valor inicial:

$$g_{i,t+1,t+k} = -\Phi y_{i,t} + \beta' X_{i,t} + \lambda_- d_{i,t} I(d_{i,t} < \tau) + \lambda_+ d_{i,t} I(d_{i,t} \geq \tau) + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t,t+k} \quad (31)$$

onde g é uma média k-anos a frente das taxas anuais de crescimento do PIB real per capita, y é o PIB real per capita, μ representam as variáveis dummies responsáveis por capturar os efeitos fixos dos países, γ variáveis dummies responsáveis por capturar os efeitos comuns que se propagam através do tempo, ε representam os resíduos, I é o indicador se d , valor da dívida, ultrapassou ou não o valor do *threshold* τ . X é um conjunto de outros regressores responsáveis por explicar o crescimento, onde se encontram o crescimento da população, número de anos gastos no ensino secundário, razão poupança/PIB, abertura comercial, inflação, índice de crises bancárias e razão de dependência.

Os autores estimam regressões com dados em painel com efeitos fixos para os países, bem como efeitos temporais fixos. Para reduzir os efeitos potenciais de movimentos cíclicos, e permitir que a sua análise focasse o crescimento de médio prazo, os autores utilizaram médias de 5 anos a frente da taxa de crescimento do PIB per capita como variável dependente. Para

estimar os valores dos *thresholds* utilizados no modelo, eles testaram diferentes valores e escolheram aquele que minimizava a soma dos quadrados dos resíduos. Para testar a significância estatística do *threshold*, os autores utilizaram a estatística da verossimilhança.

O *threshold* encontrado foi 85% e de acordo com os resultados derivados da estimação do modelo, um aumento de 10% na razão dívida/PIB levaria a uma queda de 0,13 pontos percentuais na taxa de crescimento do PIB per capita.

Checherita-Westphal e Rother (2012) investigaram o impacto médio que a dívida pública causa no crescimento do PIB per capita em doze países da zona do euro, levando em consideração um período de aproximadamente 40 anos, iniciando em 1970. Eles também adotam uma equação similar àquela utilizada pelos outros autores. Uma das principais diferenças, entretanto, é a inclusão da variável dívida elevada ao quadrado, para permitir uma relação não linear entre dívida e crescimento com uma forma de U invertido. A equação estimada por eles foi:

$$g_{it+k} = \alpha + \beta \ln(y)_{it} + \gamma_1 d_{it}^2 + \gamma_2 d_{it} + \delta s/gf_{it} + \Phi p_{it} + \theta X + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

onde g é a taxa de crescimento do PIB per capita; y é o nível inicial do PIB per capita; d é a razão dívida/PIB; s/gf_{it} é a razão entre poupança e a formação bruta de capital fixo como percentual do PIB; p é a taxa de crescimento populacional; μ é o efeito fixo específico por país; v é o efeito fixo temporal; ε é o termo de erro e X é um vetor de variáveis de controle que inclui indicadores fiscais, taxa de juros de longo prazo e indicadores da abertura econômica e competitividade externa.

A técnica básica de estimação utilizada por eles foi um painel com efeitos fixos, corrigido para heterocedasticidade e autocorrelação. Entretanto, devido ao forte potencial de endogeneidade na variável dívida, em especial uma relação de causalidade reversa, os autores empregam diversas técnicas de estimação com variáveis instrumentais, como mínimos quadrados em dois estágios e *Generalized Method of Moments* (GMM). De acordo com os resultados encontrados por eles, o *threshold* a partir do qual a dívida começa a

ter efeitos negativos sobre o crescimento se encontraria entre 90% e 100% do valor do PIB.

Em um artigo mais recente, Baum, Checherita-Westphal e Rother (2013) investigam a relação entre a dívida pública e o crescimento econômico em vista da recente crise da dívida que assolou principalmente o continente europeu. Em seu trabalho os autores utilizam uma amostra de 12 países da área do euro no período de 1990 até 2010. A equação utilizada é, também, similar àquelas anteriormente apresentadas neste capítulo, o que nos leva a crer que existe um certo consenso com relação à sua formulação:

$$y_{it} = \mu_i + \chi y_{i,t-1} + \alpha' x_{it} + \beta_1 d_{it} I(d_{it} \leq d^*) + \beta_2 d_{it} I(d_{it} > d^*) + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

onde y é a taxa de crescimento do PIB; d é a razão dívida/PIB; d^* é o limite a partir do qual os efeitos da variável d começam a mudar; ε é o termo de erro e x é o vetor de variáveis de controle, as quais são abertura comercial e formação bruta de capital fixo como proporção do PIB. Eles também fazem alguns testes para inclusão de outras variáveis no modelo.

Os autores utilizam a metodologia desenvolvida por Caner e Hansen (2004)²⁰ para a estimação de um modelo de *threshold* dinâmico, mas como tal metodologia não contempla a utilização de dados em painel, os autores foram obrigados a fazer algumas adaptações, como por exemplo as sugeridas por Kremer et al. (2009). Já para a estimação dos valores dos *thresholds*, os autores utilizaram a estratégia apresentada em Hansen (1999).

O *threshold* encontrado foi 66,4% do PIB e o impacto produzido por um aumento de 1% na razão dívida/PIB, tudo o mais constante, levaria a um acréscimo de 0,07% na taxa de crescimento do PIB quando a dívida se encontra abaixo do *threshold*, e nulo acima dele. Portanto, não se observa neste modelo o efeito Reinhart e Rogoff.

²⁰ Caner & Hansen (2004) desenvolveram um estimador e uma teoria de inferência para modelos com variáveis endógenas e variáveis com thresholds exógenos.

2.2 O modelo proposto

O modelo empírico aqui especificado contém os elementos fundamentais daqueles encontrados na literatura que se seguiu a observação inicial de Reinhart e Rogoff (2010a), e é representativo dela. Nesse sentido, ele encontra a sua justificação empírica no conhecimento acumulado na literatura resenhada no primeiro capítulo e na seção anterior. No entanto, apresentamos a seguir sua derivação a partir de um modelo teórico simples, pois isto serve como marco para a justificativa formal da escolha das variáveis nele incluídas.

O primeiro aspecto a ser levado em consideração na escolha do modelo a estimar foi o tipo de modelo de crescimento econômico no qual ele se baseia. Há duas opções principais: um modelo do tipo AK (crescimento endógeno) ou do tipo neoclássico (crescimento exógeno). Como foi exposto na seção 1.1 no capítulo anterior, onde se discutiu a performance destes dois tipos de modelos para explicar o crescimento em seções cruzadas de países, concluímos pela melhor performance empírica dos modelos do tipo neoclássico, apesar de haver alguma controvérsia sobre o tema, como apontado anteriormente. Portanto, apesar de existir também uma certa controvérsia sobre a sua capacidade de explicar as variações na renda dos países através de diferenças nas taxas de poupança e nas taxas de crescimento populacional entre os diferentes países, tomamos como ponto de partida o modelo de crescimento neoclássico.

Adotando uma função do tipo Cobb-Douglas para a função de produção, como proposto por Mankiw, Romer e Weil (1992), temos:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (34)$$

onde Y é o produto, K o capital, H o estoque de capital humano, L o trabalho e A o nível de tecnologia. L e A crescem à taxas exógenas n e g respectivamente.

Considerando s_k 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 pelas duas equações a seguir:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta)k(t) \quad (35)$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta)h(t) \quad (36)$$

onde $k = K/AL$ 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 serem iguais, em primeira aproximação, por simplicidade. Assumindo que $\alpha + \beta < 1$, implica em retornos decrescentes para todos os tipos de capital. As equações (35) e (36) implicam que a economia converge para o estado estacionário definido por:

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n+g+\delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (37)$$

$$h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n+g+\delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (38)$$

Substituindo as equações (37) e (38) na função de produção descrita pela equação (34) e tomando os logaritmos, encontramos que a renda per capita no estado estacionário é igual a:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (39)$$

A equação (39) mostra como a renda per capita depende do crescimento populacional, e da acumulação do capital físico e humano.

Os autores no entanto apontam que existe uma maneira alternativa de se expressar o papel do capital humano na determinação da renda neste modelo. Combinando a equação (39) com a equação para o nível do capital humano no estado estacionário dada em (38), temos uma equação para a renda como uma função da taxa de investimento em capital físico, taxa de crescimento da população e o nível do capital humano.

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h^*) \quad (40)$$

O modelo com capital humano sugere duas maneiras possíveis para modificar as equações posteriores. Uma delas é estimar o modelo aumentado na sua forma reduzida, isto é, a equação (39), na qual a taxa de acumulação do capital humano $\ln(s_h)$ é adicionado ao lado direito da equação. A outra maneira é estimar a equação (39) na qual o nível do capital humano, $\ln(h^*)$, é adicionado ao lado direito da equação. É importante notar que essas regressões alternativas predizem diferentes coeficientes para os termos de poupança e crescimento populacional.

Os autores ainda destacam que tal escolha deve ser feita tomando como base os dados disponíveis, isto é, se os dados disponíveis sobre o capital humano correspondem mais precisamente a taxa de acumulação (s_h), ou ao nível do capital humano (h).

Além disso, o modelo de Solow (1956) faz previsões quantitativas sobre a velocidade de convergência para o estado estacionário. Considerando y^* o nível da renda per capita no estado estacionário dado pela equação (38), e $y(t)$ o nível atual no tempo t . Fazendo uma aproximação em torno do estado estacionário, a velocidade de convergência é dada por:

$$\frac{d \ln(y(t))}{dt} = \lambda [\ln(y^*) - \ln(y(t))] \quad (41)$$

onde $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$. A equação (41) implica que:

$$\ln(y(t)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln(y(0)) \quad (42)$$

onde $y(0)$ é a renda per capita em alguma data inicial. Subtraindo $\ln(y(0))$ de ambos os lados da equação (42) temos:

$$\ln(y(t)) - \ln(y(0)) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \quad (43)$$

Finalmente substituindo a equação (39) na equação (43) temos:

$$\begin{aligned} \ln(y(t)) - \ln(y(0)) &= (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + (1 - e^{-\lambda t}) \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) - \\ &(1 - e^{-\lambda t}) \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y(0)) \end{aligned} \quad (44)$$

Portanto, no modelo de Solow (1956) o crescimento da renda é uma função dos determinantes do definitivo estado estacionário e do nível inicial de renda.

Subtraindo a equação (44) dela mesma defasada em um período, e incluindo o produto defasado para caracterizar a convergência (correspondente à transformação do último termo de (44)), temos que a taxa de crescimento do produto depende do logaritmo da taxa de poupança em capital físico, do logaritmo da taxa de poupança em capital humano, do logaritmo da soma $(n + g + \delta)$. Podemos considerar g e δ iguais para todos os países, então o efeito delas vai para a constante, sobrando apenas o logaritmo de n .

Pode-se acrescentar outras variáveis explicativas para o crescimento: dívida, abertura comercial e inflação.

Portanto, o modelo que foi estimado para testar a existência de uma relação negativa entre dívida pública e a taxa de crescimento da renda real per capita, com base no modelo de crescimento neoclássico de Mankiw, Romer e Weil (1992) foi:

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha \ln(y_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(s_{i,t}^h) + \beta_2 \ln(s_{i,t}^k) + \beta_3 \ln(n_{i,t}) + \gamma X_{i,t} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (45)$$

onde y é a renda real per capita; s^h é a taxa de acumulação de capital humano; s^k é a taxa de acumulação do capital físico; n é a taxa de crescimento populacional; ν é o efeito fixo específico por país; τ é o efeito fixo temporal; ε é o termo de erro não observável; X é o vetor de variáveis econômicas que explicam o crescimento econômico, neste modelo elas são representadas pelo grau de abertura, taxa de inflação e a razão da dívida pública como proporção do PIB.

A variável ν captura aspectos não observáveis específicos de cada país que possam ser determinantes para o crescimento e, portanto, (45) representa um painel com efeitos fixos para os países. Procuramos evitar coeficientes específicos para os países nas outras variáveis, utilizando para elas coeficientes comuns a todos os países da amostra para poder interpretá-los

como um efeito genérico de modo que o seu valor traduza o efeito médio da variável respectiva na taxa de crescimento dos países da amostra.

A variável τ captura os aspectos não observáveis específicos de cada ano da amostra, considerando assim particularidades no cenário econômico mundial em determinado período de tempo que possam afetar o crescimento econômico, como por exemplo a crise mundial ocorrida em 2008. Desse modo, a equação (45) representa um painel com efeitos fixos para os países e efeitos temporais fixos por ano da amostra.

O logaritmo da renda real per capita defasada um período foi adicionada do lado direito da equação como uma variável independente para capturar os efeitos da convergência condicional da renda entre os países. Ela também é uma *proxy* da proximidade de uma determinada economia em relação ao seu estado estacionário, sendo assim, é esperado um sinal negativo da mesma, pois quanto maior a renda, mais perto do estado estacionário aquela economia se encontrará, o que leva a uma menor taxa de crescimento.

A taxa de acumulação do capital físico s_k é um dos fatores determinantes em relação ao nível de renda per capita de uma economia. Seus efeitos podem ter uma permanência maior ou menor de acordo com a extensão a qual o progresso tecnológico é incorporado no estoque de capital. As diferenças nas taxas de investimento entre os países e através do tempo apontam este fator como um dos principais responsáveis pelas diferenças na renda per capita encontrada entre os países. No nosso modelo, a razão formação bruta de capital fixo/PIB é utilizada como uma *proxy* para acumulação do capital físico.

Como indicado na equação (44) outra variável crucial é o investimento em capital humano, que tem um impacto permanente no processo de crescimento, uma vez que o treinamento e a existência de profissionais capacitados, aliados a um processo de pesquisa mais intenso, podem gerar um aumento mais rápido no progresso técnico, além é claro de facilitar a adoção de novas tecnologias no processo produtivo. A taxa de investimento em capital humano per se não estava disponível, então a substituímos por uma *proxy* para ela.

A escolaridade, $e(t)$, é uma indicação do nível de capital humano. A variação da escolaridade é uma indicação da acumulação líquida de capital humano. A variação proporcional da escolaridade é uma indicação da taxa de poupança visando investimento em capital humano. O investimento total em capital humano é a soma do investimento líquido, representado pela escolaridade, com o investimento de reposição da depreciação, $\delta e(t)$.

A importância do capital físico e do capital humano encontra respaldo também na literatura referente a produtividade total dos fatores (TFP)²¹, como apontam Ferreira, Pessôa e Veloso (2008) em seu artigo, onde os autores constataam que apesar da importância da produtividade para se explicar as dispersões encontradas no nível e nas taxas de crescimento do produto per capita entre os países, em particular a partir de 1975, a acumulação dos fatores (capital físico e humano) é responsável pela maior parte do crescimento médio do produto per capita entre os anos de 1960 e 2000.

Levando em consideração o modelo de Solow (1956), sabemos que o crescimento da renda per capita depende da taxa de crescimento da força de trabalho, que é representada neste modelo pela variável n , a taxa do crescimento populacional.

As variáveis adicionais que foram incluídas para representar o processo de aumento do nível de atividade na economia, mencionados anteriormente são discutidas a seguir.

A variável dívida pública permite testar a existência de uma relação negativa entre a dívida pública e o crescimento econômico. O seu coeficiente permite testar estatisticamente a sua significância, bem como para se estabelecer a sua real magnitude. Como ele é o mesmo para todos os países, o efeito identificado tem uma natureza genérica e permite fazer inferências gerais sobre ele, do tipo daquela feita por Reinhart e Rogoff (2010a).

Entretanto, este coeficiente pode também capturar os efeitos que a política fiscal exerce no crescimento, como por exemplo o efeito *crowding out* causado pelo financiamento dos déficits do governo, e coloca a questão da

²¹ Total factor productivity.

sustentabilidade da dívida. Déficits recorrentes, que aumentem a dívida e a conduzam a um patamar insustentável farão com que os prêmios de risco nas taxas de juros cresçam e podem também causar pressões nas taxas de câmbio, o que vem a repercutir de forma desfavorável na acumulação de capital. A dívida deve ser financiada de alguma forma, e certamente isso será através do aumento de impostos, em sua maioria distorcivos, e da redução dos gastos, que podem ser gastos correntes ou até mesmo investimentos, afetando assim o crescimento.

A abertura comercial é um fator determinante para o crescimento tendo em vista um maior mercado consumidor que pode ser atingido, o que pode levar também a economias de escala, exposição a competição e difusão do conhecimento, além é claro da obtenção de matérias-primas antes inacessíveis (melhores ou mais baratas), importação de bens de capital, além é claro do investimento feito por estrangeiros.

Finalmente, temos a inflação, que pode afetar o crescimento econômico de varias maneiras. A inflação exacerba a variação dos preços, tornando assim difícil para os agentes econômicos tomarem decisões com repercussões no longo prazo, como decisões de investimento por exemplo, pois aumentam a incerteza. A presença de altas taxas de inflação também aumenta a distorção causada pela maioria dos impostos cobrados pelo governo, além de gerar perdas no bem-estar dos indivíduos, diminuindo seu poder aquisitivo, além de aumentar os custos, reduzindo assim a competitividade das empresas.

Diferentemente dos demais trabalhos resenhados na seção anterior, o método econométrico utilizado na estimação da equação (45) foi a regressão linear de um painel com efeitos fixos para as unidades de *cross-section*, e efeitos temporais fixos para os anos contidos na amostra. Procuramos evitar métodos não lineares para poder contar com a robustez e estabilidade do modelo linear, tomando alguns cuidados, como se indica a seguir.

Como alertado por Kumar e Woo (2010), foram examinadas possíveis fontes de viés na estimação de um modelo do tipo da equação (45). A primeira é a possibilidade de ocorrência de variáveis omitidas. Ela foi rechaçada no modelo aqui estimado pela sua especificação a partir do desenvolvimento do

modelo teórico e inclusão nele de todas as variáveis que nele apareceram. Além disso, ele inclui todas as variáveis que se mostraram estatisticamente significantes nos diversos trabalhos com abordagem empírica anteriormente apresentados. A segunda fonte de viés apontada por aqueles autores é a endogeneidade. Para controlar isso, foram feitos testes de correlação entre todos os regressores e o termo de erro, e nenhum apresentou uma correlação significativa, que pudesse representar algum problema. A terceira fonte de viés, os erros de medição, foram evitados tomando cuidados especiais na construção da base de dados, conforme se descreve na seção própria, minimizando assim a possibilidade de ocorrência de problemas dessa natureza.

Embora o artigo que tenha servido de inspiração para esse trabalho utilize da abordagem de limites críticos para a dívida pública, assim como a maioria dos trabalhos que discutem o efeito Reinhart e Rogoff, existem muitas controvérsias com relação à existência desses limites e com relação aos métodos para a estimação do seu valor. Assim, não o incluímos em nosso modelo básico, preferindo testar a sua inclusão posteriormente, no capítulo 4.

Muitos dos trabalhos aqui apresentados utilizam médias de 5 anos ou períodos quinquenais para as variáveis, tentando reduzir os efeitos potenciais da ocorrência de movimentos cíclicos. Entretanto, não consideramos tais movimentos fontes potenciais de viés na nossa estimação, e este procedimento certamente representaria uma perda importante da informação contida nestas variáveis. Além disso esse procedimento reduziria consideravelmente o tamanho da amostra. Entretanto, como é uma prática constante na literatura, realizamos o exercício de estimar um painel de periodicidade quinquenal para uma comparação com a estimação utilizando dados anuais, para obter melhores informações sobre o *trade-off* entre o número de graus de liberdade e a possível fonte de viés advindas de movimentos cíclicos. Por isto, fazemos no próximo capítulo também a estimativa com dados quinquenais e comparamos com nosso modelo principal, estimado com dados anuais. Outra possível fonte de problemas seria a possibilidade de ocorrência de uma quebra estrutural em 2008. No entanto, como esse é um período rico em informações para a relação entre dívida e crescimento e, portanto, chave para este trabalho, optamos por

utilizar os dados referentes a esse importante período, testando posteriormente a ocorrência de quebra estrutural.

Checherita-Westphal e Rother (2012) incluem a variável dívida elevada ao quadrado entre as variáveis explicativas, postulando a existência de uma relação não linear da dívida pública com o crescimento econômico. Não consideramos a inclusão de tal variável em nosso modelo pois não encontramos qualquer respaldo teórico para tal, e a introdução deste termo poderia gerar um problema de identificação devido a multicolinearidade na vizinhança do valor unitário para a relação dívida/PIB.

Uma preocupação importante na utilização de dados de séries temporais é a autocorrelação, enquanto para dados de *cross-section* a preocupação é a existência da heterocedasticidade. Com a utilização de dados em painel é preciso prever a possibilidade de ocorrência de ambos os problemas. Não tivemos nenhuma evidência da presença de autocorrelação em nossa amostra, uma vez que os testes para tal permitem rejeitá-la. Com relação a heterocedasticidade, foi utilizado o método de White para a estimação do coeficiente de covariância, corrigindo assim o viés que ela poderia produzir.

Mais uma possível fonte de problemas apontada por alguns autores seria a existência de uma relação de causalidade reversa entre a dívida pública e o crescimento econômico, onde o baixo crescimento é que causaria o aumento na dívida pública ao invés do contrário. Executando um teste de causalidade de Granger, variando o número de defasagens utilizadas de 2 até 10, rejeitou-se em todos os casos a hipótese nula de que o crescimento do PIB per capita real não Granger-causa a dívida, e também a hipótese de que a dívida não Granger-causa o crescimento do PIB per capita real. Isto nos leva a crer na existência de uma causalidade recíproca.

2.3 Construção da Base de Dados

Como o intuito deste trabalho era o de fazer uma análise mais ampla do que a dos trabalhos anteriores que abordaram o mesmo tema, procuramos contar com o maior número possível de países presentes na amostra. Dessa forma, a única restrição para se adicionar um país a amostra foi a da disponibilidade de dados sobre aquele país. O critério utilizado para determinar o período amostral foi também maximizar a informação disponibilizada para a análise empírica ampliando ao máximo o período de tempo abrangido pela amostra. Incluímos, em especial, o período de 2008 até 2013, pela importância que ele tem para compreender o comportamento da dívida e a sua interação com o crescimento econômico neste importante período de crise. Dessa forma, chegou-se a um amostra de 86 países que se estende de 1983 até 2013, com dados anuais.

A principal fonte de dados utilizada neste estudo foi a base de dados do Banco Mundial²², de onde foram retiradas a maioria das séries utilizadas. Outra importante fonte de dados utilizada neste trabalho foi a Penn World Table 7.1²³. Foram também utilizadas séries contidas no banco de dados do World Economic Outlook²⁴. Infelizmente, nem todos os países da amostra possuíam os dados necessários para que as séries fossem montadas de maneira ininterrupta, ocorrendo para alguns (poucos) países pequenas descontinuidades, com algumas poucas observações faltando. Para manter estes países na amostra, os dados faltantes foram complementados fazendo uso de informações compatíveis com as originais constantes de outras fontes, a saber, o The World Factbook²⁵, utilizado principalmente para complementar os dados mais recentes. Quando necessário, para complementar os dados da

²² Banco de dados dos indicadores da seção Economy & Growth: <http://data.worldbank.org/indicator/all>

²³ U. of Pennsylvania (2012), https://pwt.sas.upenn.edu/php_site/pwt71/pwt71_form.php

²⁴ FMI (2014), <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2014/01/weodata/download.aspx>

²⁵ CIA (2013). <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/index.html>

dívida pública foram utilizados os dados disponibilizados no site dos professores Reinhart e Rogoff²⁶.

Passemos agora à descrição das séries utilizadas para cada uma das variáveis do modelo. Para a variável PIB real per capita foi utilizada a série *rgdpch*²⁷ da Penn World Table versão 7.1, que apresenta o PIB per capita dos diferentes países convertido para dólar norte-americano usando a paridade do poder de compra a preços constantes de 2005. Entretanto, como a série começa em 1980 e termina em 2010, foi necessário buscar outra fonte para os anos de 2011, 2012 e 2013. Ao analisar outras séries com o intuito de completar a amostra para a variável em questão, nenhuma delas apresentou um resultado satisfatório. Dessa forma, utilizamos os dados referentes à taxa de crescimento do PIB per capita fornecidos do Banco Mundial²⁸ para estendê-la, multiplicando os valores referentes ao ano de 2010 pela taxa de crescimento do PIB per capita referente ao ano de 2011 para obter os valores do PIB per capita para aquele ano, repetindo o mesmo procedimento para os anos de 2012 e 2013. Como no modelo utilizamos o logaritmo natural do PIB real per capita, todos os valores foram transformados em logaritmo. Para representar a taxa de crescimento do PIB real per capita na equação empírica, tomou-se a primeira diferença do logaritmo do PIB real per capita, multiplicada por 100.

Para a dívida pública utilizamos a série correspondente à dívida total *do governo central* como proporção do PIB extraída do relatório World Economic Outlook (FMI (2014b)). Infelizmente nem todos os países possuíam dados disponíveis até o ano de 2013, havia descontinuidades para alguns países, e para outros as séries só começavam depois de 1983. Para contornar esse problema, a série foi complementada com dados de Abbas et al (2011)²⁹. Porém, mesmo contando com essa fonte de dados extremamente completa, ainda assim restaram algumas pequenas descontinuidades, e valores para

²⁶ <http://www.reinhartandrogoff.com/data/browse-by-topic/topics/9/>

²⁷ Detalhes a cerca 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

²⁸ Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD.ZG>

²⁹ Historical Public Debt Database (HPDD), disponível no site do Fundo Monetário Internacional no endereço <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=262>

anos específicos de alguns países não foram encontrados³⁰ e para completar essas séries, foram utilizados dados sobre a dívida pública disponibilizados no site dos professores Reinhart e Rogoff³¹. Como os dados utilizados usam o mesmo conceito de dívida pública e grande parte dos dados compartilham da mesma fonte (o HPDD utiliza dados do World Economic Outlook) a construção da série utilizada neste trabalho através da utilização dessas três bases de dados é consistente. Para produzir a série utilizada na equação empírica aplicamos o logaritmo nesta série.

Para a variável grau de abertura, foi utilizada a série *openk* da Penn World Table 7.1, que é calculada somando as importações e as exportações como proporção do PIB de cada país. Mais uma vez, o fato das séries contidas na Penn World Table só se estendem até o ano de 2010 teve que ser contornado complementando a amostra com auxílio de outras bases de dados. Para isso foi utilizada a série "trade(% of GDP)" disponibilizada pelo Banco Mundial³², que utiliza a mesma metodologia da série da Penn World Table. Infelizmente, as séries para alguns países como Irã, Guiana e Síria apresentaram descontinuidades ou observações faltantes e, nestes casos, o índice de abertura foi calculado manualmente, somando-se os valores das exportações e das importações daquele país no ano desejado e dividindo esse número pelo valor do PIB do respectivo ano. Os valores das importações e das exportações foram retirados da *World Integrated Trade Solution*³³, e os valores do PIB foram obtidos da série "GDP (*current* US\$)" disponibilizada pelo Banco Mundial. A série utilizada na equação empírica é o logaritmo desta variável.

A variável nível de educação utilizada foi a média dos anos de estudo no ensino médio da população de 15 anos de idade ou mais, obtida de Barro e Lee (2010). A amostra construída pelos autores vai de 1975 até 2010, e a periodicidade é quinquenal. Isso no entanto não é um problema, visto que essa é uma variável que tem muita inércia. Por isto, fez-se uma interpolação linear

³⁰ As 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).

³¹ Disponível em <http://www.reinhartandrogoff.com/data/browse-by-topic/topics/9/>

³² Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS> e realizar o download.

³³ Detalhes em <http://wits.worldbank.org/Default.aspx>

desta variável dentro de cada quinquênio, distribuindo a variação pelos anos intermediários de tal modo que a taxa de variação entre cada dois anos sucessivos fosse idêntica para cada quinquênio. No entanto, para as observações de 2011, 2012 e 2013 tal procedimento não pôde ser adotado, assim, seguindo o mesmo procedimento que os outros trabalhos que utilizam os dados fornecidos por Barro e Lee (2010), repetimos para estes anos o valor observado em 2010.

Construímos uma *proxy* para a taxa de investimento em capital humano de acordo com o seguinte procedimento: partindo do número médio de anos de escolaridade discutido acima, subtraímos do mesmo o valor defasado da variável multiplicado por 0,95. O valor 0,95 se refere à utilização de uma taxa de depreciação do capital humano de 5%, obtendo dessa forma o investimento bruto no capital humano. Dividindo esta variável pelo número de anos de escolaridade defasada obtivemos a variação proporcional da escolaridade média, que se admite ser proporcional à taxa de investimento na educação. Também aplicamos o logaritmo nesta variável quando do seu emprego na equação empírica.

Ao construir a variável taxa de investimento no capital físico, que é expressa como o valor da formação bruta de capital fixo como porcentagem do PIB, foi utilizada a série "Gross capital formation (% of GDP)", disponibilizada pelo Banco Mundial³⁴. Infelizmente alguns países não possuíam dados para os anos de 2013 e 2012³⁵, e foi necessária a utilização de uma fonte complementar para completar a série. Para isso foram usados os dados do World Factbook (CIA). Também aplicamos o logaritmo na série, obtendo assim a variável usada no modelo.

Para a variável inflação, foi utilizada a taxa de variação do índice de preços ao consumidor, tomando os valores referentes ao final do período. A

³⁴ Disponível em <http://data.worldbank.org/indicador/NE.GDI.TOTL.ZS>

³⁵ As 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); Gâmbia (2013); Guiana (2013); Haiti (2013); Hungria (2012-2013); Irã (2008-2013); Irlanda (2013); Israel (2013); Jamaica (2013); Japão (2013); Quênia (2013); Lesoto (2013); Marrocos (2013); Niger (2013); Senegal (2013); Síria (2008-2013); Emirados Árabes Unidos (2013); Estados Unidos (2013); Uruguai (2013); Venezuela (2013).

série utilizada para a inflação foi a "PCPIEPCH" do World Economic Outlook 2014, do FMI. Infelizmente nem todos os países possuíam valores para todas as observações no período analisado pelo presente trabalho, e nestes casos, para complementar a série, foram utilizados como *proxy* os valores da série "PCPIPCH", da mesma fonte. A única diferença entre as duas séries é que esta última é uma média, ao invés do valor no final do período e as diferenças para os períodos em que ambas estão disponíveis são de segunda ordem. Finalmente transformamos a série aplicando o logaritmo, para obter a variável utilizada na equação empírica.

Por último, para a construção da variável crescimento populacional foram utilizados dados da série "Populational growth (annual %)" da base de dados do Banco Mundial³⁶. Os dados são medidos em variação percentual em relação ao ano anterior. O logaritmo também foi aplicado nesta variável.

Algumas das séries utilizadas aqui, retiradas da base de dados do Banco Mundial, também possuíam uma série correspondente na Penn World Table 7.1. Entretanto, optamos por utilizar as séries do Banco Mundial para minimizar a necessidade de se completar os dados faltantes, uma vez que os dados da PWT se estendiam apenas até o ano de 2010.

2.4 As séries de tempo das variáveis do modelo

A Tabela A.1 do Anexo A apresenta, para cada país, o valor médio no período da amostra das variáveis da equação (45).

Após examinar os histogramas das variáveis do modelo, reunindo todas as observações para todos os países, e analisando suas médias e também os seus desvios-padrão, verificamos a presença de alguns *outliers* que poderiam

³⁶ Disponível em <http://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.GROW>

viesar os resultados obtidos pelo modelo. Classificamos aqui como *outliers* variações extremas que sugeriam a presença de choques estruturais que não são capturados pelo modelo teórico. Conservadoramente, consideramos como *outliers* todos os valores com desvios da média maiores do que 4 desvios-padrão. Embora o critério mais usual para a caracterização das observações como *outliers* seja de média ± 2 desvios-padrão, utilizamos nesse trabalho o critério acima, para evitar ao máximo a perda de informação, levando em consideração também que estávamos examinando a distribuição da variável "pooled", na seção cruzada e no tempo. Dessa forma, foram considerados *outliers*, e removidos da amostra, as observações com valores superiores a 300% para a relação dívida/PIB; superiores a 50% para a relação FBCF/PIB; superiores a 30% e inferiores a -20% para a taxa de crescimento do PIB real per capita.

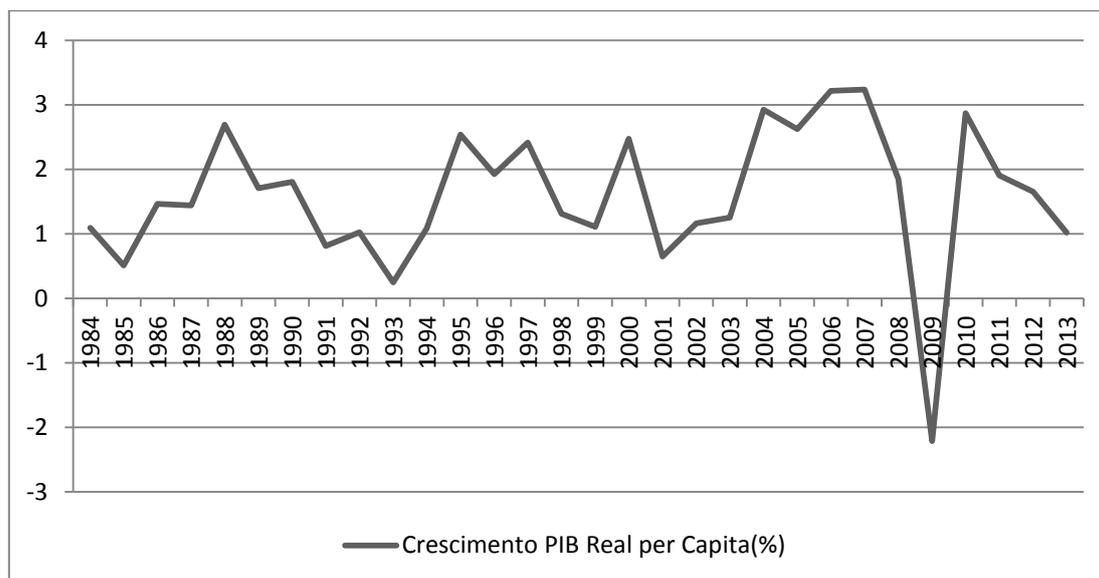
Após a verificação das condições citadas acima, dois países foram retirados da amostra, Guiana e Lesotho. Guiana apresentou valores superiores a 300% na razão dívida/PIB por 14 anos consecutivos (1984 até 1997), deixando claro que se tratava de um caso especial, e que a melhor opção seria a exclusão da amostra, para um eventual estudo de caso futuro. No caso de Lesotho, o país apresentou valores acima dos 50% na razão FBCF/PIB por 10 anos, sendo 9 consecutivos (1989 até 1997 e depois em 1999), indicando ser ele também merecedor de um estudo de caso específico, e também decidimos pela sua exclusão da amostra. Outras observações que foram classificadas como *outliers* e excluídas da amostra foram: i) taxa de investimento da República do Congo nos anos de 1994 e 2013; ii) taxa de 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.

Nas outras variáveis não houve nenhuma exclusão de observações. Observando a variável crescimento populacional, poucas foram as observações que ultrapassaram o valor limite da média ± 4 desvios-padrão, e como a variável não possui um grande impacto no crescimento econômico, optamos por não excluir tais observações. No caso da variável grau de abertura, os únicos países que excederam o limite estabelecido pela média ± 4

desvios-padrão foram Singapura e Luxemburgo. Porém como ambos os países são polos financeiros e Singapura é uma plataforma de exportação, optamos aqui também pela não exclusão dessas observações. Já no caso da variável inflação, graças aos inúmeros episódios de hiperinflação o valor do desvio-padrão da variável foi maior do que 10 vezes o valor da média. Ainda assim alguns países ultrapassaram o limite da média ± 4 desvios-padrão. Entretanto como não parece existir um consenso sobre o que seriam valores razoáveis para a taxa de inflação, e levando em consideração o grande número de episódios de países que apresentaram períodos de crescimento econômico mesmo na presença da hiperinflação, decidimos pela manutenção de todas as observações desta variável na amostra.

Abaixo são apresentados gráficos com as médias dos valores apresentados pelas variáveis do modelo para que o leitor possa acompanhar a evolução das variáveis ao longo do período analisado neste trabalho.

Gráfico 8 - Taxa de Crescimento PIB Real Per Capita(%)

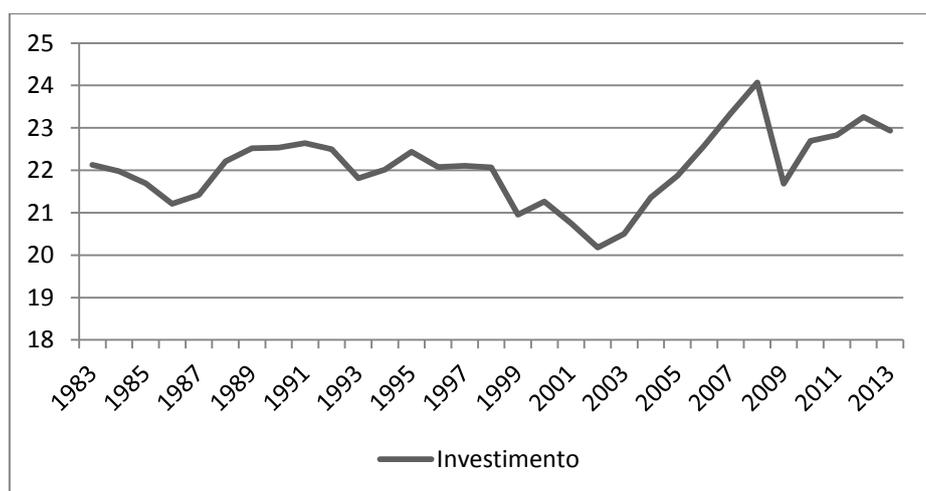


Fonte: BANCO MUNDIAL, 2014; CIA, 2013.

No Gráfico 8 é possível notar o comportamento cíclico do crescimento econômico ao longo do período estudado, com destaque para a sua volatilidade. Destacamos aqui também os efeitos negativos da crise do *subprime* e suas consequências no crescimento econômico nos anos posteriores a sua deflagração.

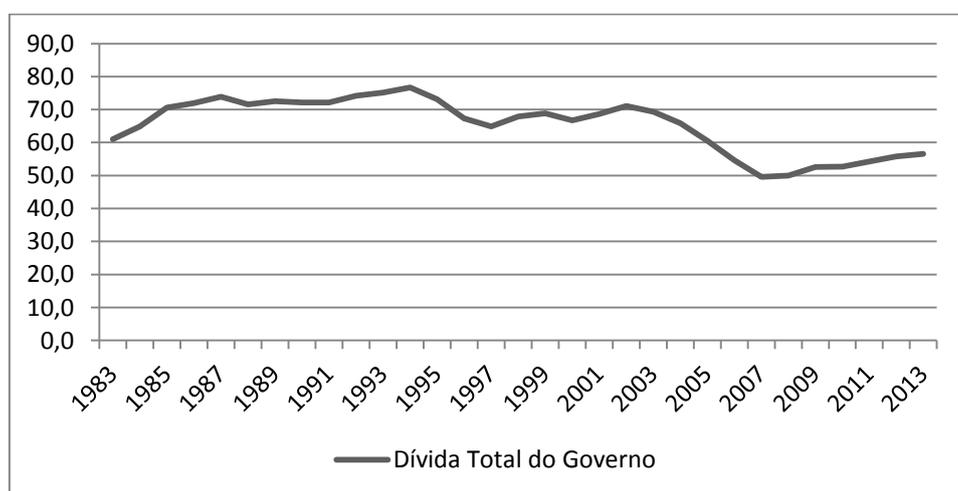
No Gráfico 9 é possível notar o mesmo comportamento cíclico do crescimento econômico atuando sobre a taxa de investimento em capital físico. É possível observar uma tendência de crescimento que se inicia em 2003 e para bruscamente em 2009, com a crise do *subprime*, resultando em uma queda de mais de 4% na taxa média de investimento em capital físico após esse episódio, levando a mesma para menos de 20% do PIB. Depois é possível observar a lenta recuperação da variável.

Gráfico 9 - Média Taxa de Investimento Capital Físico(% do PIB)



Fonte: BANCO MUNDIAL, 2014; CIA, 2013.

Gráfico 10 - Dívida Total do Governo (% do PIB)

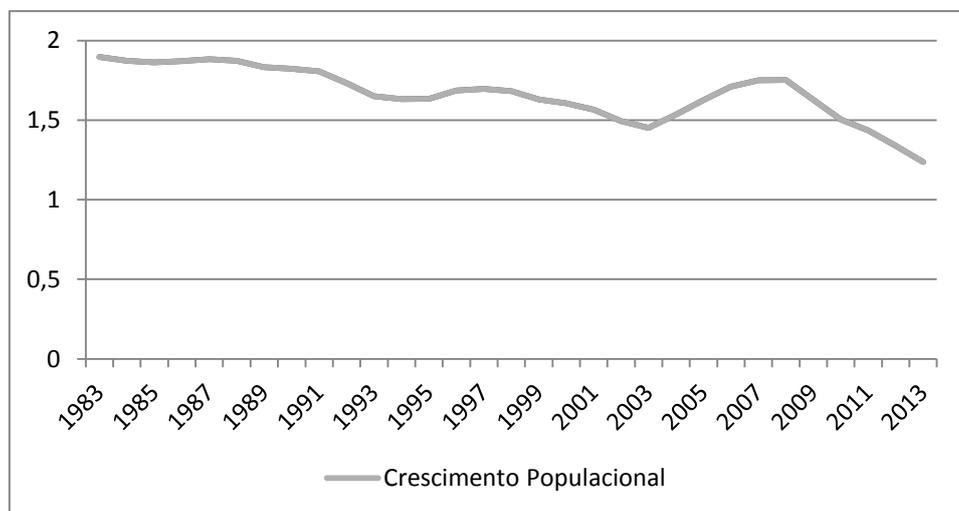


Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

Já no Gráfico 10 é possível observar a evolução da dívida pública ao longo do período analisado, seu aumento durante os anos 80, uma pequena queda e estabilização durante a década de 90 seguida por uma queda

acentuada a partir de 2004 e uma subida abrupta com o início da crise do *subprime* em 2008.

Gráfico 11 - Taxa de Crescimento Populacional Média (% anual)



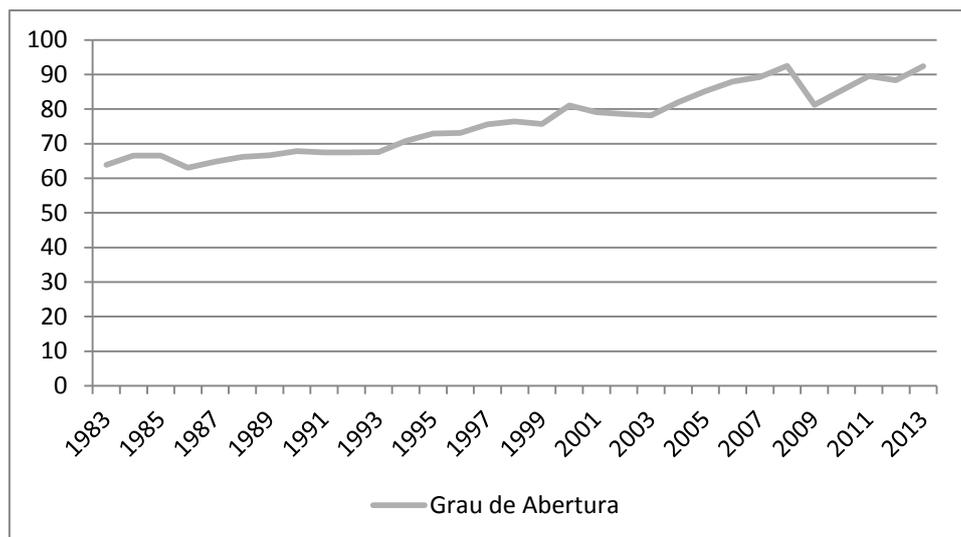
Fonte: BANCO MUNDIAL, 2014

Ao analisar o Gráfico 11 é possível observar uma redução progressiva na taxa de crescimento média dos países, refletindo um crescimento mais lento da população mundial, especialmente a partir de 2007, onde essa tendência parece se acentuar.

No Gráfico 12 é possível notar a evolução da abertura comercial entre os países ao longo dos anos. Mais uma vez o ano de 2008 mostra uma quebra estrutural na série, uma vez que com os desdobramentos da crise, a diminuição da renda disponível levou também a uma queda nas transações entre os países, diminuindo assim o grau de abertura.

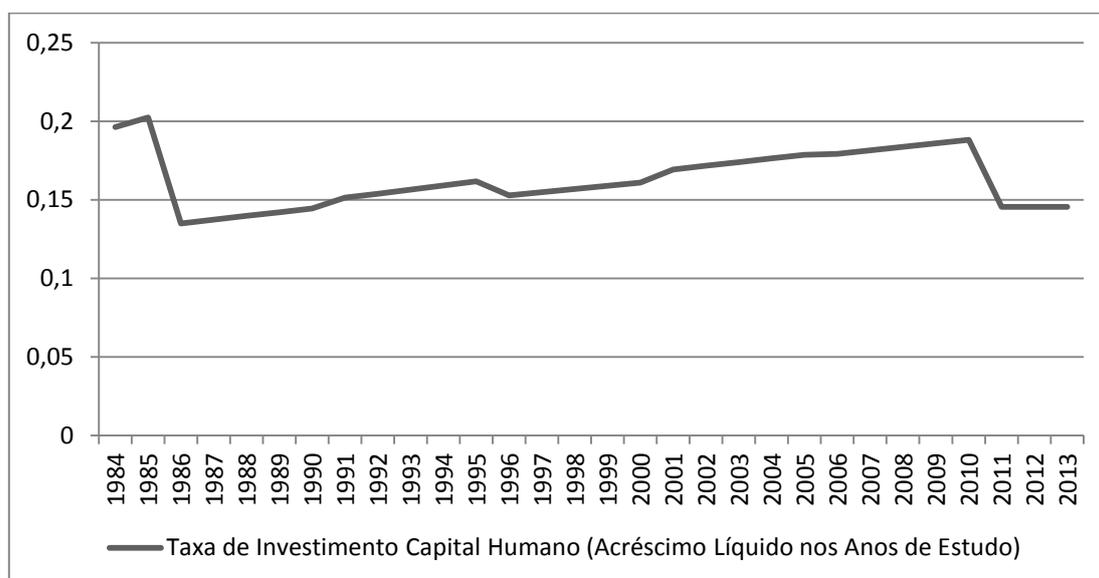
Com relação a taxa de investimento em capital humano, podemos observar através dos dados apresentados no Gráfico 13 que a variável apresenta uma tendência estável de crescimento a partir de 1985 que só é interrompida em 2009, possivelmente graças a crise econômica, mudando os custos do *trade-off* entre um maior grau de instrução e uma entrada mais rápida no mercado de trabalho.

Gráfico 12 - Grau de Abertura Médio (% PIB)



Fonte: BANCO MUNDIAL, 2014; HESTON, SUMMERS, ATEN, 2012.

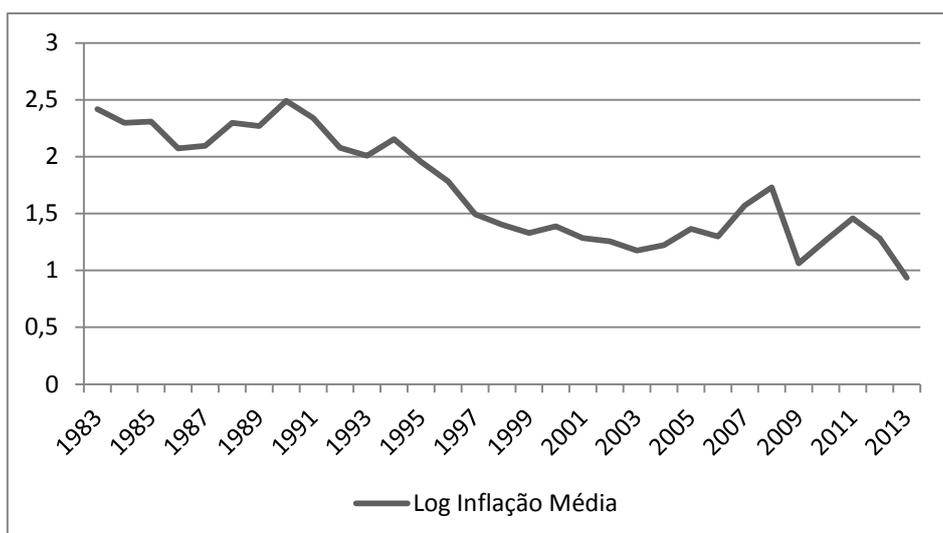
Gráfico 13 - Taxa Média de Investimento em Capital Humano



Fonte: BARRO & LEE, 2010.

No Gráfico 14 podemos observar uma tendência de queda da inflação ao longo dos anos após os altos índices de inflação ao longo dos anos 80, com a inflação se estabilizando apenas a partir dos anos 2000, mas voltando a ter alguns picos em momentos de crise. Já os investimentos como proporção do PIB parecem seguir um comportamento cíclico. Devemos ressaltar mais uma vez a queda abrupta que ocorre em 2008, mais um dos efeitos da crise do *subprime*.

Gráfico 14 - Inflação Média (Logaritmo)



Fonte: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b.

Também foi efetuado um exame das propriedades das séries de tempo utilizadas antes de estimar o modelo propriamente dito. Apresentamos a seguir os resultados dos testes de raiz unitária, e a determinação da ordem de integração das mesmas. Examinamos também a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis principais para o teste da hipótese de Reinhart e Rogoff (2010a), principal objetivo deste estudo.

Nota-se no entanto que os testes empregados são próprios para o teste de variáveis em painel, e permitem testar tanto a presença de uma raiz unitária em um processo estocástico comum a todas as séries da seção cruzada, quanto a presença de raiz unitária nas séries individuais da seção cruzada³⁷.

Os testes de presença de uma raiz unitária na variável dependente, a taxa de crescimento do PIB real per capita, permitem rejeitar a hipótese nula da presença de uma raiz unitária no conjunto das séries do painel, como mostra a Tabela 1. Esse resultado já era esperado uma vez que a série é composta pela diferença do logaritmo do PIB real per capita. No entanto, é sabido que quando há quebras estruturais os testes de raiz unitária podem rejeitar a sua presença, devido aos efeitos da quebra sobre a estatística derivada da regressão de teste, quando na realidade a série é integrada (vide Perron (1997)) e o estudo de séries de taxas de crescimento do produto per capita de países individuais

³⁷ Para detalhes dos testes realizados vide o Manual do Usuário do software EViews 8.

com frequência apresentam persistência e são classificadas como I(1). Infelizmente, testes de raiz unitária com quebra estrutural não estavam facilmente disponíveis para painéis, e esta série foi conservadoramente classificada como I(1).

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária (Crescimento PIB real per capita)

Série: Taxa de Crescimento PIB real per capita				
Amostra: 1983-2013				
	Estatística	P-Valor	Seções-Cruzadas	Obs
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo comum de raiz unitária)				
Levin, Lin & Chu t*	-25.8610	0.0000	84	2400
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo individual de raiz unitária)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-25.9679	0.0000	84	2400
ADF - Fisher Qui-Quadrado	947.908	0.0000	84	2400
PP - Fisher Qui-Quadrado	1081.63	0.0000	84	2422

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Os testes da presença de raiz unitária no logaritmo da razão dívida/PIB no entanto, não rejeitam a hipótese nula da presença de uma raiz unitária na série, como pode ser visto na Tabela 2, indicando que a variável é I(1).

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária (Dívida Pública)

Série: Dívida/PIB				
Amostra: 1983-2013				
	Estatística	P-Valor	Seções-Cruzadas	Obs
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo comum de raiz unitária)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.90541	0.1826	84	2463
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo individual de raiz unitária)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.67927	0.7515	84	2463
ADF - Fisher Qui-Quadrado	158.976	0.6790	84	2463
PP - Fisher Qui-Quadrado	150.886	0.8240	84	2520

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Para o logaritmo da taxa de acumulação de capital físico, que representa o investimento agregado em nosso modelo, a hipótese nula da existência de uma raiz unitária é rejeitada nos testes, como mostra a Tabela 3. Em consequência, ela foi classificada como estacionária.

Ao testarmos a ordem de integração do logaritmo da taxa de investimento em capital humano, a hipótese nula da presença de uma raiz unitária também foi rejeitada, como pode ser visto na Tabela 4. Desta forma a variável foi classificada como estacionária.

Tabela 3 - Teste de Raiz Unitária (Taxa Investimento em Capital Físico)

Série: Taxa de Investimento em Capital Físico				
Amostra: 1983-2013				
	Estatística	P-Valor	Seções-Cruzadas	Obs
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo comum de raiz unitária)				
Levin, Lin & Chu t*	-4.85459	0.0000	84	2482
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo individual de raiz unitária)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-6.25183	0.0000	84	2482
ADF - Fisher Qui-Quadrado	319.597	0.0000	84	2482
PP - Fisher Qui-Quadrado	294.792	0.0000	84	2517

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Tabela 4 - Teste de Raiz Unitária(Taxa Investimento Capital Humano)

Série: Taxa de Investimento em Capital Humano				
Amostra: 1983-2013				
	Estatística	P-Valor	Seções-Cruzadas	Obs
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo comum de raiz unitária)				
Levin, Lin & Chu t*	-2.46450	0.0069	84	2381
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo individual de raiz unitária)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4.15285	0.0000	84	2381
ADF - Fisher Qui-Quadrado	215.191	0.0081	84	2381
PP - Fisher Qui-Quadrado	220.256	0.0042	84	2436

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Os testes de raiz unitária para o logaritmo da inflação apresentados na Tabela 5 permitem rejeitar a hipótese nula de presença de uma raiz unitária tanto numa série que represente uma tendência comum na seção cruzada, quanto a hipótese conjunta da existência de uma raiz unitária em cada uma das séries individuais. A série foi classificada como estacionária.

Tabela 5 - Teste Raiz Unitária(Inflação)

Série: Inflação				
Amostra: 1983-2013				
	Estatística	P-Valor	Seções-Cruzadas	Obs
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo comum de raiz unitária)				
Levin, Lin & Chu t*	-9.71082	0.0000	84	2256
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo individual de raiz unitária)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-13.2356	0.0000	84	2256
ADF - Fisher Qui-Quadrado	539.769	0.0000	84	2256
PP - Fisher Qui-Quadrado	561.651	0.0000	84	2287

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Os testes de raiz unitária na série do logaritmo do grau de abertura comercial, reportados na Tabela 6, apresentaram um resultado ambíguo. O teste rejeitou a presença de um processo integrado comum às séries do painel, no entanto um dos testes conjuntos não foi capaz de rejeitar a hipótese nula da

existência de uma raiz unitária nas séries individuais. Desta forma optamos por classificar esta variável como sendo $I(1)$.

Tabela 6 - Teste de Raiz Unitária(Abertura Comercial)

Série: Abertura Comercial Amostra: 1983-2013				
	Estatística	P-Valor	Seções-Cruzadas	Obs
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo comum de raiz unitária)				
Levin, Lin & Chu t*	-2.48825	0.0064	84	2495
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo individual de raiz unitária)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4.8E-05	0.5000	84	2495
ADF - Fisher Qui-Quadrado	211.312	0.0132	84	2495
PP - Fisher Qui-Quadrado	203.252	0.0330	84	2520

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Os testes de raiz unitária para o logaritmo da taxa de crescimento populacional apresentados na Tabela 7 foram ambíguos, com o teste de tendência comum rejeitando a presença dela, e um dos testes conjuntos de presença da raiz unitária nas séries individuais não permitindo rejeitá-la. Aqui, novamente, nos socorremos de informações quanto a natureza das séries, lembrando que esta variável demográfica tipicamente exhibe persistência marcante, e privilegiamos o segundo tipo de teste e a classificamos como $I(1)$.

Tabela 7 - Teste de Raiz Unitária(Crescimento Populacional)

Série: Crescimento Populacional Amostra: 1983-2013				
	Estatística	P-Valor	Seções-Cruzadas	Obs
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo comum de raiz unitária)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.90693	0.0283	83	2255
Hipótese Nula: Presença de Raiz Unitária (assume processo individual de raiz unitária)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.39492	0.6536	83	2255
ADF - Fisher Qui-Quadrado	292.691	0.0000	83	2255
PP - Fisher Qui-Quadrado	203.481	0.0252	83	2411

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Devido a natureza não estacionária de três das variáveis independentes do modelo, um teste de cointegração se faz necessário para que se confirme a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, descartando assim a possibilidade de uma regressão espúria ao se estimar o modelo. Eles são apresentados no próximo capítulo.

3 RESULTADOS

Este capítulo apresenta os principais resultados obtidos na estimação da equação para o modelo neoclássico de crescimento econômico, acrescido da dívida pública, como discutido e justificado no capítulo anterior (equação (45)). Todas as estimações, bem como os testes de raiz unitária na seção anterior foram feitos com o software EViews 8. Na seção 3.1 serão apresentados os testes de cointegração realizados, bem como a interpretação dos seus resultados em relação a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis testadas. Já na seção 3.2 serão apresentados os resultados obtidos para o modelo original, e para variações dele, contemplando alguns dos aprimoramentos considerados na literatura, indicadas também no capítulo anterior. Finalmente a seção 3.3 apresenta as implicações macroeconômicas dos modelos e discute, em particular, o seu uso para avaliar o impacto do tamanho da dívida pública na taxa de crescimento econômico.

3.1 Testes de Cointegração

Nesta seção é testada a hipótese da existência de uma relação de longo prazo entre a variável dependente, crescimento do PIB real per capita, e as variáveis explanatórias, dívida pública e taxa de investimento em capital físico. Como mostrado no capítulo anterior através dos testes de raiz unitária, a variável dívida se mostrou integrada de primeira ordem e, além disso, é importante lembrar do forte potencial de endogeneidade desta variável, como destacado por Checherit-Westphal e Rother (2012). O fato da variável taxa de

investimento em capital físico ter sido classificada como estacionária, na nossa amostra, não é motivo suficiente para excluí-la da nossa análise, visto que a teoria afirma que ela é importante e claramente endógena.

Fizemos cinco testes de cointegração em painel disponíveis no software que estamos utilizando: o teste de cointegração residual de Pedroni, o teste de Kao, teste de Fisher, a estimação da equação do FMOLS - *Panel Fully Modified Least Squares*, e do DOLS - *Panel Dynamic Least Squares*,

O teste de cointegração residual de Pedroni (1999) tem a vantagem de permitir a heterogeneidade dos interceptos e coeficientes entre indivíduos, e diferenciação da hipótese alternativa considerada. Analisando os resultados exibidos na Tabela 8, nota-se que todas as estatísticas do teste de cointegração residual apontam para a rejeição da hipótese nula de não cointegração, ou seja, existe uma relação de longo prazo entre a variável dependente, crescimento do PIB real per capita, e as variáveis endógenas, no caso em questão, dívida pública e a taxa de investimento em capital físico.

Tabela 8 - Teste de Cointegração Residual (Pedroni)

Séries: Taxa de Crescimento do PIB per capita; Dívida/PIB; Taxa de Investimento Capital Físico				
Amostra: 1983-2013				
Observações: 2604				
Seções Cruzadas: 84				
Hipótese Nula: Não há cointegração				
Hipótese Alternativa: Coeficientes AR comuns (within-dimension)				
	<u>Estatística</u>	<u>P-Valor</u>	<u>Estatística</u>	<u>P-Valor</u>
Estatística V (painel)	5.030553	0.0000	-1.853312	0.9681
Estatística ρ (painel)	-18.15797	0.0000	-15.23856	0.0000
Estatística PP (painel)	-27.96688	0.0000	-24.15113	0.0000
Estatística ADF (painel)	-26.24856	0.0000	-22.76780	0.0000
Hipótese Alternativa: Coeficientes AR individuais (between-dimension)				
	<u>Estatística</u>	<u>P-Valor</u>		
Estatística ρ (grupo)	-13.56528	0.0000		
Estatística PP (grupo)	-32.97308	0.0000		
Estatística ADF (grupo)	-27.06579	0.0000		

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

O teste de cointegração de Kao (Tabela 9) é, como o teste de Pedroni, baseado em testes do resíduo da equação de cointegração e também rejeita a hipótese de não cointegração das variáveis.

Tabela 9 - Teste de Cointegração (Kao)

Séries: Taxa de Crescimento do PIB per capita; Dívida/PIB; Taxa de Investimento em Capital Físico				
Amostra: 1983-2013				
Observações: 2604				
Hipótese Nula: Não há cointegração				
ADF			Estatística-T	P-Valor
			-15.49869	0.0000
Variância Residual			21.03445	
Variância HAC			4.581200	
Equação de Teste Dickey-Fuller Aumentado				
Variável Dependente: Resíduos(1ª diferença)				
Método de estimação: Mínimos Quadrados				
Amostra Ajustada: 1985-2013				
Observações depois do ajuste: 2419				
Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-T	P-Valor
Resíduos(-1)	-0.838612	0.019845	-42.25902	0.0000
R ²	0.424787	Média (Variável Dependente)		-0.028835
R ² Ajustado	0.424787	Desvio-Padrão (Variável Dependente)		4.584737
Erro Padrão da Regressão	3.477194	Critério de Informação Akaike		5.330741
Soma dos Quadrados dos Resíduos	29235.74	Critério de Informação Schwarz		5.333136
Log Verossimilhança	-6446.532	Critério de Informação Hannan-Quinn		5.331612
Durbin-Watson	2.001269			

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

O teste de Fisher (Tabela 10), é uma extensão para painéis do teste de Johansen irrestrito, rejeita a hipótese de não cointegração, e também rejeita a hipótese de apenas um vetor de cointegração, indicando a existência de dois vetores de cointegração.

Tabela 10 - Teste de Cointegração (Fisher)

Séries: Taxa de Crescimento do PIB per capita; Dívida/PIB; Taxa de Investimento em Capital Físico				
Amostra: 1983-2013				
Observações: 2604				
Nº Vetores de Cointegração (Hipótese)	Estatística de Fisher (Teste de Traço)	P-Valor	Estatística de Fisher (Teste de Autovalores)	P-Valor
Nenhum	639.5	0.0000	620.4	0.0000
No máximo 1	222.8	0.0030	201.5	0.0398
No máximo 2	144.5	0.9048	144.5	0.9048

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Os procedimentos *Panel Fully Modified Least Squares* (FMOLS) e *Panel Dynamic Least Squares* (DOLS) são adaptados da teoria de séries de tempo para a utilização em painel de dados. Chen et al. (1999) sugerem que estes métodos apresentam melhor desempenho por fazerem uma correção para a endogeneidade e correlação serial dos regressores, permitem a visualização imediata do vetor de cointegração, e são usualmente mais estáveis que os testes baseados na metodologia de Johansen. Os resultados obtidos utilizando o procedimento FMOLS são apresentados na Tabela 11.

Tabela 11 - Teste de Cointegração (FMOLS)

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita				
Método de Estimação: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)				
Amostra (ajustada): 1985-2013				
Seções Cruzadas Incluídas: 83				
Total de observações do painel (não balanceado): 2111				
Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-T	P-Valor
Dívida/PIB	-2.217766	0.409187	-5.419927	0.0000
Taxa de Investimento Capital Físico	4.600280	0.529823	8.682666	0.0000
R ²	0.604158	Média (variável dependente)		1.732444
R ² Ajustado	0.453386	Desvio Padrão (variável dependente)		3.985715
Erro Padrão da regressão	2.946774	Soma dos quadrados dos resíduos		13268.35
Durbin-Watson	1.972279	Variância de longo prazo		5.486813

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Como se pode notar, os coeficientes das variáveis endógenas são estatisticamente significantes e apresentam os sinais esperados. É importante ressaltar também o $R^2=0,6$ da regressão de teste, valor elevado que mostra que a taxa de investimento em capital físico e a dívida pública explicam mais de 60% das variações no crescimento do PIB per capita no longo prazo.

Os resultados do procedimento DOLS são apresentados na Tabela 12 e corroboram os resultados dos outros testes apresentados. A hipótese da existência de uma relação de cointegração entre a variável dependente e as variáveis dívida pública e taxa de investimento em capital físico não pode ser rejeitada. Mais uma vez chamamos a atenção para o $R^2=0,79$ da equação de teste, valor elevado que mostra que a taxa de investimento em capital físico e dívida pública explicam 79% do crescimento do PIB per capita no longo prazo.

Tabela 12 - Teste de Cointegração (DOLS)

Variável Dependente: Taxa de Crescimento PIB per capita				
Método de Estimação: Panel Dynamic Least Squares (DOLS)				
Amostra: 1984-2013				
Períodos incluídos: 30				
Seções Cruzadas incluídas: 83				
Total de observações do painel (não balanceado): 2199				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-T	P-Valor
Dívida/PIB	-2.299079	0.452106	-5.085267	0.0000
Taxa de Investimento em Capital Físico	3.706080	0.901828	4.109520	0.0000
R ²	0.794228	Média Variável Dependente		1.712021
R ² Ajustado	0.669089	Desvio Padrão Variável Dependente		4.055347
Erro Padrão da regressão	2.332832	Soma dos quadrados dos resíduos		7749.557
Variância de Longo Prazo	2.704886			

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Em suma, os testes de cointegração não rejeitam a hipótese de que as variáveis crescimento do PIB real per capita, dívida pública e taxa de investimento em capital físico mantém uma relação de longo prazo bem

definida, confirmando a relação prevista pelo modelo neoclássico de crescimento.

3.2 Principais Resultados

Nesta seção discutimos os resultados da estimação da equação (45), repetida abaixo para conveniência do leitor:

$$\ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1}) = \alpha \ln(y_{i,t-1}) + \beta_1 \ln(s_{i,t}^h) + \beta_2 \ln(s_{i,t}^k) + \beta_3 \ln(n_{i,t}) + \gamma X_{i,t} + \nu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (45)$$

onde y é a renda real per capita; s^h é a taxa de acumulação de capital humano; s^k é a taxa de acumulação do capital físico; n é a taxa de crescimento populacional; ν é o efeito fixo específico por país; τ é o efeito fixo temporal; ε é o termo de erro não observável; X é o vetor de outras variáveis econômicas que explicam o crescimento econômico, que neste modelo são representadas pelo grau de abertura, taxa de inflação e a razão da dívida pública como proporção do PIB.

O primeiro modelo estimado foi o mais simples, descrito pela equação acima, utilizando-se uma regressão em painel com efeitos fixos para os países e para os anos contidos na amostra, através do método dos mínimos quadrados. O método para a estimação do coeficiente de covariância utilizado nessa regressão foi o método de White. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 13, e comentados a seguir.

Tabela 13 - Resultados da Regressão

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita				
Método de Estimação: Mínimos Quadrados (Painel)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2291				
Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-T	P-Valor
Constante	38.76160	8.471785	4.575376	0.0000
PIB per capita(-1)	-6.500665	0.923895	-7.036155	0.0000
Dívida/PIB	-0.765107	0.227782	-3.358947	0.0008
Tx. Inv. Capital Físico	3.610051	0.599878	6.017977	0.0000
Tx. Inv. Capital Humano	0.004255	0.260414	0.016338	0.9870
Grau de Abertura	3.164274	0.597467	5.296145	0.0000
Inflação	-0.509833	0.123686	-4.122001	0.0000
Crescimento Populacional	-0.263074	0.163775	-1.606311	0.1084
R ²	0.333957	Média Variável Dependente		1.712021
R ² Ajustado	0.297772	Desvio-Padrão Variável Dependente		4.055347
Erro-Padrão da Regressão	3.398341	Akaike		5.334996
Soma dos quadrados dos Resíduos	25083.82	Schwarz		5.632977
Log Verossimilhança	-5992.238	Hannan-Quinn		5.443658
Estatística-F	9.229245	Durbin-Watson		1.633665
P-Valor(Estatística-F)	0.000000			

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Inicialmente, observa-se o $R^2=0,33$, valor relativamente baixo, indicando que apenas uma pequena proporção da variação da taxa de crescimento dos países da amostra é explicada pelo modelo. No entanto, para interpretar esta estatística é importante considerar que os únicos coeficientes que variam por país nesta equação são os efeitos fixos no intercepto e, portanto, o efeito de todas as variáveis independentes da equação tem que ser refletidos pelo mesmo coeficiente da variável correspondente para todos os países. Assim, não é surpreendente que o poder explicativo do modelo seja pequeno, dada a grande diversidade dos países inclusos na amostra em várias dimensões não controladas por ele e seus efeitos acabam relegados ao resíduo, como por exemplo, a sua região geográfica, o seu grau de desenvolvimento tecnológico, a disponibilidade de recursos naturais, a organização do sistema econômico, etc.

Diversos estudos, alguns deles citados no capítulo anterior, tentam reduzir esta heterogeneidade restringindo a amostra a grupamentos mais homogêneos de países, quanto ao grau de desenvolvimento econômico ou a localização geográfica. Exemplos seriam aqueles que tratam apenas dos países da OECD, ou aos países mais pobres, ou ainda àqueles em desenvolvimento, e assim por diante. Como o objetivo aqui é chegar a uma avaliação quantitativa do impacto da dívida pública no crescimento que possa

ser generalizada para o conjunto de todos os países da amostra, evitou-se permitir que outros coeficientes da equação possam variar por país, que seria a maneira empregada por outros estudos para obter um coeficiente de determinação mais alto.

No entanto, o valor da estatística F, igual a 9,22, indica que a equação é altamente significativa. Todas as variáveis, sem exceção, apresentaram os sinais esperados. Todas as variáveis, com exceção da taxa de investimento em capital humano e da taxa de crescimento populacional, são significativamente diferentes de zero ao nível de significância de 5%. A estatística DW, igual a 1,63 indica que o resíduo não tem autocorrelação residual significativa, tornando desnecessária a estimativa deste sistema em dois estágios. Além disto, ela assegura que o uso da variável dependente defasada no lado direito da equação para medir a velocidade de convergência ao estado estacionário não introduz viés na equação. Em seguida, examinamos os coeficientes da equação.

O sinal do coeficiente da variável $\ln(y_{i,t-1})$, o logaritmo do PIB real per capita, indica que ela afeta negativamente o crescimento econômico, como era esperado. Esta variável é uma *proxy* da proximidade da economia com relação ao seu estado estacionário. Quanto maior for a renda real per capita, e mais próximo um país se encontrar do seu estado estacionário, menor será a sua taxa de crescimento. Este efeito, denominado convergência condicional, é capturado pela variável renda defasada, como indicado na seção 3.2 do capítulo 3 de Barro e Sala-i-Martin (2004). Eles também utilizam o coeficiente desta variável para calcular a "meia-vida" do processo de convergência da renda³⁸, encontrando o tempo necessário para que a economia percorra metade do caminho até o seu estado estacionário. De acordo com os resultados da Tabela 13 o valor absoluto do coeficiente dessa variável é 6,5, o que significa que os países utilizados em nossa amostra levariam, em média, 10 anos para percorrer metade do caminho até o estado estacionário.

³⁸ Segundo Barro & Sala-i-Martin(2004): $\log[\hat{y}(t)] = (1 - e^{-\beta^*t}) \log(\hat{y}^*) + e^{-\beta^*t} \log[\hat{y}(0)]$, onde o tempo t para o qual $\log[\hat{y}(t)]$ é a metade do caminho entre $\log[\hat{y}(0)]$ e $\log(\hat{y}^*)$ satisfaz a condição $e^{-\beta^*t} = 1/2$. A meia-vida então é $\log(2)/\beta^* = 0,69/\beta^*$. Assim, se $\beta^* = 0,065$ por ano, a meia-vida é igual a 10 anos.

O sinal da variável dívida pública (Dívida/PIB) é negativo, o que confirma em parte o efeito apontado por Reinhart e Rogoff (2010a) e outros. Observando o valor do coeficiente desta variável na Tabela 13 verifica-se que uma variação de 10% na razão dívida/PIB (equivalente a cerca de 6 pontos percentuais no endividamento médio de 60%) produziria, tudo o mais constante, uma variação negativa de 7,6% na taxa de crescimento do PIB per capita (equivalente a uma redução de 0,23 pontos percentuais na taxa de crescimento médio de 3% ao ano).

De acordo com os resultados descritos na Tabela 13, a variável taxa de investimento em capital físico se mostrou estatisticamente significativa. Além disso, a variável também apresentou o sinal esperado a priori. Esta variável foi a que apresentou o maior coeficiente positivo no modelo, comprovando assim a importância preponderante da acumulação do capital físico para o crescimento econômico. Dessa forma, de acordo com os resultados estimados pelo modelo, uma variação de 10% na taxa de investimento em capital físico (equivalente a 2 pontos percentuais na taxa média de 20%) produziria, tudo o mais constante, uma variação positiva de aproximadamente 36,1% na taxa de crescimento do PIB per capita (equivalente a cerca de 1,1 pontos percentuais na taxa média de crescimento de 3% ao ano).

A variável taxa de investimento em capital humano não se mostrou estatisticamente significativa nem mesmo ao nível de significância de 10%. A baixa significância da variável entretanto não é surpreendente, uma vez que a variável foi construída com o índice de escolaridade interpolado em cada quinquênio, e o seu comportamento é muito suave para explicar as variações na taxa de crescimento do PIB per capita, que é mais volátil. Por isto, não se esperava que esta variável influenciasse a taxa de crescimento do PIB per capita, o que se confirma no valor estimado do coeficiente: uma variação de 10% nesta variável, tudo o mais constante, levaria a um aumento de apenas 0,04% na taxa de crescimento do PIB per capita.

A variável inflação também apresentou o sinal esperado a priori além de se mostrar estatisticamente significativa, ou seja, a inflação é um fator relevante no que diz respeito ao crescimento econômico, como salientado por Eggoh e

Khan (2014). De acordo com o valor estimado do coeficiente na Tabela 13, uma variação de 10% na inflação (correspondente a um aumento de 1 ponto percentual na inflação média de 10% ao ano), tudo o mais constante, levaria a uma variação negativa de aproximadamente 5% na taxa de crescimento do PIB per capita (correspondente a 0,15 pontos percentuais na taxa média de crescimento do PIB per capita de 3% ao ano).

A variável crescimento populacional, assim como a taxa de investimento em capital humano, também não apresentou um coeficiente estatisticamente significativo. Uma variação de 10% na taxa de crescimento populacional, tudo mais constante, seria responsável por uma variação negativa de 2,6% na taxa de crescimento do PIB real per capita. É importante ressaltar que na grande maioria dos artigos empíricos citados anteriormente neste trabalho a variável não foi considerada estatisticamente significativa, resultado este semelhante ao encontrado aqui.

A variável grau de abertura da economia também se mostrou estatisticamente diferente de zero, e apresentou o sinal esperado a priori. De acordo com o coeficiente apresentado na Tabela 13, uma variação de 10% no grau de abertura de uma economia (equivalente a 5 pontos percentuais no coeficiente médio de abertura de 50%) produziria, tudo o mais constante, um aumento de aproximadamente 31,6% na taxa de crescimento do PIB per capita (equivalente a 1 ponto percentual na taxa de crescimento médio de 3% ao ano). Este resultado é muito semelhante aos impactos causados pela taxa de acumulação do capital físico no crescimento econômico. Tal fenômeno já foi amplamente observado na literatura de crescimento, porém ele ainda carece de um bom modelo para explicá-lo. Maldonado, Tourinho e Valli (2007) sugerem que este é um efeito dinâmico da abertura, pois com as empresas exportadoras vem o aumento das importações e o investimento estrangeiro direto, que são elementos dinâmicos importantes. Esse fator poderia explicar, por exemplo, o surto de crescimento do México depois da sua entrada na Área de Livre Comércio das Américas (ALCA), ou o crescimento dos países do sudeste asiático.

Devido a não significância estatística de duas das variáveis do modelo, e da impossibilidade de atribuição de pesos por causa da especificação do modelo que acabou por restringir o método de estimação, resolvemos retirar os efeitos temporais desse modelo, pois havia indicações de que os mesmos estavam capturando parte dos efeitos causados na variável dependente pela taxa de investimento em capital humano e pelo crescimento populacional. Dessa forma, no segundo modelo estimado utilizou-se uma regressão em painel com efeitos fixos apenas para os países, empregando o método dos mínimos quadrados generalizados. A estimação adotou uma matriz de variância-covariância do painel onde foram atribuídos pesos à equação de cada um dos países inversamente proporcional ao desvio-padrão do erro respectivo, para evitar heterocedasticidade na equação estimada. O método para a estimação do coeficiente de covariância utilizado nessa regressão foi o de White. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 14, e comentados a seguir.

Tabela 13 - Resultados da Regressão(Modelo sem Efeitos Temporais)

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita				
Método de Estimação: Painel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderação com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2291				
Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-T	P-Valor
Constante	31.82204	6.005996	5.298378	0.0000
PIB per capita(-1)	-5.874582	0.794620	-7.392946	0.0000
Dívida/PIB	-0.920558	0.139029	-6.621349	0.0000
Tx. Inv. Capital Físico	3.860525	0.513662	7.515688	0.0000
Tx. Inv. Capital Humano	0.384874	0.158757	2.424297	0.0154
Grau de Abertura	3.607898	0.512345	7.041930	0.0000
Inflação	-0.377935	0.111597	-3.386613	0.0007
Crescimento Populacional	-0.364705	0.138830	-2.626986	0.0087
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0.307512	Média variável dependente		2.324431
R ² Ajustado	0.279510	Desvio-Padrão variável dependente		4.241537
Erro-Padrão da regressão	3.500479	Soma do quadrado dos resíduos		26969.63
Estatística-F	10.98194	Durbin-Watson		1.630909
P-Valor(Estatística-F)	0.000000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0.279610	Média variável dependente		1.712021
Soma do quadrado dos resíduos	27130.58	Durbin-Watson		1.648722

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Com essa nova especificação, a equação tem $R^2=0,30$, apresentando uma redução pequena frente ao modelo básico, consequência esperada da redução do número de variáveis explicativas, decorrente da retirada das

dummies temporais. No entanto, a significância da equação aumentou, como é mostrado pelo valor da estatística-F, que se elevou para 10,98. A estatística Durbin-Watson se manteve praticamente inalterada, indicando a ausência de problemas ligados a presença de autocorrelação residual. As principais mudanças em relação ao modelo original ocorreram nos valores estimados dos coeficientes das variáveis taxa de investimento em capital humano e crescimento populacional, que passaram a ser altamente significativas.

Alguns coeficientes sofreram alterações, como foi o caso da variável PIB per capita (-1), cujo valor passou a indicar uma "meia-vida" média do processo de convergência de aproximadamente 11 anos, 10% maior do que o valor obtido no primeiro modelo. A variável dívida pública passou a apresentar um efeito mais acentuado, com uma elasticidade estimada de -0,92, indicando assim que uma variação de 10% na razão dívida/PIB implicaria, tudo o mais constante, em uma variação negativa de 9,2% na taxa de crescimento do PIB per capita. O mesmo ocorre com a taxa de investimento em capital físico, cuja elasticidade estimada passou a ser de 3,86, indicando assim que uma variação de 10% no valor da variável, tudo o mais constante, implicaria em uma variação de 38,6% na taxa de crescimento do PIB per capita.

A mudança mais significativa ocorreu na variável taxa de investimento em capital humano, que não só passou a ser estatisticamente significativa a um nível de significância de 5%, como também apresentou um grande aumento no valor estimado da sua elasticidade, que agora é igual a 0,38. Dessa forma, uma variação de 10% no valor da variável (equivalente a um aumento de 0,6 pontos percentuais na taxa média de 6%), tudo o mais constante, implicaria em uma variação de 3,8% na taxa de crescimento do PIB per capita (equivalente a um aumento de 0,1 pontos percentuais na taxa de crescimento média de 3% ao ano).

A taxa de inflação, por sua vez, apresentou um efeito mais brando, com uma elasticidade estimada menor do que a do modelo original, com um valor de -0,37. Dessa forma, uma variação de 10% na taxa de inflação, tudo o mais constante, levaria a uma variação negativa da taxa de crescimento do PIB per capita de 3,7%.

Por último, a variável crescimento populacional passou a ser estatisticamente significativa levando em consideração um nível de significância de 1%, com uma elasticidade estimada de -0,36. Assim, uma variação de 10% na taxa de crescimento populacional (equivalente a 0,1 pontos percentuais na taxa média de 1,0% ao ano), tudo o mais constante, resultaria em uma variação negativa de 3,6% na taxa de crescimento do PIB per capita (equivalente a 0,1 pontos percentuais na taxa de crescimento média de 3% ao ano).

Como indicado anteriormente, é comum na literatura a utilização de períodos quinquenais, portanto realizamos aqui também esse exercício. Mais uma vez estimamos o modelo da equação (45) e a sua variação, isto é, o modelo sem efeitos temporais. No entanto, após a estimação do modelo com a equação original consideramos que a versão com efeitos temporais não foi satisfatória, pois nesse caso cada *dummy* se refere a todo um quinquênio. Além disso, 3 variáveis resultaram estatisticamente insignificantes, a saber, dívida pública, grau de abertura e taxa de investimento em capital humano, e tanto a variável dívida pública quanto a taxa de investimento em capital humano apresentaram sinais diferentes dos esperados a priori. Os resultados referentes a estimação do modelo sem efeitos temporais encontra-se na Tabela 15.

Inicialmente observamos $R^2=0,51$, valor bem mais alto do que o das regressões com dados anuais, indicando que o modelo explica 51% das variações ocorridas na taxa de crescimento do PIB per capita. No entanto, a estatística F apresenta um valor mais baixo, de cerca de 4,2, do que o modelo anual. Outro ponto a se considerar é o valor da estatística de Durbin-Watson, igual a 2,53, o que sugere a presença de correlação serial negativa nos resíduos. É interessante ainda notar que todas as variáveis apresentaram os sinais esperados a priori, e que apenas uma variável, a taxa de investimento em capital humano, não se mostrou estatisticamente significativa.

Tabela 15 - Resultados da Regressão (Dados Quinquenais)

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita				
Método de Estimação: Painel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderado com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1988-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 448				
Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-T	P-Valor
Constante	40.37512	7.249863	5.569088	0.0000
PIB per capita (-1)	-5.514539	0.688558	-8.008822	0.0000
Dívida/PIB	-0.857573	0.105947	-8.094366	0.0000
Tx. Inv. Capital Físico	2.711739	0.743966	3.644975	0.0003
Tx. Inv. Capital Humano	0.195342	0.369859	0.528151	0.5977
Grau de Abertura	1.390589	0.680742	2.042754	0.0418
Inflação	-0.446363	0.115732	-3.856873	0.0001
Crescimento Populacional	-0.766168	0.180571	-4.243037	0.0000
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0.511821	Média variável dependente		2.717040
R ² Ajustado	0.390458	Desvio-Padrão da variável dependente		5.001024
Erro-Padrão da regressão	3.782190	Soma dos quadrados resíduos		5121.175
Estatística-F	4.217272	Durbin-Watson		2.533723
P-Valor(Estatística-F)	0.000000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0.389240	Média variável dependente		1.433193
Soma dos quadrados dos resíduos	5282.650	Durbin-Watson		2.393251

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

O coeficiente estimado para a defasagem do PIB per capita de -5,51 indica um valor para a "meia-vida" de aproximadamente 12 anos, ou seja, em média, os países levariam 12 anos para percorrer metade do caminho até o estado estacionário, um número bem próximo do encontrado nas outras especificações estimadas.

Já o coeficiente estimado para elasticidade da variável dívida pública foi de -0,85, o que indica que uma variação de 10% no valor da dívida pública implicaria, tudo o mais constante, em uma variação negativa de 8,5% em média, na taxa de crescimento do PIB per capita.

Com relação a taxa de investimento em capital físico, o coeficiente estimado foi menor do que os encontrados anteriormente, apresentando um valor de 2,71. Dessa forma, uma variação de 10% na taxa de investimento em capital físico causaria, tudo o mais constante, uma variação de 27,1% na taxa de crescimento do PIB per capita.

A taxa de investimento em capital humano também apresentou um coeficiente menor do que os encontrados anteriormente, e mais uma vez não foi considerada estatisticamente significativa. A elasticidade estimada foi de

0,19, ou seja, uma variação de 10% na variável seria responsável por, tudo o mais constante, uma variação de 1,9% na taxa de crescimento do PIB per capita.

A elasticidade estimada para a variável grau de abertura também apresentou uma queda considerável em relação aos valores estimados anteriormente, com um coeficiente de 1,39. Dessa forma, uma variação de 10% no grau de abertura seria responsável por, tudo o mais constante, uma variação de 13,9% na taxa de crescimento do PIB per capita.

Já a variável inflação apresentou um coeficiente estimado de -0,44, em linha com as estimações anteriores. Assim, uma variação de 10% na inflação, tudo o mais constante, implicaria em uma variação negativa de 4,4% na taxa de crescimento do PIB per capita.

Por último, o crescimento populacional. A elasticidade estimada nessa especificação foi maior, em módulo, do que nas estimações anteriores, apresentando um valor de -0,76, implicando que uma variação de 10% na variável levaria, tudo o mais constante, a uma variação negativa de 7,6% na taxa de crescimento do PIB per capita.

Como uma das hipóteses principais a ser testada neste trabalho é a existência de um *threshold* no efeito da dívida pública sobre o crescimento econômico, de tal modo que ele seria maior se o valor da dívida fosse maior que determinado nível. Para testá-lo estimamos uma versão ampliada da equação (45) onde ao invés de um único coeficiente para a variável dívida passamos a utilizar dois, um para quando a dívida se encontra abaixo do *threshold*, e outro para quando a dívida ultrapassa esse limite. Além disso, em virtude dos resultados anteriores, não consideramos os efeitos temporais. O valor escolhido para o *threshold* (τ) foi de 80% do PIB, com base nos resultados encontrados na literatura, alguns deles discutidos no Capítulo 1. Este valor é similar ao limiar de 90% do PIB encontrado por Reinhart e Rogoff (2010a). Os resultados encontrados são apresentados na Tabela 16.

Tabela 16 - Modelo com variável dívida com threshold de 80%

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita				
Método de Estimação: Painel Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderado com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2291				
Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-T	P-Valor
Constante	31.28462	5.908835	5.294550	0.0000
PIB per capita(-1)	-5.864271	0.795456	-7.372214	0.0000
Dívida/PIB(<80%)	-0.806463	0.129750	-6.215517	0.0000
Dívida/PIN(>80%)	-0.863635	0.127955	-6.749534	0.0000
Tx. Inv. Capital Físico	3.845748	0.512263	7.507375	0.0000
Tx. Inv. Capital Humano	0.362003	0.159275	2.272812	0.0231
Grau de Abertura	3.620095	0.518369	6.983619	0.0000
Inflação	-0.370964	0.113428	-3.270473	0.0011
Crescimento Populacional	-0.370225	0.139745	-2.649287	0.0081
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0.307901	Média dependente		2.325172
R ² Ajustado	0.279588	Desvio-Padrão variável dependente		4.242430
Erro-Padrão da regressão	3.500744	Soma dos quadrados dos resíduos.		26961.46
Estatística-F	10.87484	Durbin-Watson		1.632056
P.valor(Estatística-F)	0.000000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0.279573	Média variável dependente		1.712021
Soma dos quadrados dos resíduos	27131.97	Durbin-Watson		1.649172

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

Para testar 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 do PIB per capita independentemente do seu valor ultrapassar o limite crítico ou não. Para testar isto utilizamos dois testes: (i) o de Wald, que testa se o valor do coeficiente da variável Dívida/PIB(<80%) é igual ao da variável Dívida/PIB(>80%), e (ii) o teste F, testando as duas especificações para o modelo, a básica (restrita) e a versão com as variáveis *threshold* (irrestrita), são significativamente diferentes.

Os resultados do teste de Wald se encontram na Tabela 17, 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 encontra-se acima do limite crítico o seu efeito é maior do que quando está abaixo.

Tabela 1 - Teste de Wald para a variável dívida com threshold

Estadística de Teste	Valor	g.l.	Probabilidade
Estatística-T	0.440634	2200	0.6595
Estatística-F	0.194158	(1, 2200)	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:

$$F_{(k, n_1 + n_2 - 2k)} = \frac{(RRSS - URSS)/k}{URSS/n_1 + n_2 - 2k} \quad (46)$$

onde k é o número total de parâmetros, n_1 é o número de observações contidas no primeiro grupo (dívida pública $\leq \tau$), e n_2 é o número de observações contidas no segundo grupo (dívida pública $> \tau$). Fazendo os cálculos, encontramos 0,2137 para a estatística de teste F. O 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 equação com restrição testada seja ativa, ou seja, não se pode garantir que os coeficientes da equação com *threshold* sejam estatisticamente diferentes da básica. Dessa forma, o modelo não fornece evidências para comprovar a hipótese de Reinhart e Rogoff (2010a) com *threshold* de 80%.

Outros valores foram testados para o *threshold* (50%, 60%, 70%, 90% e 100%) seguindo a mesma metodologia descrita acima, porém os resultados obtidos não forneceram evidências estatísticas de que exista uma diferença nos valores dos coeficientes da dívida pública abaixo e acima do *threshold*, mostrando assim que os impactos da dívida pública não tem a sua magnitude significativamente afetada pela ultrapassagem do referido limite. Também testamos essa hipótese com o modelo completo, isto é, com os efeitos temporais, no entanto os resultados encontrados continuaram não fornecendo evidências estatísticas da presença de um limite crítico para a dívida pública.

A evidência que a velocidade de convergência para o estado estacionário deve variar entre os países conforme a distância do estado

estacionário sugere que o coeficiente que captura este mecanismo possa diferir entre países. Dessa forma, testamos uma variação do nosso modelo base onde o coeficiente da variável dependente defasada é dependente do país, e não igual para todos os países, como especificado no modelo base. A Tabela 18 mostra os resultados da estimação deste modelo, no que se refere as variáveis comuns para todos os países.

Mais uma vez a utilização de efeitos temporais levou a alguns resultados não satisfatórios, como a não significância estatística de duas variáveis, a saber a taxa de investimento em capital humano e o crescimento populacional, este último ainda apresentou um sinal contrário do esperado a priori. Assim optamos mais uma vez por utilizar apenas efeitos fixos para os países, excluindo assim os efeitos temporais do modelo.

Primeiramente, comparando com o modelo original, o modelo com a velocidade de convergência variável demonstra um $R^2=0,39$ valor bastante superior àquele obtido para a equação básica. É preciso ressaltar, contudo, que este modelo é muito menos parcimonioso que a nossa especificação original, uma vez que este modelo possui 171 coeficientes. Comparando os valores ajustados do R^2 de ambos os modelos, vemos que o ganho advindo da nova especificação em relação a original não é muito alto. Os valores apresentados pelos coeficientes dos dois modelos são muito parecidos, entretanto, o coeficiente da variável crescimento populacional, apesar de apresentar o sinal esperado, não foi considerado estatisticamente significativo nessa nova especificação.

Os resultados indicaram uma ampla variação na velocidade de convergência, contudo, a velocidade de convergência de 23 países da nossa amostra não se mostrou estatisticamente diferente de zero, indicando que eles já estão no estado estacionário. Tendo em vista o pouco ganho no poder explicativo advindo dessa nova especificação do modelo, preferimos o modelo original, uma vez que o mesmo fornece diretamente a velocidade de convergência média na amostra.

Tabela 2 - Modelo com velocidade de convergência diferente por país

Variável Dependente: Taxa de Crescimento do PIB per capita				
Método: Pooled Mínimos Quadrados Generalizados (Ponderados com Seções Cruzadas)				
Amostra: 1984-2013				
Seções Cruzadas: 83				
Observações: 2290				
Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-T	P-Valor
Constante	67.38558	12.48172	5.398743	0.0000
Dívida/PIB	-1.212155	0.193601	-6.261102	0.0000
Tx. Inv. Capital Físico	4.048789	0.564821	7.168268	0.0000
Tx. Inv. Capital Humano	0.563731	0.198915	2.834027	0.0046
Grau de Abertura	4.428561	0.758286	5.840224	0.0000
Inflação	-0.464295	0.111577	-4.161226	0.0000
Crescimento Populacional	-0.236265	0.147313	-1.603823	0.1089
Estatísticas Ponderadas				
R ²	0.390124	Média variável dependente		2.211376
R ² Ajustado	0.340884	Desvio-Padrão variável dependente		3.991044
Erro-padrão da regressão	3.240167	Soma dos quadrados dos resíduos		22236.20
Estatística-F	7.923013	Durbin-Watson		1.732231
P-Valor(Estatística-F)	0.000000			
Estatísticas Não Ponderadas				
R ²	0.333311	Média variável dependente		1.755284
Soma quadrados dos resíduos	22466.51	Durbin-Watson		1.786910

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

3.3 Conclusões da análise empírica

Os resultados encontrados na estimação da equação (45), tanto no longo como no médio prazo, sustentam a tese levantada em Reinhart e Rogoff (2010a) de que a dívida pública tem uma relação inversa com o crescimento econômico. Partindo do modelo de crescimento neoclássico que considera como determinantes do crescimento a taxa de investimento no capital humano, a taxa de investimento no capital físico e o crescimento populacional, foram acrescentadas outras variáveis pertinentes para a determinação do crescimento econômico de acordo com a literatura, como a inflação, o grau de abertura da economia, a dívida pública e também o PIB per capita defasado em

um período adotado como uma medida de proximidade do estado estacionário, retirando assim qualquer possibilidade de viés do modelo graças a omissão de variáveis relevantes.

Todas as variáveis do modelo apresentaram os sinais esperados *a priori* e foram estatisticamente significantes. Além disso, não há nenhum sinal da presença de heterocedasticidade ou de autocorrelação serial dos resíduos de acordo com os resultados obtidos após a aplicação de diversos testes estatísticos.

Em síntese, um aumento da dívida pública de fato reduz a taxa de crescimento do produto per capita, confirmando assim a hipótese inicial de Reinhart e Rogoff (2010a). Concluímos que uma variação de 10% na razão do endividamento público como proporção do PIB, tudo o mais constante, causaria, em média, uma variação negativa de aproximadamente 9,2% na taxa de crescimento do PIB per capita de um determinado país.

Assim, levando em consideração esses resultados, a Tabela 19 nos mostra os efeitos sobre a taxa de crescimento do PIB causados por um aumento de 10 pontos percentuais sobre os valores médios da razão dívida/PIB de cada um dos quatro grupos de países.

Tabela 3 - Efeitos do aumento de 10 p.p na dívida na taxa de crescimento

Grupo	Dívida (% PIB) (Média)	Dívida (Variação %)	Taxa de Crescimento (Variação %)	Taxa de Crescimento	Taxa de Crescimento (Variação p.p.)
Dívida(>90%)	123,49%	8,09%	-7,44%	1,85%	-0,15
Dívida(>60% ≤90%)	68,89%	14,52%	-13,36%	2,85%	-0,44
Dívida(>30% ≤60%)	45,20%	22,13%	-20,36%	2,80%	-0,72
Dívida(≤30%)	18,70%	53,49%	-49,21%	2,21%	-2,15

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

A terceira coluna da Tabela 19 representa a variação percentual correspondente a um aumento de 10 pontos percentuais no valor médio das dívidas dos países de cada um dos quatro grupos; a quarta coluna representa a variação percentual na taxa anual de crescimento do PIB, tudo o mais constante, após ocorrido o aumento na dívida; já a quinta coluna apresenta a taxa de crescimento anual do PIB final, isto é, após o aumento de 10 pontos

percentuais na dívida; por fim a sexta coluna apresenta a variação ocorrida na taxa de crescimento do PIB em pontos percentuais.

É possível perceber o impacto que um aumento de 10 pontos percentuais na dívida pública como proporção do PIB tem na taxa de crescimento do produto nos diferentes grupos de países. Considerando os valores médios da dívida nos 4 grupos em que os países foram divididos, e levando em consideração o crescimento médio do produto em cada um desses grupos, percebemos o quanto esse aumento é danoso ao crescimento principalmente nos grupos com uma menor dívida, onde o aumento de 10 pontos percentuais é proporcionalmente maior.

Fazendo um rápido exercício semelhante ao apresentado na Tabela 19, utilizaremos agora um acréscimo na dívida suficientemente grande para que um país pertencente ao 4º grupo fosse remanejado para o 3º grupo, isto é, sua dívida ultrapassasse os 30% do PIB. Com um valor da dívida igual ao valor médio (18,7% do PIB), um aumento de 11,4 pontos percentuais, tudo o mais constante, faria com que a taxa de crescimento anual do PIB fosse reduzida em aproximadamente 56%, fazendo assim com que essa taxa caísse de 4,36% ao ano para 1,91%, uma variação de 2,45 pontos percentuais.

Considerando agora um país pertencente ao 3º grupo, com uma dívida no valor de 45,2% do PIB, um aumento de 14,9 pontos percentuais em sua dívida, tudo o mais constante, seria responsável por uma redução de 30% na sua taxa anual de crescimento do PIB, fazendo com que a mesma saísse de 3,52% ao ano para 2,45%, uma queda de 1,07 pontos percentuais.

Já num país do segundo grupo, um aumento de 21,12 pontos percentuais na razão dívida/PIB, *coeteris paribus*, levaria a uma queda de aproximadamente 28% na sua taxa anual de crescimento do PIB, fazendo com que a mesma caísse de 3,29% ao ano para 2,36%, uma queda de 0,93 pontos percentuais.

Os resultados entretanto não confirmam outro aspecto da tese apresentada por Reinhart e Rogoff (2010a), que este efeito aumenta em módulo quando a relação dívida/PIB ultrapassa um determinado limite crítico

(*threshold*), que é estimado por diversos autores como um valor entre 60% e 90%. A hipótese de existência de um *threshold* entre 50% e 100% que pudesse ser generalizada para a média dos países foi testada, mas não encontramos evidência estatística de sua existência.

Tabela 20 - Comparação dos Resultados

Modelo	Nº Países	Anos Amostra	Método de Estimação	G.L	R ²	Elasticidade (Dívida)	Threshold
Kumar & Woo (2010)	38	1970-2007 Quinquenal	BE SGMM	118	0,78	-1,58 -1,76	Não Testa
Cecchetti, Mohanty & Zampolli (2011)	18	1980-2010 Média Quinquenal	LSDV	354	0,77	-1,19	96%
Kourtellos, Stengos & Tan (2013)	82	1980-2009 Decenal	GMM LS	238	-	-0,029 -0,511	Não Encontra
Baum, Checherita & Rother (2013)	12	1990-2010 Anual	2SLS	233	-	-0,00411 Semi-Elasticidade	66,4%
Afonso & Jalles (2013)	155	1970-2008 Média Quinquenal	OLS LSDV IV-GLS SGMM	821 803 757 821	0,21 - 0,26 -	-1,18 -0,59 -1,18 -0,59	59%
Sangoi (2014)	86	1983-2013 Anual	GLS	2200	0,3	-0,92	Não Encontra

Fonte: ELABORAÇÃO PRÓPRIA, 2014.

A Tabela 20 faz um pequeno resumo comparando os resultados encontrados na literatura com os resultados encontrados neste trabalho no que se refere à elasticidade da taxa de crescimento do PIB per capita com relação a razão dívida pública/PIB.

CONCLUSÃO

A recente crise da dívida na zona do euro chamou a atenção para uma questão que não vinha sendo um problema desde o final da década de 80, o aumento crescente do endividamento público na maioria dos países do mundo, e os seus efeitos no crescimento econômico. Neste trabalho examinamos a existência de uma relação negativa entre a dívida pública e o crescimento econômico.

Esta questão adquiriu uma projeção maior com a polêmica que se instalou em torno da hipótese levantada por Reinhart e Rogoff (2010a), de que a dívida pública reduz de modo mais expressivo a taxa de crescimento econômico quando ela ultrapassa níveis da ordem de 90% do PIB. A discussão se ampliou consideravelmente quando a dívida pública da maior economia do mundo entrou em uma trajetória exponencial e ultrapassou aquele limite, como resultado das políticas adotadas para enfrentar a crise econômica resultante da crise financeira do *subprime*.

A abordagem utilizada no presente trabalho para testar esta hipótese difere do modo utilizado por seus autores, e daquela empregada em outros estudos. Aqui construímos uma amostra que cobre quase todo o universo e é, portanto, muito mais ampla que os estudos da literatura, que na sua maioria apenas a testam para grupos uniformes mais restritos, como países desenvolvidos, membros da OECD ou integrantes da zona do euro. Aqui testamos a sua validade para a totalidade dos países para os quais os dados requeridos estão disponíveis, e para um período longo. A nossa base de dados foi construída a partir de dados que, apesar de não serem primários, provem de bases de dados muito confiáveis. Ela contém 86 países, com observações anuais que se estendem de 1983 até 2013, e permite observar o impacto mundial da crise da dívida soberana que assolou a zona do euro, e verificar os seus desdobramentos.

Uma cuidadosa e ampla revisão da literatura sobre o crescimento econômico, tanto sob o ponto de vista teórico quando empírico, e da sua interação com variáveis fiscais e de endividamento, permitiu especificar o modelo utilizado neste trabalho. Ele foi baseado no modelo de crescimento neoclássico, pois se admitiu que ele se ajusta melhor aos dados do período da amostra que os modelos do tipo AK, ampliado para incorporar variáveis cuja importância para explicar a taxa de crescimento foi estabelecida em outros estudos. O modelo estimado contém as seguintes variáveis: a renda real per capita; a taxa de acumulação de capital humano; a taxa de acumulação do capital físico; a taxa de crescimento populacional; o efeito fixo específico por país; o termo de erro não observável; e variáveis econômicas que explicam o crescimento econômico, neste modelo elas são representadas pelo grau de abertura, taxa de inflação e a razão da dívida pública como proporção do PIB. Ele foi testado para o painel de dados descrito acima, estimando-o tanto como uma relação de longo prazo quanto de médio prazo.

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.

No médio prazo a equação proposta, com todas as variáveis indicadas acima, foi estimada pelo método de mínimos quadrados generalizados em painéis, considerando uma correção para heterocedasticidade e uma especificação de White para os coeficientes de covariância. Este método foi preferido devido a sua robustez.

Os resultados indicam que a dívida pública de fato possui uma relação negativa com o crescimento econômico, confirmando assim a hipótese inicial deste trabalho. Além disso, através dos resultados encontrados chegamos a conclusão que uma variação de 1% na razão do endividamento público como proporção do PIB, tudo o mais constante, causaria, em média, uma variação

negativa de aproximadamente 0,92% na taxa de crescimento do PIB per capita de um determinado país.

A síntese dos resultados

Também testamos neste trabalho a hipótese da existência de um *threshold* para a dívida pública, isto é, a existência de um limite crítico a partir do qual a magnitude dos efeitos do aumento da dívida pública na taxa de crescimento do PIB per capita são proporcionalmente maiores. Para isso, foi utilizada uma especificação alternativa do nosso modelo base que inclui a presença de um *threshold* na variável dívida, e diversos valores para esse *threshold* foram testados. Apesar de nestes modelos a tendência central do coeficiente da dívida para valores maiores do que o *threshold* tenha sido maior, a diferença entre os valores da dívida, quando a mesma se encontrava abaixo ou acima do *threshold*, não se revelou estatisticamente significativa, quando se levou em consideração o desvio padrão dos coeficientes estimados. Os testes não permitiram rejeitar a hipótese de que estes coeficientes sejam iguais, não sendo assim possível confirmar a existência de *thresholds* na relação entre dívida pública e crescimento econômico. Neste sentido, os resultados encontrados divergem de vários estudos da literatura e trazem uma nova contribuição a ela.

É possível que a conclusão acima seja, pelo menos em parte, devida à amostra maior do presente estudo, quando comparada a outros da literatura, especialmente na dimensão temporal, uma vez que considera tanto dados de 30 anos atrás, quanto dados da recente crise de endividamento e da resposta das economias do mundo a ela. É também possível que a rejeição de existência de um limite crítico para o endividamento seja fruto do fato de estarmos testando a existência de um *threshold* universal. Ou seja, é possível

que tal fenômeno ocorra para uma subamostra de países, por exemplo, OECD, países da zona do euro, asiáticos, etc., mas não possa ser identificada quando se considera o universo de países para os quais os dados estão disponíveis no período 1983 a 2013.

Mais estudos neste sentido devem ser conduzidos para que fiquem claros os efeitos adicionais provenientes de um maior endividamento público, como por exemplo os causados por crises de confiança ligados a percepção dos agentes a sustentabilidade ou não dessa dívida. Como a parte da teoria econométrica dedicada aos estudos de *thresholds* ainda é recente, novos avanços ainda são necessários para que estas questões sejam resolvidas.

Outros desenvolvimentos futuros para este modelo são possíveis como, por exemplo, a diferenciação do endividamento que decorre do financiamento dos gastos públicos produtivos (investimento) e improdutivos (consumo do governo), como sugere a teoria econômica. Os efeitos gerados por esses gastos sobre a produtividade mudam o cenário no que se refere a geração de produto para resgatar a dívida e pagar a sua manutenção, e tem implicações para o crescimento no longo prazo. Este tipo de consideração, no entanto, demandará um refinamento da base de dados antes que seja possível abordá-la.

REFERÊNCIAS

ABBAS, S. M. Ali; BELHOCINE, Nazim; ELGANAINY, Asmaa; HORTON, Mark. Historical Patterns of Public Debt - Evidence From a New Database. **IMF Economic Review**, Washington, v. 59, n. 4, p 717-742, maio 2011.

AFONSO, António; JALLES, João Tovar. Growth and productivity: The role of government debt. **International Review of Economics and Finance**, v. 25, p 384-407, janeiro 2013.

BARRO, Robert J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. **Journal of Political Economy**, n. 98, p 103-125, outubro 1990.

BARRO, Robert J.; LEE, Jong-Wha. International data on educational attainment in the World. 1950-2010. **Journal of Development Economics**, v. 104, p 184-198, abril 2010.

BARRO, Robert J.; SALA-I-MARTIN, Xavier. **Economic Growth**. 2 ed. Cambridge, Massachusetts: MIT Press. 2004.

BASSANINI, Andrea; SCARPETTA, Stefano. The Driving Forces of Economic Growth: Panel Data Evidence for the OECD Countries. **OECD Economic Studies**, n. 33, 2001.

BAUM, Anja; CHECHERITA-WESTPHAL, Cristina; ROTHER, Philipp. Debt and growth: New evidence for the euro area. **Journal of International Money And Finance**, v.32, p 809-821, 2013.

BLANCHARD, O. J., et al.. The sustainability of fiscal policy: new answers to an old question. **OECD Economic Studies**, n. 15, outono 1990.

BOHN, H. The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, p 227-271. 1995.

CANER, M.; HANSEN, B. E. Instrumental variable estimation of a threshold model. **Econometric Theory**, n. 20, p 813-843. 2004.

CECCHETTI, Stephen G.; MOHANTY, M. S.; ZAMPOLLI, Fabrizio. **The Real Effects of Debt**. BIS Working Papers, n.352, setembro 2011.

CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY. **The World Factbook 2013-2014**. Washington, DC. 2013.

CHECHERITA-WESTPHAL, Cristina; ROTHER, Philipp. The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. **European Economic Review**, v. 56, p 1392-1405, 2012.

- CHEN, B.; MCCOSKEY, S.; KAO, C. Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data: A Monte Carlo Study. **American Journal of Mathematical and Management Sciences**, v. 19, p 75-114, 1999.
- CORDELLA, Tito; RICCI, Luca Antonio; RUIZ-ARRANZ, Marta. **Debt Overhang or Debt Irrelevance?** Revisiting the Debt-Growth Link. IMF Working Paper 05/223, Washington: International Monetary Fund, dezembro 2005.
- CORREIA, Fernando Motta; MEURER, Roberto. **Política Fiscal, Sustentabilidade da Dívida Pública e Liquidez dos Títulos:** Uma Análise para o Brasil. Est. Econ., São Paulo, v. 38, n. 3, p 639-667, julho 2008.
- COTTARELLI, Carlo; JARAMILLO, Laura. **Walking Hand in Hand: Fiscal Policy and Growth in Advanced Economies.** IMF Working Paper 12/137, Washington: International Monetary Fund, maio 2012.
- DAUD, Siti Nurazira Mohd; PODIVINSKY, Jan M. Debt-Growth Nexus: A Spatial Econometrics Approach for Developing Countries. **Transitions Studies Review**, v. 18, p 1-15, fevereiro 2011.
- ÉGERT, Balázs. **Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effects:** Myth or Reality? William Davidson Institute Working Paper Number 1042, Fevereiro 2013.
- EGGOH, Jude C.; KHAN, Muhammad. On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. **Research in Economics**, n. 68, p 133-143, 2014.
- FERREIRA, Pedro Cavalcanti; PESSÔA, Samuel de Abreu; VELOSO, Fernando A. The Evolution of International Output Differences (1970-2000): From Factors to Productivity. **The BE Journal of Macroeconomics**, v. 8, p. Article 3-Topics, 2008.
- HAMILTON, J. D. and FLAVIN, M. A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **American Economic Review**, v.76, p. 808-819, 1986.
- HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference. **Journal of Econometrics** v.93, n. 2, p 345-368, 1999.
- _____. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, n. 68, p 575-603, 2000.
- HERNDON, Thomas; ASH, Michael; POLLIN, Robert. **Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff.** Political Economy Research Institute Working Paper Series, n.322, abril 2013.
- HESTON, Alan; SUMMERS, Robert; ATEN, Bettina. **Penn World Table Version 7.1.** Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at University of Pennsylvania, novembro 2012.
- HUH, Hyeon-seung; KIM, Ji Uk. An empirical test of exogenous versus endogenous growth models for the G-7 countries. **Economic Modeling**, n. 32, p 262-272, 2013.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Public Expenditure Reform: Making Difficult Choices**. Fiscal Monitor, Washington, abril 2014a.

_____. **World Economic Outlook 2014**. Washington, abril 2014b.

IRONS, John; BIVENS, Josh. **Government Debt and Economic Growth**. Economic Policy Institute Briefing Paper, n. 271, Washington, DC. Julho 2010.

JONES, Charles I. R&D-Based Models of Economic Growth. **Journal of Political Economy**, n. 103, p 759-784, agosto 1995.

KEYNES, John Maynard. 1937. In: MOGGRIDGE, Donald (Ed.). **The Collected Writings of John Maynard Keynes: Activities 1931-1939 World Crisis and Policies in Britain and America**. v. XXI. Londres: McMillan. 1983.

KIM, Ji Uk. Empirics for Economic Growth and Convergence in Asian Economies: A Panel Data Approach. **Journal of Economic Development**, v. 26, n. 2, dezembro 2001.

KOURTELLOS, Andros; STENGOS, Thanasis; TAN, Chih Ming. The effect of public debt on growth in multiple regimes. **Journal of Macroeconomics**, n. 38, p 35-43, 2013.

KREMER, S.; BICK, A.; NAUTZ, D. **Inflation and Growth: New Evidence From a Dynamic Panel Threshold Analysis**. SFB 649 Discussion Paper, p 2009-2036, 2009.

KRUGMAN, Paul. How the Case for Austerity Has Crumbled. **The New York Review of Books**, junho 2013.

KUMAR, Manmohan S.; WOO, Jaejoon. **Public Debt and Growth**. IMF Working Paper 10/174, Washington: International Monetary Fund, julho 2010.

LEE, Kevin; PESARAN, M. Hashem; SMITH, Ron. Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model. **Journal of Applied Econometrics**, v. 12, p 357-392, 1997.

LIMA, Luiz Renato; SIMONASSI, Andrei. Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n.2, agosto 2005.

LUPORINI, Viviane . A sustentabilidade da dívida mobiliária brasileira: uma investigação adicional. **Análise Econômica**, ano 19, n. 19, setembro 2001.

MALDONADO, Wilfredo Leiva; TOURINHO, Octavio Augusto Fontes; VALLI, Marcos. Endogenous foreign capital flow in a CGE model for Brazil: The role of the foreign reserves. **Journal of Policy Modeling**, Elsevier, v. 29(2), p 259-276, 2007.

MANKIW, Gregory N.; ROMER, David; WEIL, David N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. **Quarterly Journal of Economics**, n. 107, p 407-437, maio 1992.

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de; PIRES, Manoel Carlos de Castro; MEDRANO, Luis Alberto Toscano. Administração e Sustentabilidade da Dívida Pública no Brasil: Uma Análise para o Período 1996-2007. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 3, dezembro 2008.

MINEA, Alexandru; PARENT, Antoine. Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and some complex nonlinearities. **Etudes et Documents**, CERDI, n. 18, Fevereiro 2012.

MUNDIAL, Banco. **World Development Indicators 2014**. Relaciones Internacionales, Washington, 2014.

OURIVES, Lígia Helena da Cruz. **A sustentabilidade da dívida pública brasileira na presença de déficit quasi-fiscal**. em: Finanças Públicas - VIII Prêmio Tesouro Nacional. Brasília: ESAF, p. 16-79, 2002.

PAN, Huiran; WANG, Chun. Government debt in the euro area - Evidence from dynamic factor analysis. **Economic Letters**, n. 115, p 272-275, 2012.

PANIZZA, Ugo; PRESBITERO, Andrea F. **Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect?** POLIS Working Papers 168, Institute of Public Policy an Public Choice-POLIS, setembro 2012.

PASINETTI, L. The Myth (or folly) of the 3% déficit/ GDP Maastricht 'parameter'. **Cambridge Journal of Economics**, n. 22, p 103- 116, 1998.

PEDRONI, Peter. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 61, p 653-670, 1999.

PERRON, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p 355-385, 1997.

PONTA, Adriana Ferreira. A sustentabilidade do endividamento externo no Brasil: uma análise de co-integração. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n. 3, dezembro 1996.

PRESBITERO, Andrea F. **The Debt-Growth Nexus: A Dynamic Panel Data Estimation**. Quaderno di Ricerca n. 243, Outubro 2005.

REBELO, Sergio. Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy**, n. 99, p 500-521, junho 1991.

REINHART, Carmen M.; REINHART, Vincent R.; ROGOFF, Kenneth S. **Debt Overhangs: Past and Present**. NBER Working Paper N° 18015, abril 2012.

REINHART, Carmen M.; ROGOFF, Kenneth S. **Growth in a Time of Debt**. NBER Working Paper N° 15639, American Economic Review, janeiro 2010a.

_____. **Debt and Growth Revisited**. MPRA Paper 24376, University Lybrary of Munich, Alemenha, 2010b.

_____. From Financial Crash to Debt Crisis. **American Economic Review**, v. 101, p 1676-1706, 2011.

ROSSI, José W. **A Equação da Restrição Orçamentária do Governo: Uma Resenha dos Usos e Interpretações**. IPEA Texto para discussão n. 254, abril 1992.

_____. **A Solvência da Dívida: Testes para o Brasil**. IPEA Texto para discussão n. 493, julho 1997.

SOLOW, Robert M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 70, n. 1, p 65-94, fevereiro 1956.

TELES, Vladimir K.; MUSSOLINI, Caio Cesar. Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth. **European Economic Review**, n. 66, p 1-15, 2014.

TOURINHO, Octavio Augusto Fontes; CASTRO, Graziella Magalhães Candido de; **Construção de Cenários de Crescimento Econômico para o Brasil Através de um Modelo de Crescimento Endógeno com Tributação Indireta**. In: Os Desafios Atuais para a Economia Brasileira. 1ª ed. Rio de Janeiro: Editora da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. p 83-122, 2010.

TOURINHO, Octavio Augusto Fontes; MERCÊS, Guilherme Macedo Reis; COSTA, Jonathas Goulart. Dívida Pública no Brasil: Sustentabilidade e suas Implicações. **Economia**, v. 14, dezembro 2013.

TREHAN, B.; WALSH, C. Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p 425– 444, 1988.

UCTUM, M., WICKENS, M. **Debt and deficit ceilings and sustainability of fiscal policies: an intertemporal analysis**. CEPR Discussant Paper 1612. 1997.

ANEXOS

Anexo A - Tabela A.1 - Resumo dos Dados

País	Taxa Crescimento PIB Real Per Capita (Média)	Taxa Investimento Capital Humano (Média)	Taxa Investimento Capital Físico (Média)	Dívida Pública (%PIB) (Média)	Inflação (Média)	Abertura (%PIB) (Média)	Taxa Crescimento Populacional (Média)
Argélia	0,79	0,20	32,12	52,86	3551,11	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	2,27	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	1502,65	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	2039,46	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
Gambia	-0,25	0,08	15,11	108,55	10,21	75,87	3,35
Alemanha	1,68	0,45	20,43	57,32	1,03	63,90	0,08
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
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
Lesoto	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	1458,21	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

Fonte: ABBAS ET AL, 2011; BANCO MUNDIAL, 2014; BARRO & LEE, 2010; CIA, 2013;
INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2014b;