UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, ECONOMIA E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Endogeneidade da Taxa Natural de Crescimento

Anna Olimpia de Moura Leite

Orientador: Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte

OUTUBRO 2012

São Paulo

Prof. Dr. João Grandino Rodas Reitor da Universidade de São Paulo Prof. Dr. Reinaldo
Guerreiro Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade Prof.^a Dra.
Elizabeth Maria Mercier Querido Farina Chefe do Departamento de Economia Prof. Dr.
Pedro Garcia Duarte Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

Anna Olimpia de Moura Leite

Endogeneidade da Taxa Natural de Crescimento

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Pedro Garcia Duarte

Versão Corrigida

(versão original disponível na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade)

SÃO PAULO

2012

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Leite, Anna Olimpia de Moura
Endogeneidade da taxa natural de crescimento / Anna Olimpia de Moura Leite. -- São Paulo, 2012.
84 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2012.
Orientador: Pedro Garcia Duarte.

1. Macroeconomia 2. Economia Keynesiana 3. Econometria 4. Taxa natural de crescimento I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 339

À minha família e ao Murilo

AGRADECIMENTOS

Quando o que parecia infinito começa a chegar ao fim, alguns momentos passam pela memória e com eles vem a lembrança das pessoas que facilitaram esta caminhada. A todas elas que ajudaram, direta e indiretamente, gostaria de registrar meus sinceros agradecimentos.

Primeiro gostaria de agradecer ao meu orientador, Pedro Garcia Duarte, quem me acolheu e colaborou intensamente com este trabalho. Sem sua ajuda e sua motivação, o difícil trabalho de elaborar uma dissertação seria ainda mais árduo. Agradeço também ao professor Giba, que sugeriu o tema desta dissertação, e a professora Fabiana por terem participado da minha banca de qualificação e dado importantes contribuições para a finalização deste trabalho.

Agradeço a minha turma de mestrado e aos nossos veteranos pelas inúmeras ajudas e discussões. Em especial, agradeço ao Dudu, Lia, João Improta, João Basto, Paula, Sarah, Danilo, Victor, Kawaoka, André Mendes, pelo apoio fundamental para seguir adiante e por compartilharem muitas horas de estudos e divertidas conversas.

Aos meus amigos de vida, agradeço por terem sido compreensivos com meus sumiços constantes e por terem me divertido nos encontros cada vez mais raros.

Agradeço a família do Murilo, que me acolheu e acompanhou esta trajetória, nos dando todo o apoio necessário e também ajudando na minha dieta de engorda.

À minha família, agradeço pelo carinho e amor, que sempre souberam dar. Pai, mãe, Helena, Olga, Mauricio, Carlos David, Kathia, tios e avô, obrigada por terem me dado força quando mais precisava. Pai e mãe, obrigada também por terem me apoiado, sem o apoio de vocês tudo fica mais difícil.

Por último, meu agradecimento ao meu companheiro e meu amor, Murilo Moraes, que sempre me incentivou e me deu forças nas diversas vezes que foi necessário, e que certamente me ajudou em todas as esferas nas variadas etapas deste mestrado. Sua presença em toda essa trajetória foi a minha maior alegria.

Também agradeço ao apoio financeiro do CNPq, afinal sem isso, nem poderia pensar em entrar no mestrado.

“The economic system grows and evolves, like a living organism, by means of successive adjustments and adaptations. But change breeds change, and every new adjustment paves the way for another.”

Allyn Young ([1928]1999, p.411) em Mehrling e Sandilands (1999)

RESUMO

Seguindo León-Ledesma e Thirlwall (2002), LLT, o presente trabalho se propõe a testar a endogeneidade da taxa natural de crescimento para um conjunto amplo de países, no sentido do crescimento de longo prazo ser determinado pela demanda. Econometricamente, a principal hipótese a ser testada é a presença de não linearidade na Lei de Okun, que implica na existência de duas taxas naturais, cada uma correspondendo a um regime de crescimento. Utilizando dados anuais para o período de 1980 a 2007 e dados trimestrais para o intervalo entre 1980 e 2011, os resultados corroboram a hipótese de endogeneidade quando aplicada a metodologia proposta por LLT. Esta evidência se repete ao definir exogenamente os regimes de crescimento pelos métodos de Markov-Switching e *threshold autoregressive regression* (TAR) para os dados anuais, no entanto, para os dados trimestrais há indicações de endogeneidade e exogeneidade da taxa natural de crescimento.

ABSTRACT

Following León-Ledesma and Thirlwall (2002), LLT, this master's thesis examines the sensitivity of the natural growth rate to the actual growth rate for a broad set of countries, based on demand-led growth theory. The main hypothesis tested is the presence of nonlinearities in Okun's Law, which means the existence of two natural growth rates, each corresponding to a growth regime. Using annual data over the period 1980-2007 and quarterly data over the period 1980-2011, the results support the idea that natural growth rate is dependent of the actual growth rate when applying LLT's methodology. We obtain similar results for the annual data when we determine the regimes of growth exogenously through Markov-Switching and threshold autoregressive (TAR) models. However, for quarterly data this is less straightforward, having indication of endogenous and exogenous natural growth rates.

Sumário

1.	Introdução	7
2.	Revisão da Literatura	11
2.1	Teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento	17
2.2	Evidência Empírica da Endogeneidade da Taxa Natural de Crescimento	19
3.	Dados e resultados	23
3.1	Dados e Metodologia	23
3.1.1	Modelo autoregressivo com limiares	24
3.1.2	Estimação por Markov-Switching	26
3.1.3	Teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento	29
3.2	Resultados	31
4.	Conclusão	47
5.	Bibliografia	51
	Apêndices	55

Lista de tabelas

1	Estimação do modelo León-Ledesma e Thirlwall (2002) Dados trimestrais .	32
2	Estimação do modelo León-Ledesma e Thirlwall (2002) Dados anuais . . .	33
3	Estimação do <i>threshold</i> – Modelo TAR para dados trimestrais	34
4	Estimação do <i>threshold</i> – Modelo TAR para dados anuais	34
5	Estimação por MQO com <i>dummy</i> definida pelo TAR Dados Trimestrais . .	36
6	Estimação por SUR com <i>dummy</i> definida pelo TAR Dados Trimestrais . .	36
7	Taxas Naturais de Crescimento Dados Trimestrais – Estimação com λ_{TAR} .	37
8	Estimação por MQO com <i>dummy</i> definida pelo TAR Dados Anuais	38
9	Taxas Naturais de Crescimento Dados Anuais – Estimação com λ_{TAR} . . .	39
10	Estimação por MQO com <i>dummy</i> definida pelo Markov-Switching Dados Trimestrais	41
11	Estimação por SUR com <i>dummy</i> definida pelo Markov-Switching Dados Trimestrais	41
12	Taxas Naturais de Crescimento – <i>dummy</i> definida pelo Markov-Switching Dados trimestrais	42
13	Estimação por MQO com <i>dummy</i> definida pelo Markov-Switching Dados Anuais	44
14	Taxas Naturais de Crescimento Dados Anuais – Estimação com λ_{MS}	45
15	Taxa natural de crescimento dos países da OCDE	56
16	Taxa natural de crescimento dos países da América Latina	56
17	Taxa natural de crescimento das regiões italianas	57
18	Taxa natural de crescimento dos países asiáticos	57
19	Estatísticas descritivas do crescimento do PIB	62
20	Estatísticas descritivas da variação da taxa de desemprego	63
21	Estatísticas descritivas do crescimento do PIB	63
22	Estatísticas descritivas da variação da taxa de desemprego	64
23	Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{TAR} Dados Trimestrais	64
24	Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{TAR} Dados Anuais .	64
25	Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{MS} Dados Trimestrais	65
26	Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{MS} Dados Anuais .	66
27	Estimação TAR do modelo (3.14) Dados Anuais – Z_1	67
28	Estimação TAR do modelo (3.14) Dados Anuais – Z_2	68
29	Estimação TAR do modelo (3.14) Dados Trimestrais – Z_1	69
30	Estimação TAR do modelo (3.14) Dados Trimestrais – Z_2	70

31	Matriz de probabilidades de transição de Markov Dados Trimestrais	72
32	Parâmetros estimados do modelo MS-VAR Dados Trimestrais	72
33	Matriz de probabilidades de transição de Markov Dados Anuais	75
34	Parâmetros estimados do modelo MS-VAR Dados Anuais	76

Lista de Figuras

1	Relação entre as taxas natural e atual de crescimento	19
2	Dados de PIB e desemprego das séries trimestrais (1)	58
3	Dados de PIB e desemprego das séries trimestrais (2)	59
4	Dados de PIB e desemprego das séries anuais (1)	60
5	Dados de PIB e desemprego das séries anuais (2)	61
6	Dados de PIB e desemprego das séries anuais (3)	62
7	Diagrama de dispersão da Argentina	62
8	Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento – séries trimestrais	71
9	Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento – séries anuais (1)	73
10	Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento – séries anuais (2)	74

1. Introdução

Adam Smith em seu livro *A Riqueza das Nações* ([1776] 1996) se propôs a estudar a natureza e as causas da riqueza das nações. Definindo riqueza em termos da disponibilidade per capita das “necessidades e confortos da vida”, Smith entendia que o “trabalho anual de cada nação” era o “o fundo que originalmente lhe fornece todos” estes bens (pág. 59). Para ele, aquela disponibilidade per capita dependia sempre de dois fatores: da produtividade do trabalho ou da proporção da força de trabalho que realiza o que ele definiu como trabalho útil (trabalho que se materializa em um bem) em relação aos que “não executam tal trabalho” (pág. 59). Smith então argumenta que a produtividade do trabalho é o fator determinante da riqueza: a produtividade depende do grau de divisão do trabalho em vigor em cada nação, que aumenta a quantidade de trabalho que um mesmo número de pessoas é capaz de ofertar (cap. 1, livro 1). Por sua vez, continua Smith, a divisão do trabalho se origina da propensão inata dos homens à troca (cap. 2, livro 1) e, sendo assim, é limitada pela extensão do mercado – implicitamente limitado pela demanda (cap. 3, livro 1).

Está já em Smith, mesmo que não articulada desta forma, uma questão central da literatura posteriormente desenvolvida sobre crescimento econômico: são as causas da riqueza das nações determinadas pelo lado da oferta ou pelo lado da demanda? Referiremos ao primeiro caso como visão clássica-neoclássica e a segunda como visão keynesiana.

Vários autores clássicos e neoclássicos, como coloca Dutt (2010), eram adeptos da chamada Lei de Say, que enuncia que toda oferta cria sua própria demanda.¹ Logo, bastava o capitalista ofertar algo que ele gerava poder de compra de valor equivalente ao do produto, poder de compra este que era totalmente dispendido. A consequência disto é que a economia, não restrita pela demanda agregada, operaria em pleno emprego e cresceria se os fatores que determinam a oferta de bens aumentassem ao longo do tempo, notadamente trabalho e capital.

Somente após Keynes (1936) e Kalecki (1971), quando foi desenvolvida uma teoria de demanda agregada, é que se teorizou a restrição do crescimento pela limitação da demanda agregada. Logo, a demanda agregada poderia afetar o crescimento de longo prazo pela razão da produção ser entendida como resultante das decisões das despesas suficientes para

¹Na verdade, há uma complexa história por detrás desta “lei”, não enunciada por Say, mas posteriormente associada a ele. Miglioli (1982) indica rapidamente alguns destes pontos.

gerar lucro ao empreendedor. Portanto, neste arcabouço, o comportamento da economia seria determinado pela lucratividade e, assim, pelo nível de investimento.

Harrod (1939) seguiu os passos de Keynes e se propôs a construir um modelo dinâmico que posteriormente foi tido como importante precursor dos modelos da literatura de crescimento limitado pela demanda. Seu artigo *An Essay in Dynamic Theory* levantou a questão da instabilidade do sistema econômico, difundido por Solow (1956) como o *knife-edge phenomenon*.² Isto é, as taxas atual e assegurada de crescimento não se igualam necessariamente, devido a variações dos estoques ou ao aumento do nível de preços, e também não há alguma tendência inerente para as taxas assegurada e natural se igualarem. Estas constatações causaram uma reação na comunidade acadêmica, que durante a década de 1960 observaram um crescimento estável nas economias desenvolvidas. Assim, tanto a vertente keynesiana quanto a neoclássica propuseram modelos nos quais não existe a instabilidade do modelo de Harrod e as variáveis tem uma trajetória de crescimento balanceado no longo prazo.

Neste contexto, Solow (1956) reforçou a visão neoclássica apresentando um modelo de crescimento com pleno emprego dos fatores de produção (ao assumir a igualdade ex ante da poupança com o investimento) e retornos constante de escala. Seu modelo implica que a taxa de crescimento balanceado (de estado estacionário) não é determinada pela acumulação de capital, mas antes pelas taxas de crescimento da oferta de trabalho e de inovação tecnológicas, ambas determinadas exogenamente no seu modelo. Note, em particular, que este é um modelo da linhagem da Lei de Say porque Solow assumiu que não existe insuficiência de demanda agregada, demanda esta que, logicamente, é aqui irrelevante na determinação da taxa de crescimento de longo prazo.

Vários economistas criticaram o modelo de Solow por ser um modelo de crescimento exógeno, que não explicava de fato os determinantes do crescimento econômico de longo prazo. A partir da década de 1980, economistas como Paul Romer (1986) expandiram o modelo neoclássico de Solow para endogeneizar os determinantes do crescimento. Estes autores trouxeram então para a literatura retornos crescentes de escala, investimento em capital humano e presença de externalidades, sempre dentro do arcabouço de Solow no qual há pleno emprego e sendo o crescimento determinado pela oferta agregada.

²Veja Hoover (2008) para uma discussão a respeito da interpretação de Solow sobre a contribuição de Harrod.

Uma vertente alternativa à de Solow e seguidores foi proposta por Nicholas Kaldor (1970), que se baseou em Keynes e Harrod para desenvolver a ideia que aumentos de demanda permitem aumento da escala e conseqüentemente uma maior especialização das firmas, reduzindo os custos de produção e contribuindo para um novo aumento da demanda. Os sucessores de Kaldor formalizaram esta teoria utilizando a Lei de Verdoorn (a ser detalhada na próxima seção) e posteriormente deram origem ao termo *endogeneidade* da taxa natural de crescimento, que implica na produtividade do trabalho e no crescimento da força de trabalho serem determinadas pela demanda agregada (veja León-Ledesma e Thirlwall (2002)). A partir deste conceito é possível testar a natureza do crescimento econômico de longo prazo, avaliando se ele é determinado pela demanda (taxa natural endógena) ou pela oferta (taxa natural exógena) agregadas. Estes conceitos foram e continuam protagonizando importantes debates econômicos, e resultados empíricos, como o teste de *endogeneidade* da taxa natural de crescimento, podem fornecer intuições para manter viva esta discussão.

Este trabalho se propõe a testar a endogeneidade da taxa natural de crescimento para um conjunto amplo de países que se diferenciam pelo grau de desenvolvimento econômico. O teste foi realizado para Alemanha, Argentina, Austrália, Áustria, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Estados Unidos, Finlândia, França, Itália, Japão, México, Noruega, Reino Unido, Suécia, Uruguai e Venezuela. Para alguns países foram utilizados dados trimestrais de crescimento do PIB e desemprego, que abrangem o período de 1980 a 2011, e para estes e os demais países, foram utilizados dados anuais de 1980 a 2008.

A novidade deste trabalho está na definição *a priori* dos regimes de crescimento econômico (regime de baixo e regime de alto crescimento). Isto foi possível utilizando os métodos de Markov-Switching e *threshold autoregressive regression* (TAR) para os dados de crescimento do PIB de 1951 a 2008 e do primeiro trimestre de 1961 ao quarto trimestre de 2011. Em seguida, foi possível verificar evidências de endogeneidade e exogeneidade da taxa natural de crescimento, sinalizando que a natureza da taxa natural não é geral, mas dependeria da estrutura produtiva de cada país e de fatores institucionais, tais como a estrutura do mercado de trabalho, o acesso ao mercado de crédito e a estrutura de inovações.

Para contextualizar o objeto de estudo, a endogeneidade ou exogeneidade da taxa natural

de crescimento, esta dissertação se inicia com uma revisão da literatura teórica, passando pelos modelos neoclássicos de crescimento econômico e também pelos modelos kaldorianos. Em seguida, são apresentados os modelos econométricos já utilizados na literatura para testar a endogeneidade da taxa de crescimento e as inovações feitas no presente trabalho, finalizando com os resultados empíricos obtidos.

2. Revisão da Literatura

Olhando para a literatura de crescimento desde Harrod, não existe discordância fundamental em relação ao conceito de taxa natural de crescimento utilizado pelos diversos autores, apesar do conceito usado por Harrod (1939) ser mais amplo do que o utilizado atualmente. Para todos eles, a taxa natural é o potencial produtivo da força de trabalho e, portanto, é entendida como a soma das taxas de crescimento da força de trabalho e da produtividade do trabalho. As diferentes interpretações que surgem deste conceito estão relacionadas aos determinantes destas últimas taxas.

Ao atestar que a taxa natural de crescimento é endógena à taxa vigente, afirma-se que no longo prazo o crescimento econômico é determinado pela demanda. De maneira análoga, se a taxa natural é exógena à taxa vigente, o crescimento de longo prazo é determinado pela oferta. Logo, esta análise está diretamente associada à discussão entre as visões clássica-neoclássica e keynesiana sobre a dinâmica do crescimento de longo prazo, que tem origem na década de 1950 e continua em perspectiva, agora com os teóricos da nova teoria de crescimento econômico e os pós-kaldorianos.

É importante chamar atenção que esta não é uma mera discussão teórica entre diversos grupos de autores, mas passa fundamentalmente pelo entendimento preciso dos determinantes da taxa natural e portanto pela compreensão da natureza e causas do processo de crescimento econômico. Não se pretende aqui buscar meramente uma resposta para um conjunto de países à questão da endogeneidade ou exogeneidade da taxa natural de crescimento com o auxílio do ferramental econométrico, mas antes fornecer resultados empíricos que permitam despertar intuições do processo de crescimento econômico e, eventualmente, de políticas econômicas adequadas à sua promoção. Os resultados, como serão apresentados a seguir, são mistos, sugerindo que não existe uma resposta inequívoca àquela pergunta, mas sim respostas condicionais a particularidades das diversas economias. Desta forma, a compreensão teórica é imprescindível para a interpretação dos resultados.

Tendo em vista a importância do modelo Harrod-Domar nos desdobramentos da teoria de crescimento, uma breve exposição será feita mesmo que esta não traduza exatamente o modelo proposto por Harrod (1939).³

³Apesar dos modelos de Harrod (1939, 1948) e Domar (1946) apresentarem diferenças importantes, é consenso entre os economistas que eles constituem um modelo único que marcam o início da teoria formal de crescimento.

Segundo o autor, a expectativa de lucro futuro determina o investimento e, assim, a capacidade de produção. Logo, a taxa de crescimento da capacidade de produção, G_W , está relacionada a taxa de crescimento do produto, G_t . Quando estas taxas igualarem, não haverá incentivos para alterar as decisões de investimento, uma vez que o crescimento do produto assegurará o investimento planejado. Por este motivo, a taxa de crescimento da capacidade de produção foi denotada por Harrod de taxa assegurada (*warranted*) e ela é definida por

$$G_W = \frac{s}{v} \quad (2.1)$$

em que s é a propensão a poupar e v é a quantidade de capital necessária para prover uma unidade adicional de produto.

Contudo, ao analisar o fundamento da taxa efetiva de crescimento, Harrod constata a dinâmica instável do equilíbrio entre G_W e G_t . Assim, considere a proporção de investimento do produto no período t , v_t , o produto, y , e a quantidade total de poupança nesse mesmo período, S_t . Então a poupança total é igual a $s \cdot y_t$ e o adicional de estoque de capital é $v_t(y_t - y_{t-1})$. Logo,

$$\begin{aligned} s \cdot y_t &= v_t(y_t - y_{t-1}) \\ \frac{s}{v_t} &= \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = G_t \end{aligned} \quad (2.2)$$

Portanto, as taxas assegurada e atual de crescimento só serão iguais se o investimento *ex post* for igual ao investimento planejado, $v_t = v$. Quando isto não ocorrer, estas taxas tendem a divergir. Considere, por exemplo, um excesso de produto, de tal forma que G_t seja maior que G_W . Como consequência, $v_t < v$, e a capacidade de produção ficará escassa, estimulando o crescimento da economia e aumentando a diferença entre as taxas.

Harrod introduz na análise a taxa natural de crescimento. Em suas palavras:

This is the maximum rate of growth allowed by the increase of population, accumulation of capital, technological improvement and the work/leisure preference schedule, supposing that there is always full employment in some sense.

Harrod (1939, p. 30).

Logo, a taxa natural de crescimento expressa o potencial produtivo de uma economia.

Não há elementos no modelo Harrod-Domar que garantam a igualdade entre as taxas assegurada e natural de crescimento, visto que os determinantes da taxa natural (as taxas

de crescimento da força de trabalho e da produtividade) e os determinantes da taxa assegurada (s e v) são exógenos. Além disso, Harrod argumentou que se a taxa assegurada for menor que a taxa natural, haverá tendência ao crescente aumento do desemprego, e se ocorrer o contrário, haverá escassez de trabalho que terá um impacto negativo sobre o investimento, conduzindo a economia a um crescimento abaixo da taxa assegurada e gerando desemprego. Esta problemática foi difundida por Solow como o *knife-edge phenomenon* e modelos de crescimento subsequentes buscaram encontrar mecanismos que garantissem a igualdade entre as taxas atual, assegurada e natural que permitissem um crescimento balanceado de pleno emprego.

Solow (1956) foi um dos expoentes deste debate na década de 1950. O autor apresentou um modelo agregado de equilíbrio competitivo como solução à instabilidade do modelo Harrod-Domar. Segundo Punzo (2009), Solow forneceu uma contribuição fundamental à literatura e avançou na formalização do modelo ao separar crescimento de flutuação, redefinindo a questão em debate na época. Isto é, ao invés de considerar a dinâmica de desequilíbrio como havia feito Harrod, considerou a dinâmica de equilíbrio. A hipótese que garante esta trajetória de equilíbrio é a existência de um processo contínuo e estável do aumento da produtividade via um processo técnico exógeno. Deste modo, Solow elaborou uma função de produção agregada com retornos constante de escala e substituição entre os fatores de produção. Esta e a hipótese de flexibilidade dos preços dos insumos garantem a convergência ao estado estacionário.

Esta convergência é condicional no sentido de que países mais distantes de seus estados estacionários crescem a taxas mais elevadas para atingirem tal equilíbrio. Além disso, estas hipóteses implicam na redução ao longo do tempo das diferenças das taxas de crescimento entre os países, resultado que foi motivo de críticas entre economistas das visões clássica-neoclássica e keynesiana.

Deste modo, a partir da década de 1980, economistas introduziram conceitos microeconômicos aos modelos neoclássicos de macroeconomia com o objetivo de solucionar esta questão. A novidade estava em flexibilizar as hipóteses de retorno decrescente do capital e competição perfeita, como proposto por Romer (1986) e Lucas (1988). Esta ‘nova’ teoria ficou conhecida por teoria de crescimento endógeno, em referência ao aumento da produtividade ser explicado dentro do modelo. Neste contexto, a endogeneidade se refere ao fato do progresso técnico não ser mais uma variável exógena como no modelo de Solow.

O retorno crescente de escala é analisado sempre pelo lado da oferta, considerando diferentes mecanismos de criação e acumulação de conhecimento, como investimento em P&D e capital humano como insumo da produção. Esta teoria também assume competição imperfeita, uma vez que o investimento em conhecimento só se efetivará se o lucro justificar o custo e o risco deste investimento (veja Chandra e Sandilands (2005)).

Sob a perspectiva do crescimento voltado para a demanda, Kaldor (1970) desenvolveu um modelo de causalidade cumulativa e circular, em que a desigualdade entre os países surge do processo de retornos crescentes de Allyn Young (1928) – conceito inspirado na divisão do trabalho de Adam Smith. Este conceito não se relaciona à noção de economia de escala, mas à especialização das firmas e indústrias. Ou seja, a crescente demanda agregada possibilita o aumento do número de firmas e indústrias especializadas que conduz a redução dos custos e, conseqüentemente, a um novo aumento do tamanho do mercado. Nas palavras de Young:

Even with a stationary population and in the absence of new discoveries in pure and applied science (as contrasted with such new ways of organising production and such new ‘inventions’ as are merely adaptations of known ways of doing things, made practicable and economical by an enlarged scale of production) there are no limits to the process of expansion except the limits beyond which demand is not elastic and returns do not increase. Young (1928, p. 534) citado por Kaldor (1972, p. 1.249).

Logo, o que garante o funcionamento *self-perpetuating* ou *circular e cumulativo* da economia é o aumento da produtividade induzido pelo crescimento. A relação do crescimento da produtividade com o crescimento do produto ficou conhecida por Lei de Verdoorn, em homenagem ao economista Verdoorn ([1949]2002) quem a desenvolveu.

Desta forma, Dixon e Thirlwall (1975) formalizaram o modelo de causalidade cumulativa e circular, desenvolvido por Kaldor (1970), a partir da Lei de Verdoorn:

$$q_t = f(G_t), \quad f' > 0 \quad (2.3)$$

ou, se considerarmos uma relação linear,

$$q_t = \bar{q} + \lambda \cdot G_t \quad (2.4)$$

em que q_t é a taxa de crescimento da produtividade do trabalho, G_t é a taxa de crescimento em t , $\bar{q}$ é a taxa autônoma de crescimento da produtividade (taxa de crescimento da produtividade quando o crescimento do produto estiver constante) e λ é o coeficiente de Verdoorn, que capta a magnitude do ganho de produtividade induzido pelo crescimento através do processo de retornos crescentes.

A taxa autônoma de crescimento da produtividade, $\bar{q}$, e o coeficiente de Verdoorn, λ , dependem do dinamismo da estrutura produtiva. Eles estão relacionados aos parâmetros da função de progresso técnico de Kaldor (1957), que relaciona a taxa de crescimento da produtividade do trabalho com a intensidade do capital por trabalhador:

$$q_t = d_t + \pi \cdot m_t \quad (2.5)$$

em que d_t é a taxa de progresso técnico desincorporado (não depende da introdução de novos bens de capital), π é uma constante entre zero e um e m_t é a taxa de crescimento do capital por trabalhador. Considerando que d_t e m_t são determinados pela demanda agregada,

$$d_t = \alpha_1 + \beta_1 \cdot G_t$$

$$m_t = \alpha_2 + \beta_2 \cdot G_t$$

sendo G_t a taxa de crescimento do produto, então

$$\begin{aligned} q_t &= \alpha_1 + \beta_1 \cdot G_t + \pi \cdot (\alpha_2 + \beta_2 \cdot G_t) \\ q_t &= (\alpha_1 + \pi\alpha_2) + (\beta_1 + \pi\beta_2)G_t \end{aligned} \quad (2.6)$$

Logo,

$$\begin{aligned} \bar{q} &= \alpha_1 + \pi\alpha_2 \\ \lambda &= \beta_1 + \pi\beta_2 \end{aligned} \quad (2.7)$$

A taxa autônoma de crescimento da produtividade é determinada pelas taxas autônomas de progresso técnico desincorporado e de capital acumulado por trabalhador. Desta maneira, $\bar{q}$ e λ variam entre as indústrias e entre as regiões dependendo da estrutura técnica existente.

Considere agora a taxa natural de crescimento,

$$G_N = q + n \quad (2.8)$$

em que n é a taxa de crescimento da oferta de trabalho. Por (2.3), temos

$$G_N = \bar{q} + \lambda \cdot G_t + n \quad (2.9)$$

Portanto, o modelo de causalidade cumulativa e circular implica na endogeneidade da taxa natural de crescimento pelo processo de retornos crescentes. Como visto, os parâmetros da Lei de Verdoorn, $\bar{q}$ e λ , dependem da estrutura produtiva, logo, é possível aumentar a taxa de crescimento ao modificar a estrutura produtiva da economia.⁴ Mais ainda, este modelo implica na divergência das taxas de crescimento entre os países. Ou seja, a partir do momento que um país adquire vantagem no processo produtivo sobre os demais, esta vantagem tende a aumentar pelo processo de retornos crescentes induzida pela própria natureza do crescimento.

León-Ledesma e Thirlwall (2002) retomaram a discussão da taxa natural de crescimento ao apresentarem um teste da endogeneidade desta taxa. Até agora a endogeneidade de G_N foi exposta pelos retornos crescentes, mas existem outros mecanismos que podem explicar a relação entre as taxas de crescimento de longo e curto prazo.

Considere a taxa de crescimento da força de trabalho endógena, $n = f(G_t)$, então por (2.9) temos

$$G_N = \bar{q} + \lambda \cdot G_t + f(G_t) \quad (2.10)$$

A Lei de Verdoorn do modelo de causalidade cumulativa e circular é caracterizada pelos retornos crescentes de Young (1928): quanto maior o crescimento, maior será o ganho de produtividade. No entanto, existem interpretações anticíclicas da relação entre produtividade e crescimento econômico. Hall (1991), por exemplo, considera que atividades visando a melhora da produtividade e a aquisição de novas tecnologias são mais notáveis durante as recessões pelo baixo custo de oportunidade do período. Por sua vez, Aghion e Howitt (1992) consideram que as recessões são períodos de destruição criadora. Durante o crescimento acelerado, coexistem empresas mais e menos produtivas, mas quando o crescimento desacelera, as firmas menos produtivas e menos lucrativas saem do mercado, aumentando a média da produtividade da economia.

A relação entre a taxa de crescimento da força de trabalho, n , e os regimes (alto e baixo) de crescimento é menos controversa. Há evidências dela ser positiva em função do aumento

⁴Originalmente, apenas o setor industrial apresentava evidências do funcionamento da Lei de Verdoorn.

da participação na força de trabalho, principalmente entre mulheres, e da intensificação da imigração em períodos de maior crescimento e o contrário quando a economia desacelera (veja Long (1953)).

Note que tanto os processos de endogeneidade de n quanto de q dependem de fatores institucionais, tais como a estrutura do mercado de trabalho, o acesso ao mercado de crédito e a estrutura de inovações. Portanto, não se espera uma uniformidade da relação da taxa de longo prazo com os regimes de crescimento, ela deve variar conforme o desenvolvimento e a estrutura institucional de cada região.

Neste arcabouço, León-Ledesma e Thirlwall (2002) propuseram um teste de endogeneidade da taxa natural baseando-se na hipótese da existência de uma taxa natural para cada regime (alto e baixo) de crescimento, portanto, na relação não contínua das taxas natural e atual. Evidências empíricas forneceram conclusões favoráveis para as hipóteses de León-Ledesma e Thirlwall, e com isto, a literatura teórica pós-kaldoriana desenvolveu significativamente, incorporando elementos como *learning-by-doing* e custos de oportunidade aos modelos.

2.1 Teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento

León-Ledesma e Thirlwall (2002) (doravante LLT) propuseram um teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento utilizando a seguinte especificação da Lei de Okun (veja Thirlwall (1969)):

$$G_t = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \Delta\%U_t + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

em que $\Delta\%U_t$ é a variação da taxa de desemprego e ε_t é o termo erro.

Considerando a definição de que a taxa natural de crescimento é aquela que mantém a taxa de desemprego constante no seu nível de longo prazo, então a taxa natural de crescimento é igual ao intercepto α . Se a economia crescer a uma taxa mais elevada que a taxa natural, haverá queda da taxa de desemprego, e se acontecer o contrário, a taxa de desemprego irá aumentar, pois a economia não estará crescendo ao seu nível potencial. Nas palavras de Thirlwall:

If there is no change in unemployment then by definition output is rising in

line with productive potential. The trend is independent of the pressure of demand and the level of unemployment and therefore of practices with respect to labour hoarding. The estimate of G_N will be biased only to the extent that the growth of productive potential in excess of actual growth may cause some workers to leave the labor force and not register as unemployed. Thirlwall (1969, p. 88).

A partir da estimação de (2.11) obtém-se uma estimativa da taxa natural, G_N , que é utilizada para construir a seguinte variável *dummy* de regime de crescimento, D ,

$$D = \begin{cases} 1 & \text{se } G_t \geq \hat{G}_N \\ 0 & \text{se } G_t < \hat{G}_N \end{cases}$$

Deste modo, D é igual a um quando o crescimento econômico é acelerado e igual a zero em períodos de baixo crescimento.

Finalmente, os autores estimam o seguinte modelo:⁵

$$G_t = \alpha_2 + \lambda_2 \cdot D + \beta_2 \cdot (\Delta\%U_t) + \nu_t \quad (2.12)$$

Então o teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento é o teste da significância de λ_2 . Se o coeficiente da variável *dummy* for estatisticamente significativo, $G_N = \alpha_2 + \lambda_2$ em períodos de elevado crescimento e $G_N = \alpha_2$ em períodos de menor crescimento. Isto é, existiriam duas taxas de crescimento de longo prazo, cada uma descrevendo um regime de crescimento, como ilustrado na Figura 1 e pelas equações abaixo:

$$G_t = \alpha_2 + \lambda_2 + \beta_2 \cdot (\Delta\%U_t) \quad (\text{Regime de crescimento alto})$$

$$G_t = \alpha_2 + \beta_2 \cdot (\Delta\%U_t) \quad (\text{Regime de crescimento baixo})$$

Esta metodologia é simples de ser aplicada, porém o modelo utilizado para construir a variável *dummy*, através de (2.11), está mal especificado: isto porque o argumento central de León-Ledesma e Thirlwall (2002) é a existência de duas taxas naturais de crescimento, o que implica uma relação não linear entre a variável dependente e a variável independente deste modelo. Portanto, ao construir a variável *dummy* pelos parâmetros enviesados

⁵León-Ledesma e Thirlwall (2002) deixaram claro o caráter endógeno (no sentido econométrico) de $\Delta\%U_t$. Logo, estimaram o modelo por variáveis instrumentais, utilizando as defasagens das variáveis como instrumentos. No entanto, obtiveram resultados muito semelhantes aos do método Cochrane-Orcutt, de tal forma que mantiveram o uso desta estimação.

Figura 1: Relação entre as taxas natural e atual de crescimento

Fonte: León-Ledesma e Thirlwall (2002)

estimados em (2.11), está se construindo uma variável com erros de medida. A solução é construir a *dummy* utilizando modelos em que os regimes são exogenamente estabelecidos e então utilizá-la no modelo (2.12), que é o corretamente especificado, pois garante a relação não linear entre as variáveis. Lanzaflame (2010) assim o fez utilizando o modelo autoregressivo com limiares (TAR), desenvolvido por Hansen (1996), que estima um limiar que divide a série do PIB em dois regimes, alto e baixo, de crescimento.

2.2 Evidência Empírica da Endogeneidade da Taxa Natural de Crescimento

León-Ledesma e Thirlwall (2002) utilizaram dados anuais de 15 países da OCDE para o período de 1961-95. Eles estimaram os modelos (2.11) e (2.12) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e obtiveram evidências da endogeneidade de G_N . A estimação resultou em coeficientes da variável *dummy* estatisticamente significantes e positivos para todos os países e a taxa natural em períodos de maior crescimento apresentou ser quase o dobro (1,8 p.p.) da taxa em períodos de recessão. Os autores ainda constataram que em países mais desenvolvidos, como EUA, Reino Unido, França e Alemanha, a diferença das taxas naturais entre os regimes de crescimento é menor do que países menos desenvolvidos, como Grécia, Japão e Itália. Para os autores este resultado era esperado, dado que a participação da população na força de trabalho é menor nesses países, principalmente entre as mulheres, o que explicaria a variação da participação da força de trabalho entre os regimes de crescimento. Também a relação de Verdoorn tende a ser mais intensa em países não industrialmente maduros por causa do aprisionamento tecnológico (*lock in*) como apresentado por Setterfield (1997). O autor argumenta que a relação (*interrelatedness*) entre os componentes de produção (estrutura organizacional, capital humano, tecnologia,

entre outros) ao tornar elevado o custo de mudanças tecnológicas/institucionais, implica na maior probabilidade de aprisionamento tecnológico, isto é, na dificuldade de melhorar a capacidade produtiva.⁶

Os trabalhos de destaque que seguiram a metodologia de LLT são: Libânio (2009), Vogel (2009), Oreiro e Nakabashi (2007), Dray e Thirlwall (2010) e Lanzaforme (2010), este último com o modelo TAR. Oreiro e Nakabashi usaram dados trimestrais do Brasil entre 1980 e 2002, Libânio e Vogel estimaram os modelos para países da América Latina com dados anuais de 1980 a 2004 e Lanzaforme aplicou o teste para regiões italianas também com dados anuais, mas para o período de 1977 a 2003. Mais recentemente, Dray e Thirlwall utilizaram dados anuais de países asiáticos entre 1982 a 2005 para testar a endogeneidade de G_N . As taxas naturais de crescimento estimadas nos estudos citados estão sintetizados no apêndice A.

Em Oreiro e Nakabashi (2007), a taxa natural de crescimento estimada para o Brasil é de -3,5% ao ano, aumentando substancialmente, em 11,5 pontos percentuais, quando a economia está no regime de crescimento elevado. Como os dados trimestrais apresentam uma maior amplitude de variação, os autores também estimaram o modelo com médias móveis de três trimestres. Nesta estimação, a taxa natural no regime de menor crescimento foi de -1% e de 5,2% em períodos de maior crescimento.

Libânio (2009) estimou os modelos (2.11) e (2.12) separadamente por MQO e por variáveis instrumentais por dois estágios, utilizando as defasagens das variáveis como instrumentos. Os resultados dos dois métodos foram muito semelhantes, o que sugere que o viés gerado pela variável $\Delta\%U_t$ é pequeno. O autor constatou que a média de $\hat{G}_N$ dos países da América Latina é 2,73% em períodos de recessão e de 4,54% em períodos de crescimento mais elevado. Ou seja, há um acréscimo de 1,8 ponto percentual entre os regimes, que é muito próximo do encontrado nos países da OCDE por León-Ledesma e Thirlwall (2002).

Vogel (2009) estimou os modelos de LLT por *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR)

⁶“This suggests that the faster the growth within the context of a certain technique of production, the faster interrelatedness will proliferate, and the more likely it becomes that the region will experience lock in to this specific technique. Consequently, an initial period of high relative growth may, by generating interrelatedness and lock in, impair the ability of a region to realise dynamic increasing returns based on changes in technique. Initially self-perpetuating high relative growth through cumulative causation may, therefore, endogenously create the conditions for a subsequent era of slow relative growth.” Setterfield (1997, p. 372)

também para países da América Latina. A autora argumentou que é possível utilizar este método de estimação, pois os resíduos das regressões individuais por MQO mostram-se significativamente correlacionados. Vogel, assim como Libânio, obteve coeficientes estatisticamente significantes. Em média, $\hat{G}_N$ é de 3,52% no regime de menor crescimento e aumenta em 2,2 pontos percentuais em períodos de alto crescimento, próximo ao estimado por Libânio.

Dray e Thirlwall (2010) estimaram os modelos por Cochrane-Orcutt para ajustar a autocorrelação dos resíduos. O grupo de países da Ásia com exceção da Filipinas também apresentou evidência da endogeneidade da taxa natural de crescimento. Em média, a taxa natural estimada é igual a 4,3% em períodos de baixo crescimento e de 7,9% quando a economia está em crescimento elevado. Portanto, uma diferença expressiva de 3,6 pontos percentuais entre os regimes.

Fazendo uso do modelo autoregressivo com limiares (TAR), Lanzafame (2010) constatou a exogeneidade da taxa natural em 16 das 20 regiões italianas. Para as demais regiões, nas quais foi possível estimar o *threshold*, Lanzafame criou a variável *dummy* de regime de crescimento e, em seguida, estimou o modelo (2.12) por SUR. Como resultado, sete regiões apresentaram coeficientes estatisticamente significantes da variável *dummy* e em algumas regiões este coeficiente resultou negativo, implicando uma menor taxa natural para o regime de maior crescimento. Assim, além de mostrar que a taxa natural de crescimento das regiões menos desenvolvidas da Itália são endógenas à taxa efetiva de crescimento, Lanzafame também mostrou que a relação da produtividade com a taxa de crescimento pode ser anticíclica, como argumentado anteriormente.

Introduzindo um novo método de estimação dos regimes de crescimento, Lanzafame (2010) encontrou resultados distintos do restante da literatura. A primeira novidade foi a rejeição da hipótese de endogeneidade da taxa natural para algumas regiões e, a segunda, a evidência da relação negativa entre crescimento atual e crescimento de longo prazo, possivelmente devido aos efeitos anticíclicos da Lei de Verdoorn.

3. Dados e resultados

3.1 Dados e Metodologia

Para testar a endogeneidade da taxa natural de crescimento como apresentado por León-Ledesma e Thirlwall (2002), foram utilizados dados de países com características diversas (desenvolvidos, não desenvolvidos, industrializados) com o objetivo de não restringir o teste de endogeneidade da taxa natural para apenas um grupo específico de países. Com isto, quer-se analisar se este mecanismo é geral ou se ocorre em países mais ou menos desenvolvidos. Por esta razão e pela disponibilidade de dados de alguns países, o teste de endogeneidade foi realizado para Argentina, Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Estados Unidos, Finlândia, França, Itália, Japão, Noruega, Reino Unido, Suécia, Uruguai e Venezuela para dados anuais e para Alemanha, Austrália, Áustria, Brasil, Canadá, Estados Unidos e México para dados trimestrais. Note que parte destes países são da OCDE, o que possibilita comparar os resultados com os obtidos por León-Ledesma e Thirlwall.

Os dados trimestrais da taxa de desemprego e do crescimento do PIB são da OCDE e abrangem o período de 1980 a 2011. Para o crescimento do PIB do Brasil foram utilizados os dados do IBGE, em decorrência deste órgão estatístico disponibilizar uma série mais longa. Os dados anuais de crescimento são do Penn World Table e de desemprego do International Labour Organization – Laborista e cobrem o período de 1980 a 2007.⁷

Os métodos utilizados para estimar os regimes de crescimento de maneira exógena e, em seguida, construir a variável *dummy*, foram o *Threshold Autoregressive Regression* (TAR) e o Markov Switching.⁸ Posteriormente, utilizou-se o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) quando não se verificou autocorrelação dos resíduos e o Prais-Winsten nos casos dos modelos com autocorrelação dos resíduos, como em León-Ledesma e Thirlwall (2002), Libânio (2009) e Oreiro e Nakabashi (2007).⁹ Em alguns casos, foram estimadas

⁷As estatísticas descritivas destas variáveis estão disponíveis no apêndice B.

⁸Para as estimações do TAR e do Markov-Switching foram utilizadas as séries do crescimento do PIB para o período de 1951 a 2008 para os dados anuais e de 1961 a 2011 para os dados trimestrais. O teste ADF foi aplicado para verificar a estacionariedade das séries e todas rejeitaram a hipótese nula de uma raiz unitária.

⁹León-Ledesma e Thirlwall (2002) e Libânio (2009) estimaram as equações utilizando como instrumentos as defasagens das variáveis. Contudo, os autores relataram que, em alguns casos, as alterações entre as estimações por Variáveis Instrumentais e por MQO não foram significativas e, em outros casos, os instrumentos não eram adequados.

simultaneamente as equações por *Seemingly Unrelated Regression* (SUR), como em Vogel (2009) e Lanzaflame (2010), em decorrência dos resíduos entre as mesmas apresentarem correlação, que nesta situação, torna o SUR mais eficiente do que o MQO.¹⁰

Serão descritos agora os modelos TAR e Markov-Switching, e a metodologia do teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento.

3.1.1 Modelo autoregressivo com limiares

O *threshold autoregressive regression* (TAR) é um método de estimação não linear de séries de tempo que define exogenamente os regimes de crescimento. As observações de uma série são divididas em dois regimes conforme a variável de *threshold*, Z_t , estiver em relação a um limiar estimado. Considere o seguinte modelo de TAR exposto por Caner e Hansen (2001)¹¹

$$\Delta G_t = \theta'_1 x_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} < \delta\}} + \theta'_2 x_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} \geq \delta\}} + e_t \quad (3.14)$$

em que $t = 1, \dots, T$ e o vetor de variáveis explicativas, $x_{t-1} = (G_{t-1} \ r'_t \ \Delta G_{t-1} \cdots \Delta G_{t-k})'$, e_t é um erro *iid* com variância σ^2 , Z_t é a variável *threshold*, r_t é um vetor determinístico que inclui uma constante e, quando necessário, uma tendência linear, e δ é o *threshold* não-observado, que será estimado. A variável G_t é a taxa de crescimento do produto, k é o número de defasagens de ΔG_t e $1(\cdot)$ é uma função indicadora.

A variável de *threshold* é escolhida exogenamente. Segundo Caner e Hansen (2001), a especificação de Z_t não altera significativamente o resultado da análise, no entanto, ela deve ser estritamente estacionária e ergódica. Serão utilizadas duas definições de Z_t que garantem estas condições:

$$Z_{t-1(1)} = G_{t-1} - G_{t-m-1} \quad (3.15a)$$

$$Z_{t-1(2)} = G_{t-m} - G_{t-m-1} \quad (3.15b)$$

em que m é a ordem de defasagem, definida pelo valor que minimiza a variância dos resíduos ou maximiza o teste de Wald, já que o teste é função monotônica da variância.

¹⁰Veja a matriz de correlação dos resíduos das equações no apêndice D.

¹¹O autor especifica a variável do modelo TAR em primeira diferenças provavelmente para “facilitar” a aplicação do teste ADF. Estimar em nível ou primeira diferenças não altera a estimativa do *threshold*.

A variável *threshold* (3.15a) é a padrão na literatura em que se insere esta dissertação, enquanto que a (3.15b) corresponde ao modelo Momentum-TAR (M-TAR) proposto por Enders e Granger (1998), que reflete a ideia de que o surgimento da não-linearidade do crescimento do produto é desencadeada pela aceleração do crescimento acima de uma certa taxa limite. A escolha da variável *threshold*, $Z_{t-1(i)}$ para $i = 1, 2$, apropriada para cada país se dará pela estimação que minimizar a soma dos quadrados dos resíduos, seguindo Hansen (1997). Para r_t definiu-se $r_t = 1$ em decorrência da série da variação do PIB não apresentar tendência.

A matriz de parâmetros do modelo, θ_i , é definida por

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix} \quad \theta_2 = \begin{pmatrix} \rho_2 \\ \beta_2 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \quad (3.16)$$

em que ρ_1 e ρ_2 são escalares, β_1 e β_2 são vetores da mesma dimensão de r_t (neste caso, também um escalar) e α_1 e α_2 são vetores de dimensão k .

Condicional em δ , o modelo (3.14) é linear em θ , então a estimação por mínimos quadrados (MQO) é apropriada. Logo, para cada θ temos:

$$\Delta G_t = \hat{\theta}'_1(\delta)x_{t-1}1_{\{Z_{t-1} < \delta\}} + \hat{\theta}'_2(\delta)x_{t-1}1_{\{Z_{t-1} \geq \delta\}} + \hat{e}_t(\delta). \quad (3.17)$$

Seja

$$\hat{\sigma}^2(\delta) = T^{-1} \sum_1^T \hat{e}_t(\delta)^2 \quad (3.18)$$

o estimador de mínimos quadrados de σ^2 para algum δ fixo. Então o estimador MQO para δ é dado por

$$\hat{\delta} = \operatorname{argmin}_{\delta \in \Delta} \hat{\sigma}^2(\delta), \quad (3.19)$$

ou seja, é o argumento que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos. Assim que o limiar for estimado, $\hat{\delta}$, os estimadores dos coeficientes podem ser computados como $\hat{\theta} = \hat{\theta}(\hat{\delta})$. Neste trabalho, utilizou-se a rotina escrita por Caner e Hansen (2001), disponível gratuitamente na internet, para a estimação dos limiares.¹²

A variância do resíduo, $\hat{\sigma}^2$, é também usada para determinar o número de defasagens, k ,

¹²Ver endereço <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/>

do modelo TAR pelo critério de informação AIC:

$$AIC(k) = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2(k + 2)/T$$

Então se define o número de defasagens, k , por aquele que minimiza o critério de informação AIC.

Para assegurar a significância do efeito *threshold*, temos que testar a hipótese $H_0: \theta_1 = \theta_2$. Sob a hipótese nula o limiar não é identificado, logo a estatística F não terá uma distribuição padrão, assim seguiremos o procedimento de *bootstrap* proposto por Hansen (1996) para construir p-valores assintoticamente válidos.

3.1.2 Estimação por Markov-Switching

Assim como o TAR, o Markov Switching (MS) faz parte dos modelos não lineares de séries de tempo. Neste modelo, considera-se estocástico o movimento entre os regime de crescimento, tornando-o mais flexível do que outros modelos não lineares, como exemplificado a seguir. Considere, por exemplo, um modelo de quebra estrutural para uma variável y_t

$$y_t = \begin{cases} \mu_1 + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{para } t < t_0 \\ \mu_2 + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{para } t \geq t_0 \end{cases}$$

com $\mu_2 < \mu_1$.

Esta especificação é muito rígida para variáveis como crescimento do produto ou taxa de desemprego, que oscilam constantemente. Neste exemplo, a mudança de μ_1 para μ_2 no tempo t_0 foi um evento determinístico e assim, o processo de y_t não poderá ser descrito em nenhum período posterior a t_0 pelo modelo da constante μ_1 . Já o método de Markov Switching modela o regime do ciclo econômico por uma variável aleatória e não-observada $s_t \in \{1, \dots, M\}$, em que $1, \dots, M$ são os regimes de crescimento. Então, neste modelo, a variável de interesse (crescimento ou desemprego, por exemplo) pode mudar constantemente entre os diversos regimes, ou seja, por

$$y_t = \mu_{s_t} + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.20}$$

A variável estocástica s_t segue o processo da cadeia de Markov, isto é, a probabilidade de

ocorrência de $s_t = j$, $\forall j = 1, \dots, M$ dependerá apenas do seu resultado passado s_{t-1} :

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = P(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (3.21)$$

Assim, p_{ij} é a probabilidade de transição do regime i para o regime j e

$p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iM} = 1$. Logo, a matriz de transição para a situação com dois regimes é dado por

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3.22)$$

Além disso, a cadeia de Markov será ergódica sempre que $p_{11} < 1$, $p_{22} < 1$ e $p_{11} + p_{22} > 0$. A estimação dos parâmetros ocorre pela maximização da função log verossimilhança da densidade não condicional de y_t . Para obter esta densidade, considere que quando o processo está no regime 1, a variável observada y_t apresenta a distribuição $N(\mu_1, \sigma_1^2)$, quando está no regime 2, terá a distribuição $N(\mu_2, \sigma_2^2)$, e assim sucessivamente. Logo, a densidade de y_t condicionado a variável s_t com o valor j é

$$f(y_t | s_t = j; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (3.23)$$

para $j = 1, \dots, M$, sendo π o autovetor da matriz de transição e θ os parâmetros a serem estimados, que incluem $\mu_1, \dots, \mu_M$, $\sigma_1^2, \dots, \sigma_M^2$ e $p_1, \dots, p_M$, sendo esta última a probabilidade não condicional de s_t quando se iguala a j :

$$P(s_t = j; \theta) = p_j \quad (3.24)$$

para $j = 1, 2, \dots, M$. Logo, a densidade conjunta de y_t e s_t é dada por

$$P(y_t, s_t = j; \theta) = \frac{p_j}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_j)^2}{2\sigma_j^2}\right\} \quad (3.25)$$

e a densidade não condicional de y_t é

$$\begin{aligned} f(y_t; \theta) &= \sum_{j=1}^M P(y_t, s_t = j; \theta) \\ &= \frac{p_1}{\sqrt{2\pi}\sigma_1} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right\} \\ &\quad + \frac{p_2}{\sqrt{2\pi}\sigma_2} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right\} \\ &\quad \dots \\ &\quad + \frac{p_M}{\sqrt{2\pi}\sigma_M} \exp\left\{-\frac{(y_t - \mu_M)^2}{2\sigma_M^2}\right\} \end{aligned} \quad (3.26)$$

Considerando que a distribuição de s_t seja *i.i.d* ao longo do tempo, então a função log verossimilhança é

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta).$$

A estimação é feita pela maximização da função log verossimilhança restrita a $p_1 + \dots + p_M = 1$ e $p_j \geq 0 \quad \forall \quad j = 1, \dots, M$. Esta estimação é obtida utilizando um algoritmo numérico: neste trabalho utilizou-se a rotina escrita por Bellone (2005) para o pacote estatístico Ox 6.0, ambos disponíveis gratuitamente na internet.¹³

Além das estimações dos parâmetros do modelo, o Markov Switching possibilita a inferência dos regimes, ou seja, a identificação da variável não-observada s_t pelo conjunto de informação Y_T . As probabilidades filtradas, suavizadas e de previsão fornecem as estatísticas desta inferência. A probabilidade filtrada considera apenas o conjunto de informação corrente, então ela é expressa por $\Pr(s_t|Y_t)$ e para $t < \tau$ se obtém a previsão do regime em um período futuro por $\Pr(s_\tau|Y_t)$. Já a probabilidade suavizada considera todo o conjunto de informação até o período T , sendo derivada por $\Pr(s_t|Y_T)$ com $T > t$. A estimação mais precisa é da probabilidade suavizada, que considera todo o conjunto de informação disponível. A partir dela é que se estima o regime percorrido da variável y_t , isto é, para cada ponto no tempo é calculada uma probabilidade suavizada e cada observação é combinada com o regime de maior probabilidade de ocorrência:

$$\hat{s}_t = \arg \max_{1, \dots, M} \Pr(s_t|Y_T)$$

No caso de dois regimes, que é o escopo deste trabalho, a regra de classificação dos regimes se torna mais simples, pois se atribui que uma observação está no regime 1 quando $\Pr(s_t = 1|Y_T) > 0,5$ e no regime 2 quando $\Pr(s_t = 2|Y_T) > 0,5$, como proposto por Hamilton (1989).

A estimação por Markov Switching foi utilizada para obter exogenamente os regimes de crescimento para ser construída a variável *dummy* do modelo (2.11) de León-Ledesma e Thirlwall (2002). Foram considerados os seguintes modelos para a estimação por MS:

$$G_t = \nu_{s_t} + u_t \tag{3.27a}$$

$$G_t = \nu_{s_t} + G_{t-1} \cdot \beta_{s_t}^1 + \dots + G_{t-p} \cdot \beta_{s_t}^p + u_t \tag{3.27b}$$

¹³Ver endereço <http://www.doornik.com/download.html>

$$G_t = \nu_{s_t} + G_{t-1} \cdot \delta_1 + \dots + G_{t-p} \cdot \delta_p + u_t \quad (3.27c)$$

em que G_t é a taxa de crescimento do PIB, ν_{s_t} é o intercepto no regime s_t , $\beta_{s_t}^1 \dots \beta_{s_t}^p$ são os coeficientes de inclinação de (3.27b) no regime s_t , $\delta_1 \dots \delta_p$ são os coeficientes de inclinação de (3.27c) para todos os regimes, p é a ordem de defasagem e u_t é o termo erro *iid*.

No primeiro modelo com $p = 0$, se considera que o intercepto muda com o regime de crescimento, s_t . O segundo modelo é o mais geral, em que todos os coeficientes dependem da mudança do regime, enquanto que no terceiro modelo, somente o intercepto depende do regime, s_t , sendo que os coeficientes de inclinação são os mesmo para qualquer regime. Estes modelos também permitem que a variância dos resíduos mude com o regime de crescimento. Krolzig (1998) denota estes modelos por MS(M)-VAR(p), de maneira geral, em que M é o número de regimes e p é a ordem de defasagem. O modelo MS(M)-VAR(p) mais apropriado para a série é definido de acordo com a minimização dos critérios de informação Schwarz e Hannan-Quinn e pelo teste da razão de verossimilhança.¹⁴

3.1.3 Teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento

O teste de endogeneidade da taxa natural de crescimento aplicado neste trabalho segue as diretrizes do teste de León-Ledesma e Thirlwall (2002), que consiste na verificação da existência de duas taxas naturais para dois regimes de crescimento. No entanto, as variáveis *dummies* de regime de crescimento não foram construídas como em León-Ledesma e Thirlwall, mas pelas estimações dos regimes de crescimento por TAR e Markov Switching.

Pelo método TAR, é possível construir a variável *dummy* da seguinte forma:

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{se } Z_{t_i} \geq \hat{\delta} \\ 0, & \text{se } Z_{t_i} < \hat{\delta} \end{cases} \quad (3.28)$$

em que $\hat{\delta}$ é o *threshold* estimado e Z_{t_i} é a variável de *threshold* para $i = 1, 2$, que correspondem as definições (3.15a) e (3.15b), respectivamente.

A construção da *dummy* pelo Markov Switching foi feita pela designação do regime

¹⁴Por experimentos de Monte Carlo, Kapetanios (1999) constatou que os critérios de informação Schwarz e Hannan-Quinn são os que melhor se ajustam aos modelos MS-VAR.

$s_t = 1, 2$ com maior probabilidade de ocorrência em um determinado período. Isto é,

$$D_3 = \begin{cases} 1, & \text{se } \Pr(s_t = 1|Y_T) \geq 0,5 \\ 0, & \text{se } \Pr(s_t = 1|Y_T) < 0,5 \end{cases}$$

Dadas estas três *dummies*, é possível testar a endogeneidade da taxa natural de crescimento pelo seguinte modelo:

$$G_t = \alpha + \beta(\Delta\%U_t) + \lambda D_j + \gamma_1 G_{t-1} + \dots + \gamma_p G_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.29)$$

sendo $j = 1, 2, 3$ e p o número de defasagens da variável dependente escolhido de acordo com os critérios de informação Schwarz (SBIC), Akaike (AIC) e Hannan e Quinn (HQIC).¹⁵ Como a taxa natural de crescimento é a taxa que mantém o desemprego constante, então

$$G_N = \begin{cases} \frac{\alpha}{1-\gamma_1-\dots-\gamma_p} & \text{se } D_j = 0 \\ \frac{\alpha+\lambda}{1-\gamma_1-\dots-\gamma_p} & \text{se } D_j = 1 \end{cases}$$

Note que a taxa natural de crescimento será endógena se o coeficiente da variável *dummy*, λ , for estatisticamente significativo. Nos modelos com defasagens da variável dependente, a taxa natural de crescimento também dependerá do grau de persistência do crescimento do produto, γ_p .

O modelo (3.29) foi estimado por MQO no caso de não autocorrelação dos resíduos e por Prais-Winsten no caso de autocorrelação dos resíduos. León-Ledesma e Thirlwall (2002) utilizam Cochrane-Orcutt ao invés de Prais-Winsten, mas os métodos são assintoticamente equivalentes e Prais-Winsten é melhor para séries menores. Para os países cujos resíduos de (3.29) apresentarem correlação com os resíduos dos demais países, foi utilizado a estimação por SUR.

¹⁵As defasagens da variável dependente foram utilizadas nos casos em que os resíduos não apresentaram autocorrelação.

3.2 Resultados

Antes de estimar o modelo (3.29) com as *dummies* estimadas por TAR e Markov Switching, foi utilizada a metodologia de León-Ledesma e Thirlwall (2002) para a construção da *dummy* de regime de crescimento. Neste caso, a *dummy* é construída pelo coeficiente da constante da estimação da Lei de Okun definida pelo modelo (2.11). A razão disto é para ver quais os resultados que a metodologia de LLT produzem na amostra de países da presente dissertação, que então dialoga diretamente com a literatura existente. Estes resultados serão então comparados com aqueles advindos das metodologias novas propostas, permitindo que separemos os efeitos da amostra e da metodologia sobre os resultados aqui obtidos.

Assim como em LLT, todos os coeficientes da *dummy* são estatisticamente significantes, como apresentados nas tabelas 1 e 2, dando suporte a hipótese de endogeneidade da taxa natural de crescimento.¹⁶ A média das taxas naturais no regime de baixo crescimento (média dos coeficientes $\hat{\alpha}$) é de 2,1% para os países da estimação dos dados trimestrais e 0,9% para os países da estimação com dados anuais.¹⁷ Essas taxas no regime de alto crescimento (a soma dos coeficientes $\hat{\alpha}$ e $\hat{\lambda}$) são, respectivamente, 3,7% e 5,0%. Assim, as diferenças das taxas naturais médias entre os regimes de crescimento são 1,6 p.p. para os dados trimestrais e 4,1 p.p. para os dados anuais. O resultado para o conjunto de países com dados trimestrais se assemelha mais com a estimação de LLT, o que é esperado, dado que os autores também utilizaram dados trimestrais da OCDE para suas estimações.

¹⁶Ver tabela com resultados de LLT no apêndice A.

¹⁷As taxas de crescimento são anualizadas.

Tabela 1: Estimação do modelo León-Ledesma e Thirlwall (2002)
Dados trimestrais

	α	β	λ	R^2
Austrália	2.272*** (0.167)	-0.876*** (0.124)	2.065*** (0.178)	0.591
Áustria	1.552*** (0.281)	-0.630** (0.258)	1.773*** (0.252)	0.281
Canadá	2.708*** (0.269)	-1.132*** (0.125)	1.071*** (0.177)	0.451
Alemanha	1.774*** (0.371)	-1.111*** (0.257)	1.545*** (0.226)	0.304
México	1.480*** (0.436)	-2.349*** (0.315)	2.260*** (0.413)	0.588
Estados Unidos	2.586*** (0.211)	-1.404*** (0.113)	1.118*** (0.169)	0.586
Média	2.062		1.639	

***, **, * indicam, respectivamente, significância a nível de 1%, 5% e 10%.

Em seguida, foram estimados para cada país o modelo TAR para as duas definições da variável *threshold* $Z_{t(i)}$ para $i = 1, 2$, definidas por (3.15a) e (3.15b). A defasagem k de ΔG_{t-k} do modelo (3.14) foi definida pelo valor que minimiza o critério de informação AIC e a escolha de Z_i se deu pela estimação que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos. A partir destas especificações, o modelo não linear (3.14) foi testado em relação ao modelo linear AR pelo teste de Wald com hipótese nula de linearidade do modelo. Foram considerados dois testes de Wald, em que o primeiro é referente a estimação do modelo com m definido pelo valor que minimiza a variância dos resíduos, e o segundo é referente a estimação do modelo com m fixo (veja Caner e Hansen (2001)). Estes resultados e as estimações dos *thresholds* $\hat{\delta}$ estão expostos nas tabelas 3 e 4.¹⁸

O modelo TAR não foi rejeitado para todas as séries trimestrais. Em contrapartida, o modelo linear autoregressivo apresentou melhor ajuste para seis dos dezessete países analisados com dados anuais. Ou seja, a hipótese nula dos dois testes de Wald não foi rejeitado para Austrália, Canadá, Chile, Estados Unidos, Coreia do Sul e Uruguai (mesmo que na frequência trimestral o modelo TAR não foi rejeitado para a Austrália, Canadá e Estados Unidos). Ou seja, estes países não terão taxas naturais diferentes para os diferentes regimes. Logo, esta é uma evidência contrária à endogeneidade da taxa natural.

A *dummy* de regime de crescimento foi construída conforme (3.28) para os países que

¹⁸Demais tabelas dos parâmetros estimados do modelo TAR estão no apêndice C.

Tabela 2: Estimação do modelo León-Ledesma e Thirlwall (2002)
Dados anuais

	α	β	λ	R^2
Argentina	-1.611** (0.686)	-0.319 (0.244)	7.401*** (0.991)	0.737
Austrália	2.031*** (0.276)	-0.399** (0.177)	2.287*** (0.345)	0.612
Brasil	-0.267 (0.648)	-0.0741 (0.132)	5.262*** (0.880)	0.605
Canadá	1.694*** (0.296)	-0.0950 (0.0726)	2.631*** (0.416)	0.562
Chile	1.717 (1.228)	-0.933*** (0.220)	5.328*** (1.123)	0.608
Colômbia	1.832** (0.779)	-0.404 (0.288)	4.172*** (1.084)	0.442
Finlândia	1.598*** (0.408)	-1.141*** (0.199)	2.442*** (0.474)	0.770
França	1.198*** (0.226)	-0.0141 (0.0677)	2.480*** (0.321)	0.642
Itália	0.684** (0.302)	-0.355 (0.344)	3.209*** (0.448)	0.596
Japão	1.382*** (0.413)	-2.161* (1.124)	3.614*** (0.584)	0.602
Coreia do Sul	3.863*** (0.505)	-2.852*** (0.399)	4.587*** (0.686)	0.814
Noruega	2.060*** (0.189)	-0.700*** (0.248)	2.598*** (0.291)	0.783
Reino Unido	0.258 (0.322)	-0.0280 (0.0793)	3.142*** (0.396)	0.674
Estados Unidos	1.897*** (0.217)	-1.197*** (0.166)	1.961*** (0.306)	0.863
Uruguai	-2.876*** (0.974)	-0.217 (0.250)	8.726*** (1.382)	0.616
Venezuela	-1.366 (0.836)	-1.520*** (0.364)	6.764*** (1.274)	0.786
Suécia	0.979*** (0.244)	-0.663*** (0.210)	2.320*** (0.342)	0.758
Média	0.82		4.1	

apresentaram *threshold* significativa.

Tabela 3: Estimação do *threshold* – Modelo TAR para dados trimestrais

	Variável de <i>threshold</i>	<i>threshold</i>	Ordem da defasagem <i>m</i>	Teste de Wald (p-valor) <i>defasagem estimada</i>	Teste de Wald (p-valor) <i>defasagem fixa</i>
Alemanha	Z_2	0,412	5	0	0
Austrália	Z_1	-2,469	3	0	0,001
Áustria	Z_1	-2,718	5	0,001	0,003
Brasil	Z_2	-0,124	6	0,075	0,024
Canadá	Z_2	0,147	4	0	0,001
Estados Unidos	Z_1	-0,584	6	0,012	0,071
México	Z_1	0,629	2	0,03	0,05

Tabela 4: Estimação do *threshold* – Modelo TAR para dados anuais

	Variável de <i>threshold</i>	<i>threshold</i>	Ordem da defasagem <i>m</i>	Teste de Wald (p-valor) <i>defasagem estimada</i>	Teste de Wald (p-valor) <i>defasagem fixa</i>
Argentina	Z_1	-1,032	1	0,029	0,072
Austrália	Z_2	2,102	4	0,551	0,216
Brasil	Z_2	1,482	3	0,094	0,027
Canadá	Z_1	-0,695	4	0,29	0,11
Chile	Z_2	-4,917	3	0,167	0,37
Colômbia	Z_1	-3,445	1	0,009	0,001
Coreia do Sul	Z_2	-4,164	3	0,371	0,158
Estados Unidos	Z_2	-3,148	2	0,627	0,272
Finlândia	Z_2	-2,722	1	0,122	0,029
França	Z_1	-2,144	1	0,237	0,083
Itália	Z_1	-0,527	1	0,001	0
Japão	Z_2	-2,215	3	0,071	0,02
Noruega	Z_1	-1,284	4	0,094	0,03
Reino Unido	Z_1	1,835	2	0,012	0,002
Suécia	Z_1	-1,485	2	0,067	0,025
Uruguai	Z_2	-6,495	3	0,384	0,153
Venezuela	Z_1	-1,622	4	0,296	0,103

A partir destas *dummies* definidas exogenamente, foram estimados para cada país o modelo (3.29) por MQO ou Prais-Winsten, de acordo com a presença de autocorrelação nos resíduos. Em alguns casos, a autocorrelação foi corrigida com o acréscimo de variáveis dependentes defasadas, tornando possível a estimação por MQO. No entanto, com p-valor do teste de Breusch-Pagan igual a zero, a hipótese de independência das equações foi rejeitada e, por esta razão, as equações também foram estimadas por SUR, por este método ser mais eficiente do que o MQO nestes casos.

Apresentada na tabela 6, a estimação por SUR dos dados trimestrais corrobora a hipótese de endogeneidade da taxa natural de crescimento para todos países exceto para a Alemanha. A taxa natural média para os sete países analisados é de 1,4% no regime de menor crescimento e 3,0% no regime de maior crescimento. O maior coeficiente da *dummy* $\hat{\lambda}_{TAR}$ é da Áustria, que apresenta diferença das taxas naturais entre os dois regimes de crescimento de 3 p.p., seguida do México (2,8 p.p.) e da Austrália (2,2 p.p.).

O coeficiente da *dummy* de regime de crescimento da Alemanha, apesar de não significativo na estimação por SUR, é significativo e negativo na estimação por MQO, como exposta na tabela 5. Então sua taxa natural é maior no regime de menor crescimento, passando de 3,2% para 0,9%. Resultado semelhante foi verificado por Lanzafame (2010) para algumas regiões italianas e o autor inferiu que para estas regiões prevalece o efeito anticíclico da Lei de Verdoorn, quando períodos de recessão favorecem o aumento da produtividade pelo fenômeno de destruição criadora ou pelo fato do custo de oportunidade ser menor.

O resultado do Brasil está em linha com o existente na literatura. Contudo, em comparação a Oreiro e Nakabashi (2007), que também utilizaram dados trimestrais, a diferença entre os resultados é expressiva. Os autores estimaram uma diferença substancial de 6 p.p. das taxas naturais entre os regimes de crescimento, enquanto nesta estimação a diferença é de 2 p.p.. Da mesma maneira, as estimações com dados anuais de Vogel (2009) e Libânio (2009) reforçaram a hipótese de endogeneidade de G_N para o Brasil e as diferenças das taxas naturais estimadas entre os regimes foram de 1,4 p.p. e 3,3 p.p., respectivamente.

A diferença média das taxas naturais de crescimento entre os regimes é de 1,7 p.p. na estimação por SUR. Desconsiderando a Alemanha, esta diferença aumenta para 1,9 p.p., acima de 1,6 p.p. da estimação com a metodologia de LLT contida na tabela 1. Note que a estimação por MQO (na tabela 5) é maior do que a estimação por SUR. Neste caso, as taxas naturais médias são de 1,8% e 3,3% nos regimes de menor e maior crescimento, respectivamente. As taxas naturais para cada país estão expostas na tabela 7.

Tabela 5: Estimação por MQO com *dummy* definida pelo TAR
Dados Trimestrais

	α	β	λ_{TAR}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2
Brasil	0.718* (0.394)	-0.355** (0.161)	1.243*** (0.472)	0.711*** (0.0868)		-0.259*** (0.0674)		0.582
Austrália	0.210 (0.277)	-0.532*** (0.122)	1.634*** (0.220)	0.518*** (0.0668)				0.686
Áustria	0.802* (0.433)	-0.589** (0.259)	2.129*** (0.322)					0.274
Canadá	3.162*** (0.363)	-1.256*** (0.129)	0.325*** (0.124)					0.383
Alemanha	0.678*** (0.170)	-0.261** (0.125)	-0.480** (0.234)	0.959*** (0.109)	-0.168* (0.0944)			0.710
México	0.653* (0.349)	-1.193*** (0.340)	1.540*** (0.306)	0.802*** (0.103)	-0.225** (0.0862)			0.821
Estados Unidos	0.989*** (0.190)	-0.559*** (0.133)	0.701*** (0.155)	0.913*** (0.0875)	-0.363*** (0.0672)			0.855
Média	1.0		1.0					

***, **, * indicam, respectivamente, significância a nível de 1%, 5% e 10%.

Tabela 6: Estimação por SUR com *dummy* definida pelo TAR
Dados Trimestrais

	α	β	λ_{TAR}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2
Brasil	0.948** (0.424)	-0.494** (0.202)	1.280*** (0.478)	0.650*** (0.0926)		-0.300*** (0.0730)		0.570
Austrália	0.543 (0.353)	-0.421*** (0.134)	0.993*** (0.296)	0.522*** (0.0824)				0.705
Áustria	-0.498 (0.362)	-1.127*** (0.251)	3.070*** (0.385)					0.566
Canadá	2.099*** (0.131)	-1.910*** (0.117)	0.411** (0.209)					0.789
Alemanha	0.487*** (0.153)	-0.150 (0.121)	-0.309 (0.219)	1.073*** (0.0891)	-0.287*** (0.0861)			0.782
México	0.757*** (0.286)	-1.099*** (0.237)	1.231*** (0.353)	0.811*** (0.0911)	-0.233*** (0.0826)			0.818
Estados Unidos	0.702*** (0.212)	-0.345*** (0.131)	0.464*** (0.153)	0.978*** (0.0923)	-0.365*** (0.0783)			0.883
Média	0.71		1.06					

***, **, * indicam, respectivamente, significância a nível de 1%, 5% e 10%.

Tabela 7: Taxas Naturais de Crescimento
Dados Trimestrais – Estimação com λ_{TAR}

	MQO		SUR	
	G_N no regime baixo	G_N no regime alto	G_N no regime baixo	G_N no regime alto
Brasil	1,31	3,578	1,458	3,428
Austrália	0	3,39	0	2,077
Áustria	0,802	2,931	0	3,07
Canadá	3,162	3,487	2,099	2,51
Alemanha	3,244	0,947	2,276	2,276
México	1,544	5,184	1,794	4,711
Estados Unidos	2,198	3,756	1,814	3,013
Média	1.75	3.32	1.35	3.01

A mesma metodologia foi aplicada para os dados anuais. No entanto, a estimação por SUR não se justifica neste caso, visto que o p-valor do teste de Breusch-Pagan é de 0,1605. Retomando as estimações do modelo TAR, a análise da natureza da taxa natural de crescimento não foi aplicada para Austrália, Canadá, Chile, Estados Unidos, Coreia do Sul e Uruguai, porque o modelo não linear foi rejeitado.

Para os demais países todos os coeficientes da *dummy* resultaram significantes com significância de 1% na maioria dos casos. As taxas naturais de crescimento estimadas para o Brasil são de 0% e 7,9% nos regimes de baixo e alto crescimento, respectivamente. Este resultado se aproxima mais da estimação com dados trimestrais de Oreiro e Nakabashi (2007) do que da estimação com dados anuais de Vogel (2009) e Libânio (2009).

O país com maior coeficiente da variável *dummy* é a Argentina com 6,38, seguido do Brasil, Venezuela e Colômbia. Já os países que apresentaram as maiores diferenças das taxas naturais entre os regimes de crescimento, ou seja, quando se considera os coeficientes das variáveis dependentes defasadas, são Argentina (12,8 p.p.), Brasil (7,9 p.p.), França (6,8 p.p.) e Noruega (6,5 p.p.). Enquanto que os países com as menores diferenças são Suécia (1,7 p.p.), Itália (1,8 p.p.) e Reino Unido (2,4 p.p.). O caso da Finlândia se assemelha ao da Alemanha na estimação trimestral por MQO, já que a taxa natural passa de 4,2% para 2,7% do regime de menor ao maior crescimento.

Tabela 8: Estimação por MQO com *dummy* definida pelo TAR
Dados Anuais

	α	β	λ_{TAR}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2
Argentina	-2.112** (0.895)	-0.552* (0.281)	6.380*** (0.977)	0.502*** (0.123)				0.659
França	-1.655 (0.983)	-0.0168 (0.132)	2.601*** (0.931)	0.619*** (0.155)				0.480
Itália	1.217** (0.512)	-0.423 (0.503)	1.848*** (0.626)					0.199
Noruega	-0.428 (0.626)	-1.377*** (0.430)	2.719*** (0.296)				0.583*** (0.135)	0.665
Reino Unido	1.911*** (0.596)	-0.106 (0.0929)	2.420*** (0.562)					0.396
Suécia	1.132*** (0.319)	-1.178*** (0.218)	1.730*** (0.402)					0.653
Colômbia	-0.592 (2.434)	-0.529 (0.351)	3.572* (2.077)	0.224 (0.146)	0.0767 (0.175)			0.728
Venezuela	0.0332 (1.215)	-2.011*** (0.512)	3.834** (1.844)					0.649
Japão	0.0833 (1.063)	-3.327*** (1.181)	3.517*** (0.721)					0.542
Brasil	0.394 (0.725)	-0.145 (0.0950)	4.751*** (1.048)	0.658*** (0.183)		-0.257** (0.0949)		0.677
Finlândia	4.178*** (0.415)	-1.646*** (0.255)	-1.439*** (0.455)				0.0305 (0.0726)	0.712
Média	0.58		2.90					

***, **, * indicam, respectivamente, significância a nível de 1%, 5% e 10%.

A tabela 9 apresenta os resultados das taxas naturais de crescimento para cada país.¹⁹ A taxa natural média no regime de menor crescimento é de 0,38% e no regime de maior crescimento é de 4,9%. Portanto, a diferença entre as taxas é de 4,5 p.p., substancialmente maior do que a estimação com dados trimestrais (1,6 p.p.).

Tabela 9: Taxas Naturais de Crescimento
Dados Anuais – Estimação com λ_{TAR}

	G_N no regime baixo	G_N no regime alto
Argentina	-4,241	8,57
França	0	6,827
Itália	1,217	3,065
Noruega	0	6,52
Reino Unido	1,911	4,331
Suécia	1,132	2,862
Colômbia	0	3,572
Venezuela	0	3,834
Japão	0	3,517
Brasil	0	7,932
Finlândia	4,178	2,739
Média	0.38	4.89

Os regimes de crescimento também foram estimados pelo método de Markov-Switching com dois regimes. Considerando os critérios de informação e o teste da razão verossimilhança para verificar a significância das restrições do modelo e a ordem de defasagem p da variável dependente, os modelos de Markov-Switching estimados para cada país foram os seguintes:

	Modelo MS(2)-VAR(p)	p	Variância depende do regime
EUA	(3.27c)	1	Sim
Brasil	(3.27b)	4	Sim
Austrália	(3.27b)	3	Sim
Áustria	(3.27a)	0	Não
Alemanha	(3.27b)	4	Sim
Canadá	(3.27c)	4	Não
México	(3.27b)	2	Sim

Para a maioria dos países o modelo (3.27b), em que o intercepto e os coeficientes de inclinação dependem do regime, melhor se ajustou aos dados de crescimento do PIB. Além disso, para todos os países, com exceção da Áustria e do Canadá, os modelos se ajustaram

¹⁹Note que para a Argentina, G_N no regime de menor crescimento é negativa, resultado inconsistente com a definição da taxa que mantém a taxa de desemprego constante. No entanto, ao analisar o diagrama de dispersão entre G_t e $\Delta\%U$ (disponível no apêndice B), tal como na Figura 1, é possível verificar uma alta concentração de observações na região em que a taxa de crescimento do PIB é negativa. O mesmo resultado ocorre quando a *dummy* de regime de crescimento é definida pelo Markov-Switching.

melhor com a variância do resíduo mudando de acordo com o regime de crescimento.

Os modelos ajustaram adequadamente aos ciclos de crescimento econômico, como podem ser analisados nos gráficos das probabilidades suavizadas disponíveis no apêndice E. No caso dos EUA, por exemplo, o modelo captou os choques do petróleo de 1973 e 1979, a crise das firmas de poupança e empréstimo de 1991 e a crise financeira de 2008. No caso da Austrália e Alemanha, os períodos de regime de menor crescimento são bastante longos. No entanto, a taxa média de crescimento para este regime é maior nestes dois países do que nos EUA, como podem ser analisados nos modelos estimados:

$$G_{t,EUA} = \begin{cases} -0,766 + 0,77G_{t-1}, & \text{regime 1} \\ 1,014 + 0,77G_{t-1}, & \text{regime 2} \end{cases}$$

$$G_{t,Australia} = \begin{cases} 1,089 + 1,125G_{t-1} - 0,254G_{t-2} - 0,212G_{t-3}, & \text{regime 1} \\ 1,364 + 0,426G_{t-1} + 0,154G_{t-2} + 0,081G_{t-3}, & \text{regime 2} \end{cases}$$

$$G_{t,Alemanha} = \begin{cases} 0,448 + 1,159G_{t-1} - 0,168G_{t-2} - 0,198G_{t-3} - 0,002G_{t-4}, & \text{regime 1} \\ 2,292 + 0,375G_{t-1} - 0,006G_{t-2} + 0,262G_{t-3} - 0,245G_{t-4}, & \text{regime 2} \end{cases}$$

A variável *dummy* do modelo (3.29) foi construída utilizando a estimação da probabilidade suavizada de cada período. Em seguida, o modelo foi estimado por MQO ou Prais-Winsten e por SUR, de acordo com os critérios utilizados anteriormente. Neste caso, a estimação por SUR é justificada em decorrência da hipótese nula de independência das equações do teste Breusch-Pagan ser rejeitado com p-valor igual a zero. Os resultados de ambos métodos estão expostos nas tabelas 10 e 11.

Não foi possível estimar o coeficiente λ_{MS} para a Alemanha na estimação por SUR. A baixa frequência de observações do regime de maior crescimento, 12% do total, devem justificar a omissão da variável na estimação. Na estimação por MQO, o coeficiente é negativo e não significativo, semelhante ao encontrado na estimação por SUR com a *dummy* definida pelo TAR.

Neste caso, a hipótese de endogeneidade da taxa natural de crescimento é rejeitada para México e Alemanha na estimação por MQO e somente para o México na estimação por SUR. Logo, as estimações da Austrália, Áustria, Brasil, Canadá e EUA reforçam a hipótese da relação entre a taxa natural e a taxa efetiva de crescimento.

Tabela 10: Estimação por MQO com *dummy* definida pelo Markov-Switching
Dados Trimestrais

	α	β	λ_{MS}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2
Brasil	0.609* (0.312)	-0.251* (0.131)	1.771*** (0.413)	0.599*** (0.0663)		-0.189*** (0.0511)		0.725
Austrália	3.167*** (0.226)	-1.324*** (0.162)	0.840** (0.371)					0.294
Áustria	1.620*** (0.268)	-0.795*** (0.257)	2.252*** (0.312)					0.319
Canadá	-0.0673 (0.236)	-0.261*** (0.0965)	1.361*** (0.249)	0.964*** (0.0721)	-0.311*** (0.0605)			0.839
Alemanha	0.690*** (0.141)	-0.308** (0.126)	-0.0413 (0.290)	0.873*** (0.0672)	-0.149** (0.0646)			0.758
México	0.894*** (0.217)	-0.764*** (0.219)	0.216 (0.282)	1.016*** (0.0781)	-0.345*** (0.0617)			0.896
Estados Unidos	-0.0198 (0.247)	-0.403*** (0.114)	1.464*** (0.199)	0.906*** (0.0683)	-0.302*** (0.0563)			0.875
Média	1.0		1.1					

***, **, * indicam, respectivamente, significância a nível de 1%, 5% e 10%.

Tabela 11: Estimação por SUR com *dummy* definida pelo Markov-Switching
Dados Trimestrais

	α	β	λ_{MS}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2
Brasil	0.886** (0.360)	-0.250 (0.183)	1.570*** (0.461)	0.555***		-0.227*** (0.0591)		0.671
Austrália	2.981*** (0.108)	-1.134*** (0.109)	0.748** (0.379)					0.522
Áustria	1.435*** (0.169)	-1.048*** (0.261)	1.776*** (0.254)					0.510
Canadá	0.220 (0.178)	-0.339*** (0.128)	0.725*** (0.169)	1.130*** (0.0822)	-0.483*** (0.0598)			0.928
Alemanha	0.438*** (0.143)	-0.189 (0.125)		1.009*** (0.0893)	-0.258*** (0.0871)			0.773
México	0.797*** (0.200)	-0.625*** (0.198)	0.300 (0.256)	1.012*** (0.0708)	-0.321*** (0.0559)			0.893
Estados Unidos	-0.176 (0.261)	-0.149 (0.116)	1.115*** (0.205)	0.916*** (0.0786)	-0.240*** (0.0715)			0.898
Média	0.93		0.85					

***, **, * indicam, respectivamente, significância a nível de 1%, 5% e 10%.

Considerando a estimação por SUR, a taxa natural média para o regime de menor crescimento é de 1,4% e de 2,9% para o regime de maior crescimento. A diferença das taxas naturais entre os regimes de crescimento é de 1,5 p.p., muito próximo da diferença de 1,6 p.p. da estimação com $\hat{\lambda}_{TAR}$. Considerando apenas os países que apresentaram $\hat{\lambda}$ significantes, o incremento das taxas naturais é de 2,1 p.p. na estimação com $\hat{\lambda}_{MS}$. Os EUA apresentaram maior diferença entre as taxas (3,5 p.p.), seguidos do Brasil (2,4 p.p.), Canadá (2,1 p.p.) e Áustria (1,8 p.p.).

Tabela 12: Taxas Naturais de Crescimento – *dummy* definida pelo Markov-Switching
Dados trimestrais

	MQO		SUR	
	G_N no regime baixo	G_N no regime alto	G_N no regime baixo	G_N no regime alto
Brasil	1,032	4,034	1,318	3,655
Austrália	3,167	4,007	2,981	3,729
Áustria	1,62	3,872	1,435	3,211
Canadá	0	3,922	0	2,054
Alemanha	2,5	2,5	1,759	1,759
México	2,717	2,717	2,579	2,579
Estados Unidos	0	3,697	0	3,441
Média	1,6	3,5	1,4	2,9

Para os dados anuais os modelos de Markov-Switching com melhor ajuste são os seguintes:

	Modelo MS(2)-VAR(p)	p	Variância depende do regime
Argentina	(3.27b)	3	Não
Austrália	(3.27c)	1	Sim
Brasil	(3.27b)	4	Não
Canadá	(3.27a)	0	Não
Chile	(3.27b)	4	Não
Colômbia	(3.27b)	4	Sim
Coreia do Sul	(3.27b)	3	Sim
Finlândia	(3.27c)	4	Sim
França	(3.27c)	2	Não
Itália	(3.27c)	1	Sim
Japão	(3.27b)	3	Sim
Noruega	(3.27b)	1	Não
Suécia	(3.27c)	3	Não
Reino Unido	(3.27b)	4	Não
Estados Unidos	(3.27c)	3	Não
Uruguai	(3.27b)	4	Não
Venezuela	(3.27c)	2	Não

Neste caso, não foi possível obter um bom ajuste do modelo Markov-Switching com dois

regimes de crescimento para todos os países. Pelos gráficos disponíveis no apêndice E, fica evidente a pouca flexibilidade na mudança de regime para França, Itália, Japão e Brasil. No caso do Brasil, por exemplo, o modelo define as décadas de 1980 e 1990 como regimes de baixo crescimento. No entanto, deve-se ressaltar que o regime de baixo crescimento não caracteriza recessão propriamente dita, visto que a taxa média de crescimento no regime 1 é de 0,258%, conforme o modelo estimado:

$$G_{t,Brasil} = \begin{cases} 0,258 - 0,081G_{t-1} - 0,073G_{t-2} - 0,333G_{t-3}, & \text{regime 1} \\ 0,715 + 0,493G_{t-1} - 0,236G_{t-2} + 0,102G_{t-3}, & \text{regime 2} \end{cases}$$

O mesmo ocorre para a Itália, em que a taxa média no regime 1 é de 1,26% e de 3,63% no regime 2, de acordo com o seguinte modelo estimado:

$$G_{t,Italia} = \begin{cases} 1,26 + 0,236G_{t-1}, & \text{regime 1} \\ 3,634 + 0,236G_{t-1}, & \text{regime 2} \end{cases}$$

Para este país, a mudança do regime de maior crescimento para o regime de menor crescimento ocorreu uma única vez na série, mostrando a forte persistência dos dois regimes de crescimento. Pela estimação da matriz de probabilidade de transição, sabe-se que a probabilidade do PIB italiano passar do regime 2 para o regime 1 é de 0,0199, e de permanecer no regime de menor crescimento é de 0,9802.

Em outros casos, o regime 1 não é apenas um regime de menor crescimento, mas um regime de recessão. Por exemplo, a taxa média da Argentina no regime 1 é de -2,118% e de 6,472% no regime 2. Além disso, a probabilidade de permanecer no regime 1 é de 0,47, enquanto que a probabilidade de permanecer no regime 2 é de 0,695.

A despeito das particularidades dos regimes de crescimento entre os países, verificou-se a presença de dois regimes para todos os países, sendo possível estimar o modelo (3.29) com a variável *dummy* definida pelo critério da probabilidade suavizada. Além disso, ao não verificar dependência das equações, dado que o p-valor do teste Breusch-Pagan foi de 0,1295, os modelos foram estimados somente por MQO. A adição de defasagens da variável dependente implicou na ausência de autocorrelação nos resíduos, logo, a estimação por Prais-Winsten foi desnecessária.

Nesta estimação, todos os países apresentam evidências de endogeneidade da taxa natural de crescimento, enquanto que na estimação do TAR não foi possível definir dois regimes de

Tabela 13: Estimação por MQO com *dummy* definida pelo Markov-Switching
Dados Anuais

	α	β	λ_{MS}	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	R^2
Argentina	-1.665** (0.743)	-0.436* (0.250)	7.156*** (0.993)					0.730
Austrália	1.536* (0.846)	-0.512* (0.259)	3.458*** (0.489)	-0.329** (0.138)				0.691
Brasil	1.452** (0.548)	-0.207* (0.109)	3.420*** (0.763)	0.0812 (0.0806)				0.683
Canadá	2.416*** (0.289)	-0.218*** (0.0566)	1.961*** (0.357)			-0.0389 (0.0695)		0.779
Chile	-3.251 (3.340)	-0.612 (0.370)	8.010** (3.519)	0.211** (0.0973)				0.758
Colômbia	2.140*** (0.497)	-0.717*** (0.187)	1.151* (0.620)		0.322** (0.135)			0.857
Finlândia	0.990 (0.983)	-1.558*** (0.218)	2.782*** (0.965)		-0.316*** (0.0964)	0.172* (0.0982)		0.785
França	2.153*** (0.237)	-0.114 (0.126)	2.828*** (0.486)					0.342
Itália	1.784*** (0.431)	0.101 (0.371)	2.736*** (0.855)		-0.0221 (0.169)			0.462
Japão	1.302*** (0.327)	-3.638*** (0.612)	3.055*** (0.512)	-0.0201 (0.136)				0.808
Coreia do Sul	4.738*** (0.825)	-3.570*** (0.231)	5.172*** (0.573)	-0.217* (0.113)				0.825
Noruega	2.832*** (0.421)	-0.862*** (0.303)	2.782*** (0.324)	-0.164 (0.117)				0.703
Suécia	-0.270 (0.450)	-0.487** (0.190)	2.570*** (0.352)	0.308*** (0.109)				0.796
Reino Unido	1.439 (0.995)	-0.0786 (0.186)	1.582* (0.853)	0.307 (0.234)	-0.230 (0.149)	0.0298 (0.189)	-0.248* (0.132)	0.326
Estados Unidos	2.427*** (0.344)	-1.370*** (0.246)	1.836*** (0.346)	-0.228*** (0.0671)				0.841
Uruguai	-0.930 (1.436)	-1.076** (0.507)	3.368* (1.961)	0.141 (0.165)				0.680
Venezuela	-0.604 (0.844)	-2.237*** (0.369)	4.289*** (1.272)					0.809
Média	1,24		3,42					

***, **, * indicam, respectivamente, significância a nível de 1%, 5% e 10%.

crescimento para Austrália, Canadá, Chile, Coreia do Sul, Estados Unidos e Uruguai. Em comparação aos dados trimestrais estimados por λ_{MS} , Austrália, Brasil, Canadá e Estados Unidos apresentam conclusões iguais em relação a significância estatística do coeficiente. Neste caso, a diferença das taxas naturais entre os regimes de crescimento é de 3,4 p.p. para o Brasil, bastante semelhante ao encontrado por Libânio (2009).

Tabela 14: Taxas Naturais de Crescimento
Dados Anuais – Estimação com λ_{MS}

	G_N no regime baixo	G_N no regime alto
Argentina	-1,665	5,491
Austrália	1,156	3,758
Brasil	1,452	4,872
Canadá	2,416	4,377
Chile	0	10,152
Colômbia	3,156	4,854
Finlândia	0	2,432
França	2,153	4,981
Itália	1,784	4,52
Japão	1,302	4,357
Coreia do Sul	3,893	8,143
Noruega	2,832	5,614
Suécia	0	3,714
Reino Unido	0	1,268
Estados Unidos	1,976	3,471
Uruguai	0	3,368
Venezuela	0	4,289
Média	1,2	4,7

Em média, o coeficiente λ_{MS} é maior do que o λ_{TAR} , iguais a 3,4 e 2,9, respectivamente, sendo que a maior diferença é da Finlândia, Colômbia e Brasil. No entanto, a diferença média das taxas naturais entre os regimes de crescimento é maior na estimação por TAR (4,5 p.p.) do que na por Markov-Switching (3,5 p.p.).

A taxa natural de crescimento média no regime baixo para a estimação com λ_{MS} é de 1,2% e no regime alto é de 4,7%. Os países com as maiores diferenças das taxas naturais entre os regimes são Chile, Argentina, Venezuela e Coreia do Sul, e os países com as menores diferenças entre as taxas são Reino Unido, EUA, Colômbia e Canadá.

Consolidando os resultados encontrados, a depender da metodologia econométrica utilizada, existe evidência tanto de endogeneidade quanto de exogeneidade da taxa natural de crescimento. No entanto, a maioria dos países analisados apresentam evidências da endogeneidade da taxa natural.

As análises para Austrália, Brasil, Canadá e EUA apresentaram evidências de endogeneidade da taxa natural para os dados trimestrais nas duas metodologias econométricas utilizadas e para os dados anuais usando Markov-Switching para estimar os regimes de crescimento. No entanto, o modelo TAR não linear para a série anual da Austrália, Canadá e EUA foi rejeitado em favor do modelo linear autoregressivo, convergindo para a conclusão de exogeneidade da taxa natural.

As diferenças das estimações utilizando as *dummies* definidas por TAR e Markov-Switching são esperadas, já que estes métodos se diferenciam pela maneira como modelam o movimento entre os regimes. No TAR, o movimento entre os regimes depende das realizações passadas do processo de crescimento. Enquanto que no MS-VAR, o movimento entre os regimes é governado pelo desdobramento de um processo estocástico modelado pela cadeia de Markov, portanto, independe das realizações passadas. Pelo TAR, o modelo autoregressivo não linear foi rejeitado para um conjunto de países com dados anuais. No entanto, para estes mesmos países o modelo MS-VAR ajustou adequadamente os ciclos de crescimento. No caso dos EUA e do Canadá, os períodos de menor crescimento foram muito semelhantes aos do modelo MS-VAR dos dados trimestrais: os choques do petróleo de 1973 e 1979, a crise das firmas de poupança e empréstimo de 1991 e a crise financeira de 2008. Para a Coreia do Sul, Uruguai e Chile, apesar de menos flexíveis os movimentos entre os regimes, o modelo captou períodos de crises econômicas: a crise asiática de 1997 para a Coreia do Sul, a crise da dívida externa da América Latina do início da década de 1980 para o Chile e o Uruguai, e a crise bancária uruguaia de 2002. O modelo da Austrália também apresentou um ajuste adequado, captando períodos recessivos como de 1973, 1982 e 1991. Os períodos de menor crescimento dos dados trimestrais também foram apropriadamente modelados pelo MS-VAR, como analisado anteriormente. Portanto, concluímos que o modelo de Markov-Switching apresentou melhor ajuste aos ciclos de crescimento em relação ao modelo autoregressivo com *thresholds*.

4. Conclusão

A análise empírica da endogeneidade da taxa natural de crescimento foi primeiro proposta por León-Ledesma e Thirlwall (2002) e, em seguida, outros autores contribuíram ao reforçarem as evidências encontradas por LLT analisando outros grupos de países. Lanzafoame (2010) complementou a análise ao estimar os regimes de crescimento pelo TAR, método que define exogenamente os regimes de crescimento. A partir disto, o autor obteve evidências de endogeneidade e exogeneidade da taxa natural de crescimento para regiões italianas.

Este trabalho iniciou a análise empírica utilizando a metodologia de LLT para 6 países com dados trimestrais e para 17 países com dados anuais, sendo que para 4 destes países, Austrália, Brasil, Canadá e EUA, as duas bases de dados foram analisadas. As estimações para todos os países reforçam a hipótese de endogeneidade da taxa natural de crescimento, indicando um incremento de 4,1 p.p. na taxa natural do regime de menor ao regime de maior crescimento para os dados anuais e de 1,6 p.p. para os dados trimestrais.

No entanto, os resultados se tornam mais complexos ao definir exogenamente os regimes de crescimento pelos métodos de TAR e Markov-Switching. Para seis países dos dados anuais o modelo autoregressivo de *threshold* foi rejeitado em relação ao modelo autoregressivo linear, apresentando evidência contrária à endogeneidade da taxa natural de crescimento. Na análise dos dados trimestrais, a estimação com a *dummy* de regime de crescimento definida pelo TAR rejeitou a hipótese de endogeneidade da taxa natural de crescimento para a Alemanha, assim como na estimação com a *dummy* construída pelo Markov-Switching. Nesta última estimação, ainda se rejeitou a hipótese para o México.

As diferenças das estimações utilizando as *dummies* definidas por TAR e Markov-Switching são esperadas, já que estes métodos se diferenciam pela maneira como modelam o movimento entre os regimes. No entanto, concluiu-se que o Markov-Switching apresenta o melhor ajuste para os dados analisados, uma vez que este método modelou adequadamente os ciclos econômicos para cada país. Isto posto, as estimações utilizando a *dummy* de regime de crescimento definida pelo Markov-Switching corroboram a hipótese de endogeneidade da taxa natural de crescimento para a maioria dos países. Para o México e Alemanha o resultado é de exogeneidade da taxa natural.

Pelos resultados dos dados anuais, as maiores variações das taxas naturais entre os regimes de crescimento são de países em desenvolvimento: Chile, Argentina, Venezuela, Coreia do Sul, Brasil e Uruguai. Enquanto, os países desenvolvidos, Reino Unido, EUA, Canadá e Finlândia, apresentam diferenças menores das taxas naturais entre os regimes.²⁰ Na faixa intermediária, com diferença entre as taxas naturais de 2,6 a 3 pontos percentuais, estão Austrália, Itália, Noruega, França e Japão.

Estes resultados estão de acordo com a dinâmica prevista para os determinantes da taxa natural de crescimento, as taxas de crescimento da produtividade do trabalho e da força de trabalho, como exposto por León-Ledesma e Thirlwall (2002) ao encontrarem resultados semelhantes para os países da OCDE. A relação entre crescimento da produtividade e crescimento do produto, representada pela Lei de Verdoorn, tende a ser menos intensa em países industrialmente maduros em decorrência do aprisionamento tecnológico (*lock in*), como apresentado anteriormente. Isto poderia explicar o período chamado de Grande Moderação, em que a partir de meados da década de 1980 as economias desenvolvidas apresentaram crescimento sustentado, baixa inflação e pouca volatilidade macroeconômica.

Em relação ao outro determinante da taxa natural, a diferença entre as estruturas do mercado de trabalho dos países pode explicar o maior impacto do crescimento econômico nas variações da força de trabalho. Países menos desenvolvidos apresentam menor participação na força de trabalho, principalmente entre as mulheres, o que explicaria a maior variação desta entre os ciclos de crescimento.

Estes resultados mostram que o processo de crescimento não é geral, mas depende do grau de desenvolvimento de uma economia e, portanto, de sua estrutura produtiva e de seus fatores institucionais, como as estruturas do mercado de trabalho e de inovação. Em complemento a isto, foi evidenciado para a maioria dos países a natureza endógena da taxa natural de crescimento, logo, a efetividade da Lei de Verdoorn, que explicaria as diferenças nas trajetórias de crescimento entre estes grupos de países.

De maneira geral, estas evidências justificam analisar o crescimento de longo prazo tam-

²⁰Há duas exceções neste agrupamento: a Suécia, que apresentou diferença de 3,7 p.p. entre as taxas naturais, apesar de ser um país desenvolvido, e a Colômbia, que apresentou diferença entre as taxas naturais de apenas 1,7 p.p. e é um país em desenvolvimento.

bém pela perspectiva da demanda. Neste contexto, é possível aumentar o crescimento de uma economia ao torna-la competitiva, o que dependeria do desenvolvimento de setores que produzem bens com elevada elasticidade renda da demanda e com coeficientes de Verdoorn mais elevados.

5. Bibliografia

AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, v. 60, n. 2, p. 323–51, 1992.

BELLONE, B. *Classical Estimation of Multivariate Markov-Switching Models using MSVARlib*. [S.l.], 2005. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpem/0508017.html>>.

CANER, M.; HANSEN, B. E. Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1555–1596, 2001.

CHANDRA, R.; SANDILANDS, R. J. Does modern endogenous growth theory adequately represent Allyn Young? *Cambridge Journal of Economics*, v. 29, n. 3, p. 463–473, 2005.

DIXON, R.; THIRLWALL, A. P. A model of regional growth-rate differences on kaldorian lines. *Oxford Economic Papers*, v. 27, n. 2, p. 201–14, July 1975.

DOMAR, E. Capital expansion, rate of growth, and employment. *Econometrica*, v. 14, n. 2, p. 137–147, 1946.

DRAY, M.; THIRLWALL, A. *The Endogeneity of the Natural Rate of Growth for a Selection of Asian Countries*. [S.l.], 2010. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/ukc/ukcedp/1006.html>>.

DUTT, A. K. Reconciling the growth of aggregate demand and aggregate supply. In: SETTERFIELD, M. (Ed.). *Handbook of Alternative Theories of Economic Growth*. [S.l.]: Edward Elgar, 2010. p. 220–240.

ENDERS, W.; GRANGER, C. W. J. *Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*. [S.l.], Jun 1998.

HALL, R. Recessions as reorganizations. In: *NBER Macroeconomics Annual*. [S.l.]: Cambridge, MA: MIT Press, 1991.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357–84, 1989.

HANSEN, B. E. Estimation of tar models. n. 325., 1996.

HANSEN, B. E. Inference in TAR Models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, v. 2, n. 1, 1997.

HARROD, R. *Towards a dynamic economics*. London: Macmillan, 1948.

HARROD, R. F. An essay in dynamic theory. *Economic Journal*, v. 49, n. 193, p. 14–33, 1939.

HOOVER, K. Was Harrod Right? Working Paper. 2008.

KALDOR, N. A model of economic growth. *Economic Journal*, v. 67, n. 268, p. 591–624, 1957.

KALDOR, N. The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*, v. 17, n. 3, p. 337–48, November 1970.

KALDOR, N. The irrelevance of equilibrium economics. *Economic Journal*, v. 82, n. 328, p. 1237–1255, December 1972.

KALECKI, M. *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy*. Cambridge: Cambridge University Press, 1971.

KAPETANIOS, G. *Model Selection in Threshold Models*. [S.l.], 1999. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/cam/camdae/9906.html>>.

KEYNES, J. M. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan, 1936.

KROLZIG, H.-M. *Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox*. [S.l.], 1998. Disponível em: <<http://fmwww.bc.edu/ecp/software/ox/Msvardoc.pdf>>.

LANZAFAME, M. The endogeneity of the natural rate of growth in the regions of Italy. *International Review of Applied Economics*, v. 24, n. 5, p. 533–552, 2010.

LEÓN-LEDESMA, M. A.; THIRLWALL, A. P. The endogeneity of the natural rate of growth. *Cambridge Journal of Economics*, v. 26, n. 4, p. 441–459, 2002.

LIBÂNIO, G. Aggregate demand and the endogeneity of the natural rate of growth: evidence from Latin American economies. *Cambridge Journal of Economics*, v. 33, n. 5, p. pp. 967–984, 2009.

LONG, C. D. Impact of effective demand on the labor supply. *American Economic Review*, v. 43, n. 2, p. pp. 458–467, 1953.

LUCAS, R. J. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3–42, July 1988.

MEHRLING; SANDILANDS. *Money and Growth: Selected Papers of Allyn Abbott Young*. [S.l.]: Routledge, 1999.

MIGLIOLI, J. *Acumulação de Capital e Demanda Efetiva*. São Paulo: T. A. Queiroz, 1982.

OREIRO, J. L.; NAKABASHI, L. *The Economics of Demand Led-Growth Theory and Evidence for Brazil*. [S.l.], 2007.

PUNZO, L. F. A nonlinear history of growth and cycle theories. In: BOIANOVSKY, M.; HOOVER, K. D. (Ed.). *Robert Solow and the Development of Growth Economics*. [S.l.]: Duke University Press, 2009. p. 88–106.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002–37, October 1986.

SETTERFIELD, M. History versus equilibrium and the theory of economic growth. *Cambridge Journal of Economics*, v. 21, n. 3, p. 365–78, May 1997.

SMITH, A. *A Riqueza das Nações*. São Paulo: Nova Cultura Ltda., 1996.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956.

THIRLWALL, A. P. Okun's Law and the natural rate of growth. *The Sourthern Economic Journal*, v. 36, n. 1, p. 87–9, 1969.

VERDOORN, P. J. Factors that determine the growth of labour productivity. In: MC-COMBIE, J.; PUGNO, M.; SORO, B. (Ed.). *Productivity Growth and Economic Performance: essays on Verdoorn's Law*. Basingstoke: Macmillan, 2002. p. 28–36. Primeira publicação em 1949, *Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro*, L'Industria, 1, 45–53.

VOGEL, L. The endogeneity of the natural rate of growth – an empirical study for Latin American countries. *International Review of Applied Economics*, v. 23, p. pp. 41–53, 2009.

YOUNG, A. Increasing returns and economic progress. *Economic Journal*, v. 38, n. 152, p. 527–542, 1928. Reimpresso em Mehrling and Sandilands, 1999, pp. 49–61.

YOUNG, A. Big business: how the economic system grows and evolves like a living organism. In: *The Book of Popular Science*. New York: The Grolier Society, 1929. p. 5387–94. Reimpresso em Mehrling and Sandilands, 1999, pp. 411–420.

Lista de Apêndices

A	Estimações da Literatura	56
B	Análise descritiva das variáveis taxa de desemprego e crescimento do PIB	58
B.1	Gráficos das séries	58
B.2	Diagrama de dispersão da Argentina	62
B.3	Estatísticas descritivas das variáveis	62
C	Correlação dos resíduos do modelo (3.29) estimado por MQO	64
D	Estimação TAR do modelo (3.14)	67
E	Estimações do método Markov-Switching	71
E.1	Dados trimestrais	71
E.2	Dados anuais	73

A Estimções da Literatura

Tabela 15: Taxa natural de crescimento dos países da OCDE

País	Taxa natural em recessões	Taxa natural em <i>boom</i>	Diferença das taxas entre os regimes
Alemanha	3,505	4,709	1,204
Austrália	3,999	5,713	1,714
Áustria	3,136	4,956	1,820
Bélgica	3,524	4,910	1,386
Canadá	3,835	5,261	1,426
Dinamarca	2,942	4,782	1,840
França	2,827	3,934	1,107
Grécia	4,509	7,671	3,162
Itália	3,344	5,910	2,566
Japão	4,567	8,720	4,153
Holanda	3,282	5,315	2,033
Noruega	3,972	5,009	1,037
Espanha	4,062	6,093	2,031
Reino Unido	2,544	3,802	1,258
Estados Unidos	2,991	3,664	0,673
Média	3,536	5,363	1,827

Fonte: León-Ledesma e Thirlwall (2002)

Tabela 16: Taxa natural de crescimento dos países da América Latina

País	Lena Vogel		G. Libânio	
	Taxa natural em recessões	Taxa natural em <i>boom</i>	Taxa natural em recessões	Taxa natural em <i>boom</i>
Argentina	3,03	7,20	2,25	5,51
Bolívia	3,03	4,42	-	-
Brasil	3,03	4,42	2,25	5,51
Chile	6,12	7,91	4,42	5,47
Colômbia	3,82	5,21	3,34	4,31
Costa Rica	4,77	6,81	3,76	4,86
Equador	-	-	2,38	3,80
México	2,64	4,66	2,57	4,38
Nicaragua	2,64	5,00	-	-
Paraguai	2,64	4,54	-	-
Peru	5,13	7,96	2,13	4,67
Uruguai	-	-	1,81	3,80
Venezuela	1,78	4,62	2,36	3,11
Média	3,52	5,70	2,73	4,54

Fonte: Libânio (2009) e Vogel (2009)

Tabela 17: Taxa natural de crescimento das regiões italianas

Regiões	Taxa natural em recessões	Taxa natural em <i>boom</i>
Piemonte	1,655	1,655
Lombardia	2,026	2,026
Trentino Alto Adige	2,003	2,003
Veneto	2,243	2,243
Friuli Venezia Giulia	1,959	5,182
Liguria	2,200	0,731
Emilia Romagna	2,110	2,110
Toscana	1,270	2,868
Umbria	1,786	1,786
Marche	2,260	2,260
Lazio	2,378	2,378
Abruzzo	2,203	2,203
Molise	18,291	0,767
Campania	1,776	1,776
Puglia	2,321	2,321
Calabria	-20,847	1,656
Sicilia	4,452	1,195
Sardegna	2,319	2,397

Fonte: Lanzafame (2010)

Tabela 18: Taxa natural de crescimento dos países asiáticos

País	Taxa natural em recessões	Taxa natural em <i>boom</i>
China	1,655	1,655
Coreia do Sul	6,82	7,55
Hong Kong	5,53	7,51
Indonésia	6,07	7,78
Japão	3,94	6,55
Singapura	7,67	9,00
Sri Lanka	4,43	5,60
Taiwan	6,40	8,22
Tailândia	6,72	9,55

Fonte: Dray e Thirlwall (2010)

B Análise descritiva das variáveis taxa de desemprego e crescimento do PIB

B.1 Gráficos das séries

Dados trimestrais

Figura 2: Dados de PIB e desemprego das séries trimestrais (1)

Figura 3: Dados de PIB e desemprego das séries trimestrais (2)

Dados anuais

Figura 4: Dados de PIB e desemprego das séries anuais (1)

Figura 5: Dados de PIB e desemprego das séries anuais (2)

Figura 6: Dados de PIB e desemprego das séries anuais (3)

B.2 Diagrama de dispersão da Argentina

Figura 7: Diagrama de dispersão da Argentina

B.3 Estatísticas descritivas das variáveis

Dados trimestrais

Tabela 19: Estatísticas descritivas do crescimento do PIB

	Média	Mediana	Desvio-padrão
Austrália	3,47	3,55	2,2
Áustria	2,86	2,91	2,17
Brasil	2,51	3,28	3,8
Canadá	3,26	3,53	2,35
Alemanha	2,47	2,65	2,43
México	3,92	4,41	3,68
EUA	3,03	3,07	2,35

Tabela 20: Estatísticas descritivas da variação da taxa de desemprego

	Média	Mediana	Desvio-padrão
Austrália	0,07	-0,1	0,99
Áustria	0,05	0,04	0,49
Brasil	-0,27	-0,39	1,77
Canadá	0,01	-0,2	1,05
Alemanha	0,11	0,01	0,79
México	0,05	0,01	0,86
EUA	0,06	-0,23	1,07

Dados anuais

Tabela 21: Estatísticas descritivas do crescimento do PIB

	Média	Mediana	Desvio-padrão
Argentina	2,81	3,52	4,69
Austrália	3,82	3,86	2,37
Brasil	4,92	4,43	4,14
Canadá	3,57	3,25	2,24
Chile	4,05	4,7	5,5
Colômbia	4,41	4,71	3,21
Finlândia	3,46	3,4	3,19
França	3,3	3,19	2,02
Itália	3,36	3,27	2,49
Japão	4,81	4,28	3,79
Coreia do Sul	6,53	7,15	4,22
Noruega	3,52	3,6	1,67
Suécia	2,65	2,92	1,74
Reino Unido	2,46	2,8	1,64
EUA	3,25	3,39	2,29
Uruguai	2,3	2,54	5,62
Venezuela	3,97	4,76	5,85

Tabela 22: Estatísticas descritivas da variação da taxa de desemprego

	Média	Mediana	Desvio-padrão
Argentina	0,13	0,15	2,05
Austrália	0,06	-0,2	0,94
Brasil	0,18	0,15	3,36
Canadá	0,04	-0,1	2,9
Chile	-0,21	-0,4	2,17
Colômbia	0,03	-0,1	1,91
Finlândia	0,09	-0,2	1,49
França	0,13	0,2	2,4
Itália	0,03	0,1	0,66
Japão	0,07	0,1	0,26
Coreia do Sul	-0,04	-0,1	0,86
Noruega	0,02	0,05	0,59
Suécia	0,11	0,1	0,82
Reino Unido	0,06	-0,1	2,37
EUA	0,06	-0,2	0,93
Uruguai	0,05	-0,5	2,81
Venezuela	0,01	-0,21	1,78

C Correlação dos resíduos do modelo (3.29) estimado por MQO

Tabela 23: Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{TAR}
Dados Trimestrais

	Austrália	Áustria	México	Estados Unidos	Brasil	Canadá	Alemanha
Austrália	1						
Áustria	0,0114	1					
México	0,1924	0,108	1				
Estados Unidos	0,3021	0,0316	0,1463	1			
Brasil	0,0159	-0,0075	0,238	-0,1008	1		
Canadá	0,1428	0,1221	-0,0497	0,2796	-0,0393	1	
Alemanha	0,0946	0,1319	0,4022	0,2184	0,1049	0,1229	1

Tabela 24: Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{TAR}
Dados Anuais

	Argentina	França	Itália	Noruega	Reino Unido	Suécia	Colômbia	Venezuela	Japão	Brasil
Argentina	1									
França	-0,0783	1								
Itália	-0,0784	-0,0741	1							
Noruega	-0,0036	-0,0752	0,4392	1						
Reino Unido	-0,1154	0,3832	-0,1084	-0,0932	1					
Suécia	-0,0615	0,0651	-0,1933	0,0108	0,3262	1				
Colômbia	0,1171	0,1555	0,1341	0,0873	0,1282	0,2293	1			
Venezuela	-0,0228	-0,0719	-0,0392	0,1189	-0,0648	0,2483	0,0384	1		
Japão	-0,1814	0,13	0,6802	0,0933	0,0387	-0,5112	-0,0394	-0,0252	1	
Brasil	-0,2532	0,2496	0,0991	0,1185	-0,1227	0,0741	0,2316	0,0406	-0,0115	1
Finlândia	-0,006	0,4256	-0,0359	-0,043	-0,0004	-0,2867	0,2547	-0,1298	-0,0316	0,3044

Tabela 25: Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{MS}
Dados Trimestrais

	Brasil	Austrália	Áustria	Canadá	Alemanha	México
Brasil	1					
Austrália	0,0798	1				
Áustria	0,1073	-0,0961	1			
Canadá	0,0714	0,2925	0,099	1		
Alemanha	0,1822	-0,0407	0,18	0,167	1	
México	-0,0352	0,1365	0,0589	0,1854	0,233	1
Estados Unidos	0,0828	0,3117	0,0652	0,4895	0,2797	0,2385

Tabela 26: Correlação dos resíduos das regressões por MQO com λ_{MS}
Dados Anuais

	Argentina	Austrália	Brasil	Canadá	Chile	Colômbia	Finlândia	França	Itália	Japão	Coreia do Sul	Noruega	Suécia	Reino Unido	Estados Unidos	Uruguai
Argentina	1															
Austrália	-0,0736	1														
Brasil	0,0912	0,0426	1													
Canadá	-0,2285	0,1786	0,0522	1												
Chile	0,3304	-0,1104	0,0546	0,1638	1											
Colômbia	0,3622	0,0197	-0,0423	0,0442	0,0011	1										
Finlândia	0,1741	-0,3318	0,1838	0,2613	0,3776	0,1639	1									
França	-0,0925	-0,1777	-0,2386	0,0694	0,1366	0,0568	0,2576	1								
Itália	0,2104	-0,0604	0,1933	-0,09	-0,0961	0,0552	0,1407	0,4472	1							
Japão	-0,0673	-0,1099	0,2846	0,1687	0,1484	0,2447	0,144	0,3162	0,1374	1						
Coreia do Sul	-0,1253	0,0268	-0,3936	0,2422	-0,0569	0,0116	0,0262	0,5486	-0,0185	0,0211	1					
Noruega	0,162	0,1146	0,2314	0,0401	0,2295	-0,1722	0,2331	-0,1953	0,1487	-0,1067	-0,2582	1				
Suécia	0,3706	0,1751	0,3856	-0,0985	0,0924	0,0412	0,1231	-0,108	0,2723	0,1946	-0,0977	0,4172	1			
Reino Unido	-0,1298	0,0003	-0,27	0,14	-0,1345	0,4187	-0,0127	0,4433	0,0401	0,3394	0,2449	-0,3351	-0,234	1		
Estados Unidos	-0,4944	0,1529	-0,1699	0,0901	-0,2332	-0,0549	-0,1191	0,1672	-0,1186	-0,0122	0,1295	0,0868	-0,1916	0,0221	1	
Uruguai	0,121	0,0707	0,2029	-0,2707	0,0928	0,2847	-0,1155	-0,1002	-0,0944	0,2489	-0,338	0,1798	0,3168	0,4087	-0,1385	1
Venezuela	0,0818	0,0388	-0,0462	0,0304	-0,0307	-0,0868	-0,1795	-0,0213	-0,0064	0,183	0,1861	-0,0598	-0,0332	-0,3385	0,2074	-0,332

D Estimação TAR do modelo (3.14)

Tabela 27: Estimação TAR do modelo (3.14)
Dados Anuais – Z_1

	Regime 1						Regime 2					
	Intercepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$	Intercepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$
Argentina	-5,54 (2,155)	-0,506 (0,351)	-1,544 (0,455)	-0,557 (0,277)	-0,31 (0,172)		5,589 (2,025)	-1,382 (0,418)	0,291 (0,285)	0,272 (0,229)	0,211 (0,2)	
Austrália	4,134 (2,26)	-0,58 (0,479)	0,077 (0,576)	-0,505 (0,441)	-0,552 (0,283)	-0,28 (0,184)	1,485 (1,328)	-0,612 (0,325)	0,092 (0,306)	-0,161 (0,214)	-0,336 (0,171)	-0,337 (0,149)
Brasil	0,241 (1,241)	-0,039 (0,2)	-0,478 (0,238)	-0,185 (0,236)	-0,034 (0,205)	-0,191 (0,157)	0,728 (2,575)	-0,93 (0,262)	0,614 (0,585)	0,641 (0,465)	-0,089 (0,311)	0,504 (0,249)
Canadá	-6,223 (2,262)	0,624 (0,431)	-2,046 (0,564)	-2,101 (0,564)	-1,555 (0,458)	-1,458 (0,428)	2,607 (1,031)	-0,7 (0,249)	0,211 (0,271)	-0,026 (0,226)	-0,066 (0,189)	-0,002 (0,177)
Chile	5,091 (2,076)	-1,001 (0,288)	0,207 (0,337)	0,073 (0,314)			-6,705 (3,354)	0,477 (0,472)	-0,664 (0,279)	0,348 (0,201)		
Colômbia	114,053 (27,408)	-37,484 (9,605)	13,745 (3,776)	6,88 (2,534)	-2,857 (1,417)	18,613 (5,188)	4,888 (1,059)	-1,149 (0,237)	0,136 (0,221)	0,395 (0,188)	0,215 (0,136)	0,124 (0,095)
Coreia do Sul	-20,469 (8,205)	-0,231 (0,75)	-2,014 (0,826)	-2,399 (0,752)	-4,305 (1,143)		4,076 (1,981)	-0,619 (0,255)	-0,046 (0,223)	-0,024 (0,2)	0,076 (0,152)	
Estados Unidos	1,72 (1,528)	-0,908 (0,382)	-0,169 (0,408)	-0,1 (0,351)	-0,344 (0,32)	-0,278 (0,271)	4,437 (1,549)	-1,012 (0,495)	0,198 (0,467)	-0,394 (0,41)	-0,33 (0,341)	-0,201 (0,236)
Finlândia	-6,929 (2,527)	0,754 (0,421)	-1,037 (0,506)	-1,185 (0,399)	-1,445 (0,519)		4,121 (0,784)	-1,015 (0,183)	0,314 (0,165)	-0,063 (0,139)	-0,053 (0,122)	
França	-4,867 (3,576)	-3,903 (1,312)	-3,735 (1,345)	4,111 (1,822)	-0,534 (0,435)	5,006 (1,902)	0,289 (0,527)	-0,106 (0,149)	-0,326 (0,206)	-0,206 (0,177)	-0,231 (0,15)	-0,095 (0,128)
Itália	-0,122 (0,792)	-0,701 (0,182)	-0,823 (0,237)	-0,188 (0,224)	-0,231 (0,201)	0,493 (0,241)	0,477 (0,667)	0,058 (0,18)	-0,747 (0,254)	-0,415 (0,203)	-0,296 (0,179)	-0,29 (0,127)
Japão	-1,03 (0,781)	-0,118 (0,122)	-0,69 (0,19)	-0,465 (0,204)			1,705 (0,955)	-0,048 (0,151)	-0,692 (0,508)	-0,294 (0,19)		
Noruega	0,742 (1,905)	-0,612 (0,414)	-0,255 (0,508)	-0,302 (0,442)	-0,274 (0,398)	-0,051 (0,394)	3,072 (0,835)	-0,564 (0,225)	-0,771 (0,304)	-0,369 (0,228)	-0,634 (0,197)	-0,54 (0,203)
Reino Unido	3,178 (0,751)	-1,103 (0,273)	0,754 (0,25)	0,484 (0,214)	0,143 (0,157)	0,112 (0,118)	4,189 (2,004)	-1,352 (0,54)	-0,334 (0,776)	-0,644 (0,652)	-0,139 (0,376)	-0,69 (0,35)
Suécia	-3,056 (1,399)	-0,009 (0,308)	-1,039 (0,451)	-1,053 (0,236)	0,182 (0,236)	0,374 (0,24)	1,344 (0,66)	-0,39 (0,213)	-0,433 (0,213)	-0,501 (0,193)	-0,475 (0,172)	-0,5 (0,153)
Uruguai	-12,8 (9,071)	-1,636 (0,656)	-0,793 (1,201)	2,232 (0,7)	0,781 (0,43)	0,561 (0,234)	0,723 (1,025)	-0,768 (0,301)	0,525 (0,25)	0,077 (0,208)	0,092 (0,182)	-0,055 (0,17)
Venezuela	5,471 (2,685)	-0,341 (0,317)	-0,156 (0,419)	-0,28 (0,439)	0,412 (0,424)	0,809 (0,365)	0,267 (2,335)	-0,715 (0,398)	0,318 (0,339)	0,268 (0,3)	0,133 (0,257)	0,062 (0,207)

Tabela 28: Estimação TAR do modelo (3.14)
Dados Anuais – Z_2

	Regime 1						Regime 2					
	Inter- cepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$	Inter- cepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$
Argentina	-5,54 (2,155)	-0,506 (0,351)	-1,544 (0,455)	-0,557 (0,277)	-0,31 (0,172)		5,589 (2,025)	-1,382 (0,418)	0,291 (0,285)	0,272 (0,229)	0,211 (0,2)	
Austrália	2,242 (1,079)	-0,62 (0,274)	-0,245 (0,256)	-0,259 (0,197)	-0,464 (0,147)	-0,326 (0,147)	-1,332 (4,121)	0,518 (0,923)	-1,145 (0,521)	-1,44 (0,622)	0,927 (0,478)	-0,285 (0,267)
Brasil	1,209 (1,153)	-0,644 (0,179)	0,076 (0,241)	0,359 (0,218)	-0,113 (0,2)	0,265 (0,133)	1,907 (2,501)	0,328 (0,272)	-0,843 (0,256)	-0,7 (0,297)	-1,187 (0,511)	-0,635 (0,281)
Canada	0,08 (1,356)	-0,018 (0,345)	-0,564 (0,377)	-0,252 (0,326)	-0,349 (0,199)	-0,13 (0,153)	1,688 (1,011)	-0,847 (0,244)	0,846 (0,281)	0,2 (0,212)	0,294 (0,179)	0,251 (0,169)
Chile	-23,238 (9,968)	1,834 (0,932)	-2,234 (0,882)	-0,697 (0,716)	-1,604 (0,972)		4,048 (1,37)	-1,036 (0,246)	0,158 (0,246)	0,07 (0,21)	0,269 (0,136)	
Colômbia	114,053 (27,408)	-37,484 (9,605)	13,745 (3,776)	6,88 (2,534)	-2,857 (1,417)	18,613 (5,188)	4,888 (1,059)	-1,149 (0,237)	0,136 (0,221)	0,395 (0,188)	0,215 (0,136)	0,124 (0,095)
Coreia do Sul	4,58 (2,277)	-0,519 (0,294)	-0,367 (0,266)	-0,309 (0,253)	-0,128 (0,219)	-0,048 (0,25)	8,123 (5,004)	-1,712 (0,59)	1,947 (0,752)	1,045 (0,548)	0,476 (0,603)	0,038 (0,236)
Estados Unidos	-5,956 (4,433)	-1,242 (0,752)	2,322 (0,729)	-0,586 (0,745)	2,506 (0,691)	2,983 (0,769)	3,597 (1,081)	-1,122 (0,32)	0,33 (0,28)	0,165 (0,23)	0,068 (0,184)	0,029 (0,124)
Finlândia	1,078 (6,637)	-0,673 (0,558)	1,526 (0,941)	-0,386 (0,503)	1,367 (0,67)	1,018 (0,513)	1,871 (0,787)	-0,635 (0,194)	0,236 (0,177)	-0,109 (0,158)	-0,173 (0,138)	-0,179 (0,123)
França	-4,867 (3,576)	-3,903 (1,312)	-3,735 (1,345)	4,111 (1,822)	-0,534 (0,435)	5,006 (1,902)	0,289 (0,527)	-0,106 (0,149)	-0,326 (0,206)	-0,206 (0,177)	-0,231 (0,15)	-0,095 (0,128)
Itália	-0,122 (0,792)	-0,701 (0,182)	-0,823 (0,237)	-0,188 (0,224)	-0,231 (0,201)	0,493 (0,241)	0,477 (0,667)	0,058 (0,18)	-0,747 (0,254)	-0,415 (0,203)	-0,296 (0,179)	-0,29 (0,127)
Japão	-11,525 (4,056)	-0,174 (0,231)	2,357 (0,976)	0,435 (0,519)	-0,92 (0,504)	2,514 (0,547)	0,045 (0,553)	-0,016 (0,1)	-0,324 (0,143)	-0,379 (0,146)	-0,225 (0,189)	-0,21 (0,125)
Noruega	2,649 (0,768)	-0,675 (0,208)	0,141 (0,199)	0,162 (0,163)	0,101 (0,153)	0,475 (0,14)	0,217 (4,267)	0,678 (0,796)	-0,874 (0,7)	-2,027 (0,936)	-1,838 (0,61)	-1,998 (1,525)
Reino Unido	2,086 (0,645)	-0,778 (0,227)	0,396 (0,21)	0,085 (0,15)			9,618 (2,229)	-1,23 (0,372)	-2,341 (1,018)	-0,868 (0,363)		
Suécia	2,923 (1,358)	-0,218 (0,345)	-0,728 (0,337)	-1,213 (0,416)	-0,536 (0,38)	0,108 (0,459)	0,617 (0,717)	-0,413 (0,234)	-0,105 (0,247)	-0,146 (0,198)	-0,181 (0,166)	0,013 (0,205)
Uruguai	-67,235 (27,576)	1,735 (1,464)	-1,519 (0,775)	-1,375 (0,92)	-7,306 (2,91)	-0,269 (1,573)	2,913 (0,841)	-1,107 (0,258)	0,546 (0,217)	0,32 (0,201)	0,068 (0,182)	0,077 (0,123)
Venezuela	-3,849 (2,936)	-1,242 (0,324)	-0,09 (0,264)	-1,159 (0,397)			2,146 (1,622)	-0,531 (0,245)	-0,143 (0,213)	-0,097 (0,171)		

Tabela 29: Estimação TAR do modelo (3.14)
Dados Trimestrais – Z_1

	Regime 1								Regime 2							
	Intercepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$	$\Delta G(t-5)$	$\Delta G(t-6)$	Intercepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$	$\Delta G(t-5)$	$\Delta G(t-6)$
Alemanha	0,09 (0,258)	-0,2 (0,069)	0,017 (0,115)	-0,07 (0,117)	0,126 (0,103)	0,079 (0,096)	0,299 (0,099)		0,554 (0,264)	-0,208 (0,064)	0,154 (0,131)	0,146 (0,116)	0,193 (0,086)	-0,501 (0,091)	-0,051 (0,094)	
Austrália	-1,474 (1,437)	0,517 (0,222)	-0,512 (0,377)	0,222 (0,38)	-0,29 (0,402)	-0,57 (0,251)	-0,178 (0,241)	0,423 (0,162)	1,395 (0,256)	-0,398 (0,066)	0,111 (0,086)	0,192 (0,085)	0,233 (0,069)	-0,339 (0,064)	-0,045 (0,071)	0,046 (0,072)
Áustria	-1,663 (0,966)	0,128 (0,155)	-0,4 (0,23)	0,221 (0,25)	-0,238 (0,28)	-1,514 (0,258)	-0,638 (0,244)		0,633 (0,187)	-0,238 (0,054)	0,036 (0,085)	0,191 (0,07)	0,242 (0,071)	-0,191 (0,071)	0,092 (0,075)	
Brasil	1,25 (0,345)	-0,372 (0,089)	0,2 (0,107)	0,276 (0,115)	0,049 (0,1)	-0,28 (0,095)	0,136 (0,093)	0,06 (0,096)	-2,463 (2,339)	-0,066 (0,263)	1,277 (0,367)	0,861 (0,424)	0,145 (0,283)	-0,093 (0,286)	0,986 (0,26)	0,509 (0,265)
Canadá	-0,386 (0,271)	-0,018 (0,063)	-0,131 (0,143)	0,133 (0,139)	0,082 (0,106)	-0,222 (0,091)	-0,15 (0,095)	0,209 (0,086)	0,84 (0,215)	-0,228 (0,05)	0,424 (0,14)	-0,064 (0,088)	0,172 (0,078)	-0,39 (0,09)	0,16 (0,097)	-0,114 (0,101)
Estados Unidos	0,663 (0,263)	-0,216 (0,058)	0,328 (0,103)	0,25 (0,117)	0,265 (0,106)	-0,118 (0,107)	-0,116 (0,109)	-0,082 (0,111)	0,491 (0,236)	-0,164 (0,057)	0,411 (0,106)	0,302 (0,107)	0,023 (0,095)	-0,491 (0,094)	0,213 (0,097)	0,259 (0,091)
México	0,345 (0,279)	-0,113 (0,046)	0,385 (0,101)	0,067 (0,107)					2,247 (0,395)	-0,363 (0,054)	0,156 (0,126)	0,02 (0,119)				

Tabela 30: Estimação TAR do modelo (3.14)
Dados Trimestrais – Z_2

	Regime 1										Regime 2					
	Intercepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$	$\Delta G(t-5)$	$\Delta G(t-6)$	Intercepto	G(t-1)	$\Delta G(t-1)$	$\Delta G(t-2)$	$\Delta G(t-3)$	$\Delta G(t-4)$	$\Delta G(t-5)$	$\Delta G(t-6)$
Alemanha	0,337 (0,183)	-0,243 (0,057)	0,42 (0,094)	0,3 (0,093)	0,057 (0,084)	-0,415 (0,085)	0,052 (0,106)		0,285 (0,327)	-0,113 (0,086)	-0,134 (0,107)	-0,139 (0,091)	0,173 (0,103)	-0,009 (0,102)	-0,006 (0,165)	
Austrália	0,85 (0,336)	-0,139 (0,079)	-0,022 (0,085)	0,324 (0,096)	0,306 (0,145)	-0,533 (0,095)			1,166 (0,371)	-0,431 (0,089)	0,111 (0,091)	0,009 (0,081)	0,444 (0,113)	-0,202 (0,08)		
Áustria	0,474 (0,276)	-0,101 (0,073)	-0,073 (0,098)	0,185 (0,104)	0,246 (0,087)	-0,652 (0,094)	-0,15 (0,1)	0,066 (0,16)	0,503 (0,26)	-0,249 (0,077)	0,206 (0,11)	0,24 (0,11)	0,111 (0,095)	-0,035 (0,093)	0,256 (0,102)	0,114 (0,106)
Brasil	1,581 (0,556)	-0,573 (0,127)	0,527 (0,162)	0,196 (0,163)	0,193 (0,116)	-0,369 (0,134)	0,488 (0,129)	0,194 (0,172)	1,599 (0,548)	-0,242 (0,112)	0,143 (0,13)	0,275 (0,128)	-0,147 (0,116)	-0,351 (0,093)	0,06 (0,111)	-0,235 (0,142)
Canadá	0,324 (0,225)	-0,176 (0,052)	0,56 (0,087)	-0,137 (0,094)	0,388 (0,097)	-0,622 (0,125)	0,109 (0,102)	-0,095 (0,096)	0,286 (0,282)	-0,12 (0,062)	0,078 (0,114)	0,344 (0,117)	-0,079 (0,085)	-0,171 (0,134)	-0,093 (0,093)	0,242 (0,087)
Estados Unidos	-1,388 (0,572)	0,012 (0,103)	0,411 (0,156)	-0,02 (0,163)	-0,148 (0,179)	-0,408 (0,148)	-0,02 (0,175)	-0,701 (0,239)	0,636 (0,153)	-0,194 (0,043)	0,332 (0,082)	0,308 (0,083)	0,172 (0,073)	-0,323 (0,075)	0,061 (0,078)	0,119 (0,089)
México	-0,801 (0,479)	-0,016 (0,072)	0,069 (0,107)	0,573 (0,127)	-0,216 (0,119)	-0,866 (0,169)			0,258 (0,227)	-0,08 (0,04)	0,384 (0,076)	-0,072 (0,077)	0,016 (0,08)	-0,161 (0,095)		

E Estimações do método Markov-Switching

E.1 Dados trimestrais

Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento

Figura 8: Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento – séries trimestrais

Estimações dos parâmetros

Tabela 31: Matriz de probabilidades de transição de Markov
Dados Trimestrais

	p_{11}	p_{22}
Brasil	0,864 (0)	0,919 (0)
Austrália	0,977 (0,022)	0,96 (0,031)
Áustria	0,921 (0,032)	0,93 (0,028)
Canadá	0,832 (0,1)	0,976 (0,015)
Alemanha	0,962 (0,024)	0,814 (0,114)
México	0,954 (0,029)	0,953 (0,029)
Estados Unidos	0,766 (0,086)	0,954 (0,022)

Tabela 32: Parâmetros estimados do modelo MS-VAR
Dados Trimestrais

	Regime 1						Regime 2					
	ν_{s_1}	$\beta_{s_1}^1$	$\beta_{s_1}^2$	$\beta_{s_1}^3$	$\beta_{s_1}^4$	σ_{s_1}	ν_{s_2}	$\beta_{s_2}^1$	$\beta_{s_2}^2$	$\beta_{s_2}^3$	$\beta_{s_2}^4$	σ_{s_2}
Brasil	0,614 (0,212)	0,422 (0,007)	-0,02 (0,9)	-0,261 (0,118)	-0,049 (0,716)	7,679 (0)	1,383 (0)	1,054 (0)	-0,314 (0,053)	-0,02 (0,904)	-0,025 (0,816)	1,813 (0)
Austrália	1,089 (0,213)	1,125 (0,097)	-0,254 (0,144)	-0,212 (0,089)		0,85 (0,179)	1,364 (0,746)	0,426 (0,149)	0,154 (0,124)	0,081 (0,121)		3,492 (0,594)
Áustria	1,248 (0,235)					2,421 (0,26)	4,273 (0,208)					2,421 (0,26)
Canadá	-0,245 (0,33)	0,995 (0,073)	-0,219 (0,098)	0,097 (0,096)	-0,196 (0,068)	0,878 (0,093)	1,232 (0,226)	0,995 (0,073)	-0,219 (0,098)	0,097 (0,096)	-0,196 (0,068)	0,878 (0,093)
Alemanha	0,448 (0,13)	1,159 (0,083)	-0,168 (0,115)	-0,198 (0,107)	-0,002 (0,078)	1,035 (0,127)	2,292 (0,918)	0,375 (0,203)	-0,006 (0,203)	0,262 (0,22)	-0,245 (0,217)	3,095 (0,959)
México	0,575 (0,229)	1,211 (0,086)	-0,457 (0,085)			3,874 (0,575)	0,612 (0,126)	1,673 (0,064)	-0,773 (0,065)			0,153 (0,026)
Estados Unidos	-0,766 (0,311)	0,77 (0,037)				1,207 (0,338)	1,014 (0,165)	0,77 (0,037)				0,794 (0,096)

E.2 Dados anuais

Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento

Figura 9: Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento – séries anuais (1)

Figura 10: Probabilidades suavizadas do regime de maior crescimento – séries anuais (2)

Estimações dos parâmetros

Tabela 33: Matriz de probabilidades de transição de Markov
Dados Anuais

	p_{11}	p_{22}
Argentina	0,47 (0,137)	0,695 (0,109)
Austrália	0,779 (0,146)	0,779 (0,147)
Brasil	0,941 (0,052)	0,974 (0,028)
Canadá	0,794 (0,204)	0,784 (0,149)
Chile	0,592 (0,225)	0,951 (0,035)
Colômbia	0,797 (0,138)	0,874 (0,083)
Finlândia	0,735 (0,216)	0,981 (0,019)
França	0,975 (0,027)	0,931 (0,061)
Itália	0,98 (0,024)	0,98 (0,025)
Japão	0,891 (0,101)	0,951 (0,037)
Coreia do Sul	0,865 (0,127)	0,905 (0,055)
Noruega	0,836 (0,082)	0,805 (0,105)
Suécia	0,378 (0,16)	0,791 (0,103)
Reino Unido	0,808 (0,156)	0,966 (0,035)
Estados Unidos	0,512 (0,219)	0,759 (0,1)
Uruguai	0,714 (0,157)	0,912 (0,057)
Venezuela	0,629 (0,246)	0,88 (0,071)

Tabela 34: Parâmetros estimados do modelo MS-VAR
Dados Anuais

	Regime 1						Regime 2					
	ν_{s_1}	$\beta_{s_1}^1$	$\beta_{s_1}^2$	$\beta_{s_1}^3$	$\beta_{s_1}^4$	σ_{s_1}	ν_{s_2}	$\beta_{s_2}^1$	$\beta_{s_2}^2$	$\beta_{s_2}^3$	$\beta_{s_2}^4$	σ_{s_2}
Argentina	-2,118 (1,08)	0,286 (0,176)	-0,197 (0,205)	0,027 (0,149)		6,517 (1,638)	6,472 (0,818)	-0,031 (0,117)	-0,026 (0,11)	-0,21 (0,127)		6,517 (1,638)
Austrália	3,779 (0,775)	-0,008 (0,119)				10,493 (3,402)	3,956 (0,504)	-0,008 (0,119)				0,879 (0,359)
Brasil	3,916 (0,945)	-0,202 (0,18)	0,06 (0,152)	-0,414 (0,152)	-0,399 (0,173)	7,446 (1,522)	3,562 (2,501)	0,074 (0,188)	0,257 (0,177)	0,244 (0,163)	-0,068 (0,18)	7,446 (1,522)
Canadá	2,297 (0,904)					3,232 (0,932)	4,91 (0,938)					3,232 (0,932)
Chile	7,078 (5,497)	-0,505 (0,213)	-0,133 (0,319)	0,28 (0,414)	-2,419 (0,648)	8,912 (1,808)	5,138 (0,76)	0,062 (0,121)	0,005 (0,082)	0,09 (0,077)	-0,107 (0,077)	8,912 (1,808)
Colômbia	3,264 (0,635)	0,49 (0,094)	-0,422 (0,052)	0,148 (0,057)	-0,281 (0,055)	0,979 (0,492)	7,532 (2,348)	-0,408 (0,175)	0,157 (0,259)	-0,133 (0,261)	-0,03 (0,251)	7,546 (1,906)
Finlândia	-2,634 (0,587)	0,479 (0,102)	-0,415 (0,119)	0,031 (0,122)	-0,028 (0,1)	0,741 (0,595)	3,49 (0,558)	0,479 (0,102)	-0,415 (0,119)	0,031 (0,122)	-0,028 (0,1)	4,128 (0,839)
França	2,309 (0,433)	0,125 (0,134)	-0,175 (0,113)			1,75 (0,351)	5,407 (0,817)	0,125 (0,134)	-0,175 (0,113)			1,75 (0,351)
Itália	1,26 (0,356)	0,236 (0,14)				1,57 (0,444)	3,634 (0,829)	0,236 (0,14)				5,054 (1,392)
Japão	1,186 (0,511)	0,297 (0,246)	-0,634 (0,263)	0,208 (0,253)		1,528 (0,583)	1,268 (1,014)	0,581 (0,138)		0,07 (0,15)	0,15 (0,137)	4,392 (1,065)
Coreia do Sul	9,176 (2,274)	-0,49 (0,224)	-0,454 (0,218)	-0,324 (0,245)		13,701 (4,91)	8,892 (2,5)	-0,071 (0,179)	-0,077 (0,143)	0,107 (0,134)		5,954 (1,625)
Noruega	2,021 (0,457)	0,139 (0,146)				1,172 (0,29)	5,69 (1,157)	-0,18 (0,242)				1,172 (0,29)
Suécia	-0,313 (0,475)	0,437 (0,128)	-0,013 (0,126)	-0,153 (0,1)		0,897 (0,227)	2,625 (0,37)	0,437 (0,128)	-0,013 (0,126)	-0,153 (0,1)		0,897 (0,227)
Reino Unido	4,253 (1,017)	-0,324 (0,175)	-0,542 (0,169)	-0,029 (0,169)	-0,502 (0,176)	1,163 (0,236)	1,827 (0,5)	0,683 (0,139)	-0,249 (0,153)	-0,178 (0,143)	0,078 (0,118)	1,163 (0,236)
Estados Unidos	1,588 (1,525)	-0,089 (0,132)	-0,037 (0,199)	-0,141 (0,109)		1,833 (0,456)	5,105 (1,066)	-0,089 (0,132)	-0,037 (0,199)	-0,141 (0,109)		1,833 (0,456)
Uruguai	-0,448 (1,192)	0,181 (0,166)	-0,649 (0,217)	0,547 (0,312)	-1,246 (0,254)	11,493 (2,611)	2,172 (1,085)	0,362 (0,153)	-0,068 (0,203)	-0,072 (0,121)	0,071 (0,127)	11,493 (2,611)
Venezuela	-2,954 (2,152)	-0,051 (0,142)	-0,196 (0,139)			15,462 (3,918)	7,277 (1,716)	-0,051 (0,142)	-0,196 (0,139)			15,462 (3,918)