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

UM ESTUDO EMPÍRICO SOBRE O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Alexandre de Carvalho

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

SÃO PAULO

2006

Profa. Dra. Suely Vilela
Reitora da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

ALEXANDRE DE CARVALHO

UM ESTUDO EMPÍRICO SOBRE O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

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

Orientador: Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves

SÃO PAULO

2006

Tese apresentada e aprovada no Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Economia, pela seguinte banca examinadora:

FICHA CATALOGRÁFICA

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

Carvalho, Alexandre de

Um estudo empírico sobre o regime de metas de inflação /
Alexandre de Carvalho . – São Paulo, 2006.
95 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2006
Bibliografia

1. Inflação 2. Política monetária I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade II. Título.

CDD – 332.41

Aos meus pais,

Agradeço ao professor e orientador Carlos Eduardo Soares Gonçalves (Dudu), pelo apoio e pela camaradagem que sempre me ofereceu, e por toda a ajuda na preparação desse trabalho.

Aos professores Fabio Kanczuk e Marcio I. Nakane, pelas sugestões dadas no exame de qualificação.

Aos demais professores e colegas da FEA-USP, pelo aprendizado.

INTRODUÇÃO

A presente tese é um estudo empírico sobre o regime de metas de inflação. Especificamente, concentramos o esforço de pesquisa na verificação da contribuição do regime de metas para a redução das taxas de sacrifício nos episódios de desinflação e na identificação das variáveis que determinam sua implementação, como estratégia de política monetária.

A redução dos custos de desinflação é um dos benefícios atribuídos, em teoria, ao regime de metas de inflação. Os estudos empíricos anteriores a esse não encontraram, no entanto, evidências de redução das taxas de sacrifício nos episódios de desinflação realizados sob regime de metas. No capítulo um dessa tese examinamos a relação entre taxas de sacrifício e a presença do regime de metas utilizando uma amostra de 99 episódios de desinflação identificados nos países da OCDE e 46 episódios de desinflação identificados em países emergentes. Considerando-se os episódios de desinflação que se iniciaram pelo menos seis meses depois da implementação do regime, nossos resultados confirmaram os benefícios atribuídos em nível teórico ao regime de metas.

Em 1990, a Nova Zelândia era o único país do mundo com regime de metas de inflação. Em 2006, vinte e dois países já haviam aderido ao sistema de metas. O crescimento do número de países que adotaram o regime de metas de inflação a partir de 1990 motivou uma pesquisa sobre os fatores determinantes para implementação dessa estratégia de política monetária, apresentada no capítulo dois. Considerando o grupo de países da OCDE, os resultados de um modelo de variável dependente binária indicaram que a taxa de inflação e a dívida pública como proporção do PIB alteram significativamente a probabilidade de adoção do regime de metas, enquanto que alternância de poder entre partidos e a volatilidade de choques de oferta não parecem ser fatores relevantes. Devido ao pequeno número de observações da amostra de países, utilizamos adicionalmente neste capítulo o método de bootstrap paramétrico para a construção de intervalos de confiança e para os testes de especificação do modelo. Os resultados das simulações confirmaram os obtidos pela teoria assintótica.

A análise do capítulo dois indicou que a opção pela estratégia do regime de metas não é aleatória. Uma consequência da violação da hipótese de exogeneidade na escolha do regime de metas - presente no estudo sobre metas de inflação e taxas de sacrifício no capítulo um - é que a possível correlação entre a razão de sacrifício e as variáveis que determinam a adoção ou não adoção do regime de metas de inflação pode levar à estimativas viesadas do efeito do regime de metas sobre as razões de sacrifício.

No capítulo três examinamos os efeitos do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício dos episódios de desinflação considerando endogeneidade na escolha do regime de metas, através de métodos de regressão baseados em *propensity scores*, para a correção de possíveis vieses no estimador dos efeitos. A análise dos episódios de desinflação nos países da OCDE confirma os benefícios teoricamente atribuídos ao regime de metas.

ABSTRACT

This doctoral thesis is an empirical essay about inflation targeting. The main objective is to verify the contribution of inflation targeting regime to diminish sacrifice ratios in disinflation episodes and identify the factors behind a country's decision to choose this type of monetary policy strategy.

The reduction of sacrifice ratios is one of the theoretically alleged benefits of inflation targeting. Previous empirical studies did not find, however, support to this result. In chapter one we examine the relation between sacrifice ratios and inflation targeting from a sample of 99 disinflation episodes identified in OECD countries and 46 episodes in emerging economies. Considering disinflation episodes starting at least six months after the adoption of inflation targeting regime, our results corroborate the theory.

In 1990, New Zealand was the sole country worldwide with an inflation targeting regime in place. In 2006, twenty two countries had already adhered to this monetary policy *modus operandi*. Motivated by the impressive rise in the number of inflation targeters, we seek also to identify the factors that influence the implementation of inflation targeting. Running a Probit model for the set of OECD countries, we find that high past inflation and low debt levels increase the probability that a country will end up opting for the inflation targeting system, but the degree of political instability and incidence of external shocks do not seem to be important factors. Due to the small sample size, we construct additionally parametric bootstrap confidence intervals and bootstrap specification tests. The results of simulations confirmed that obtained with asymptotic theory.

The Probit model has revealed that the adoption of inflation targeting between countries is endogenous. As a consequence, the econometric model of chapter one can produce biased coefficient estimates. In chapter three we examine the effects of inflation targeting regime on sacrifice ratios considering endogenous choice of IT. We apply regression methods based on propensity scores to correct possible bias in the coefficient estimates of IT effects on sacrifice ratios. The results of OECD countries indicate that

bringing down inflation entails much smaller output losses if the country inflation targets.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1.....	1
1.1 Introdução.....	1
1.2 Literatura.....	3
1.3 Dados.....	9
1.4 Metodologia.....	17
1.5 Resultados.....	20
1.6 Conclusão.....	28
Referências.....	30
CAPÍTULO 2.....	33
2.1 Introdução.....	33
2.2 Literatura.....	36
2.3 Determinantes para adoção do regime de metas.....	38
2.4 Dados e metodologia.....	41
2.5 Resultados.....	47
2.6 Intervalos de confiança com Bootstrap.....	50
2.7 Conclusão.....	53
Referências.....	54
Apêndice 1.....	58
Apêndice 2.....	68
CAPÍTULO 3.....	77
3.1 Introdução.....	77
3.2 Efeitos Médios de Tratamento.....	81
3.3 <i>Propensity Scores</i> e Resultados das Estimações.....	85
3.4 Conclusão.....	91
Referências.....	93

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Episódios de desinflação – Economias Emergentes.....	12
Tabela 1.2 – Razões de Sacrício Médias – Emergentes (IT e NIT).....	13
Tabela 1.3 – Razões de Sacrício Médias – Emergentes (IT).....	14
Tabela 1.4 – Episódios de desinflação – OCDE.....	14
Tabela 1.5 - Razões de Sacrício Médias – OCDE (IT e NIT).....	16
Tabela 1.6 - Razões de Sacrício Médias – OCDE (IT).....	17
Tabela 2.1 – Países com metas de inflação – 2006.....	34
Tabela 2.2 – Dados OCDE.....	41
Tabela 2.3 – Episódios de desinflação – OCDE.....	44
Tabela 2.4 – Resultados OCDE (amostra de 20 países).....	47
Tabela 2.5 – Resultados OCDE.....	49
Tabela 2.6 – Intervalos de Confiança de Bootstrap.....	52
Tabela 2.7 – Parâmetros dos intervalos de confiança com viés corrigido.....	63
Tabela 3.1 – Resultados do modelo Probit.....	86
Tabela 3.2 – Propensity Scores.....	87
Tabela 3.3 – Resultados do Tratamento.....	88
Tabela 3.4 – Resultados OCDE.....	89
Tabela 3.5 – Resultados OCDE -1990.....	91

1. Metas de Inflação e Razões de Sacrifício

Resumo

Este trabalho analisa a influência do regime de metas de inflação sobre a razão de sacrifício nos países emergentes e no grupo de países da OCDE. Diferentemente de Bernanke et al. (1999), que não encontraram evidências da contribuição do regime de metas de inflação para a redução das razões de sacrifício em países desenvolvidos, a análise de 46 episódios de declínio de inflação nos países emergentes e de 99 episódios de declínio de inflação no grupo de países da OCDE, identificados no período 1970-2004, indicou que as reduções do produto são menores nos países que adotaram o regime de metas de inflação.

1.1 Introdução

A partir do início da década de 1990, o regime de metas de inflação passou a ser adotado por um número crescente de países, incluindo Brasil, Chile, África do Sul, Hungria, Coreia do Sul e México, do grupo de países emergentes, e Austrália, Nova Zelândia, Canadá e Inglaterra, da OCDE, como nova estratégia para a condução da política monetária, em substituição ao controle de agregados monetários ou da taxa nominal de câmbio. A estratégia de controle de agregados monetários mostrou-se ineficiente para atingir o objetivo de estabilidade de preços pela dificuldade de controle de agregados monetários mais amplos e pelo aumento da instabilidade da demanda por moeda na década de 1980, enquanto que a manutenção de regimes de câmbio fixo tornou-se inviável em muitos países devido à alta volatilidade do fluxo de capitais, a partir da última década.

Entre as vantagens atribuídas em nível teórico ao regime de metas de inflação, cita-se transparência, redução do viés inflacionário, redução do nível e da variância da inflação, possibilidade de reação parcial a choques e diminuição dos custos de desinflação. A maior transparência é obtida através da reportagem dos planos e objetivos da autoridade monetária e da facilidade de compreensão, verificação de resultados e acompanhamento da

execução da estratégia pelo público (Drazen, 2000). O comprometimento da autoridade monetária em perseguir uma meta para a taxa de inflação reduz o problema de inconsistência temporal da política monetária e, conseqüentemente, o componente do viés inflacionário incorporado na taxa de inflação. O problema da inconsistência dinâmica da política monetária, apresentado nos trabalhos de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983), existe em países onde a taxa de desemprego natural é considerada ineficiente ou em países onde existem pressões políticas para expansão da atividade econômica ou redução do valor real do estoque de dívida pública.

O regime de metas de inflação permite ainda ao Banco Central, em certa medida, reagir a choques desestabilizadores do produto sem desancorar as expectativas do intervalo estabelecido pela autoridade monetária para a taxa de inflação, daí a ser considerado um regime de “flexibilidade restrita”.

Os custos de redução da taxa de inflação teoricamente também tendem a ser menores, devido ao aumento da credibilidade do Banco Central (Bernanke et al., 1999). Este último benefício atribuído ao regime de metas é o foco deste estudo, que tem por objetivo verificar se o regime de metas de inflação reduz os custos de desinflação, em termos de desvios do produto em relação à tendência de longo prazo, a partir da análise de 46 episódios de declínio da inflação em países emergentes e de 99 episódios de declínio de inflação no grupo de países da OCDE, no período 1970-2004. Nossa estratégia consiste em verificar se as razões de sacrifício dos episódios de desinflação são menores nos países que adotaram o regime de metas, uma vez controlada a inflação inicial e a velocidade da desinflação de cada episódio. Nossos resultados indicaram que o regime de metas de inflação reduz o sacrifício da desinflação. O efeito do regime de metas sobre a razão de sacrifício, além de estatisticamente significativa, é também relevante do ponto de vista econômico.

O restante deste capítulo é dividido em cinco partes: a seção 2 trata dos estudos empíricos sobre os benefícios atribuídos ao regime de metas de inflação, a seção 3 apresenta os dados utilizados nos testes empíricos e explica o cálculo das razões de sacrifício, a seção 4 descreve a metodologia de análise e trata dos determinantes da razão de sacrifício, e as seções 5 e 6 apresentam, respectivamente, os resultados das estimações e a conclusão.

1.2 Literatura

As vantagens apontadas do regime de metas têm sido testadas empiricamente por um significativo número de autores para o grupo de países desenvolvidos, mas não confirmadas. Ball e Sheridan (2003) buscaram verificar evidências empíricas de melhor desempenho econômico nos países que adotaram o regime de metas de inflação, comparando a inflação média e a variabilidade da inflação em sete países desenvolvidos que adotaram o regime de metas na década de 1990 com os valores observados dessas variáveis em treze países desenvolvidos sem metas de inflação. De acordo com os autores, tanto a inflação média quanto a variabilidade da inflação, nos países que adotaram o regime de metas, diminuíram quando comparadas aos dados dos países que não adotaram o regime. No entanto, este resultado, em princípio favorável à teoria, não se deve propriamente ao regime de metas, mas ao efeito de reversão à média, presente em algumas variáveis econômicas. Países que apresentam inflação alta e instável tendem a verificar a diminuição desses problemas com o decorrer do tempo, independentemente da adoção ou não de um regime de metas, simplesmente por que existe uma tendência natural dessas variáveis retornarem aos seus valores médios. Quando o efeito de reversão à média no estudo de Ball e Sheridan é controlado, os benefícios do regime de metas de inflação desaparecem.

Adicionalmente, Ball e Sheridan reportam que o regime de metas não produz efeitos sobre a taxa de juros de longo prazo - um resultado que seria obtido caso houvesse redução das expectativas de inflação – e também não causa impacto no crescimento do produto e na volatilidade da taxa de juros de curto prazo. Os autores advertem, no entanto, que todos os resultados podem ser diferentes em ambientes mais instáveis e com distúrbios mais severos do que os observados nos países da OCDE, que compuseram a amostra de seu estudo.

Gonçalves e Salles (2005), tendo em vista essa ressalva, estenderam a análise de Ball e Sheridan para o grupo dos 37 países emergentes e encontraram resultados diferentes. Países que adotaram o regime de metas apresentaram maior queda na inflação e menor volatilidade do PIB, em relação aos países sem o regime, mesmo após o controle do efeito de reversão à média. Este último resultado motivou parte da realização deste estudo. A menor volatilidade do PIB é um indício de que países emergentes que adotaram o regime

de metas de inflação são capazes de desinflar a economia com menores custos em termos de produto e/ou desemprego.

A diminuição da taxa de inflação traz ganhos de bem estar para a economia, mas empiricamente constata-se que também implica em perdas do produto no curto prazo. A referência a um episódio histórico é útil para verificarmos a ordem de grandeza desses custos: na desinflação de Paul Volcker no início da década de 1980, o desvio acumulado da taxa de desemprego nos Estados Unidos em relação a seu nível natural ficou em 9,5 pontos percentuais durante os quatro anos de duração desse episódio de desinflação (Mankiw, 2003). Nos episódios de desinflação que identificamos no período 1970 – 2004, o declínio da taxa de inflação em um ponto percentual implicou uma redução média de 1,38% do produto em relação à sua tendência de longo prazo nos países da OCDE, e de 1,66% nos países emergentes. Diante da magnitude dos números, um número considerável de autores tem procurado identificar e testar fatores ou circunstâncias potencialmente capazes de reduzir as perdas de produto decorrentes de processos desinflacionários.

Uma literatura correlata a esta é a que trata dos efeitos da independência do Banco Central sobre a performance econômica dos países. Considerando-se os benefícios dos ganhos de credibilidade, Alesina e Summers (1993) analisaram a relação entre inflação, variância da inflação, crescimento do produto, variância do crescimento do produto e os índices de independência do Banco Central construídos por Bade e Parkin (1982) e por Grilli, Masciandaro e Tabellini (1991), em 16 países desenvolvidos¹. Os resultados mostraram que países com Bancos Centrais independentes apresentam inflação menor e menos volátil,

¹ Os índices de independência do Banco Central são divididos em dois tipos: índices de independência política e índices de independência econômica. O índice de independência política mede a capacidade do Banco Central de escolher seus objetivos de política e instrumentos sem influência do governo, e é construído a partir de informações sobre os procedimentos utilizados para nomear e demitir o presidente do Banco Central, duração do mandato do presidente, participação e importância de membros do governo ou indicados na diretoria ou conselhos do Banco Central e frequência dos contatos entre o poder executivo e a autoridade monetária. O índice de independência econômica, por sua vez, mede a facilidade do governo em obter crédito junto à autoridade monetária para financiar seus déficits (Alesina e Summers (1993), Eijffinger e De Haan (1996)).

De modo geral, os países com Bancos Centrais mais independentes, de acordo com esses critérios, são Alemanha, Suíça e Estados Unidos (Posen, 1995). O índice de independência do Banco Central utilizado por Alesina e Summers é uma média desses dois tipos de índices. Para maiores detalhes sobre a construção de índices de independência da autoridade monetária, ver Bade e Parkin (1982), Grilli, Masciandaro e Tabellini (1991) e Cukierman, Webb e Neyapti (1992).

e sem nenhum custo ou benefício em termos de crescimento do produto ou variabilidade do crescimento do produto.²

Posen (1995) sugere a existência de um elo perdido entre independência do Banco Central e custos de desinflação. Com dados de razão de sacrifício, duração e variação da inflação dos episódios de desinflação de dezessete países da OECD obtidos em Ball (1994), índices de independência do Banco Central calculados por Cukierman et al. (1992), indicadores de rigidez dos salários nominais calculados por Grubb, Jackman e Layard (1983) e de reação dos salários nominais calculados por Bruno e Sachs (1985), o autor procurou verificar se países com Bancos Centrais mais independentes apresentam menores custos de desinflação, através de uma regressão por mínimos quadrados ordinários da razão de sacrifício contra os demais indicadores. O resultado da regressão é contrário ao esperado pela hipótese de credibilidade. O coeficiente do índice de independência do Banco Central revelou-se *positivo* e significativo a 5%, indicando que maior independência do Banco Central aumenta os custos de desinflação. O coeficiente continua positivo se a razão de sacrifício, como variável dependente, for substituída pelas inclinações das curvas de Phillips estimadas por Ball, Mankiw e Romer (1988), embora significativo apenas no período pós 1972.

O resultado de Posen poderia em princípio ser explicado pelo aumento da rigidez nominal dos salários. Como os processos de negociação e renovação de contratos são custosos, a independência do Banco Central induziria os agentes a aumentar a duração dos contratos e diminuir a frequência de negociação, na medida em que reduz incertezas e aumenta o horizonte de previsibilidade³. O aumento da rigidez nominal tende a aumentar os custos de desinflação. Esta argumentação é apresentada em Walsh (1995) e no próprio trabalho de Posen (1995). As regressões adicionais por mínimos quadrados deste último revelaram, no

² Apesar da relação negativa entre independência do Banco Central e inflação também ser verificada em outros estudos, é possível argumentar que um terceiro fator, como cultura e tradição de estabilidade monetária, pode explicar tanto baixa inflação quanto independência do Banco Central, em alguns países. Na Alemanha, a experiência com a hiperinflação em 1922 e 1923, por exemplo, fortaleceu *ex-post* a cultura de estabilidade de preços (Eijffinger e De Haan, 1996).

³ A relação de causalidade pode se dar também no sentido inverso: em países onde o grau de rigidez nominal é alto, a curva de Phillips tem menor inclinação e o viés inflacionário é maior, sendo este um dos determinantes da independência do Banco Central (Walsh (2003), pg. 421). Para maiores detalhes sobre os determinantes da independência do Banco Central, ver Cukierman (1994).

entanto, que a independência do Banco Central não está associada ao aumento do grau de rigidez nominal dos salários. A explicação para independência da autoridade monetária e aumento das razões de sacrifício, como antecipa o título do artigo de Posen, “Central Bank Independence and Disinflationary Credibility: a Missing Link?”, terminou não sendo encontrada.

O *trade-off* entre inflação e produto sob um regime de metas de inflação, assunto que será tratado diretamente neste trabalho, ainda é um assunto pouco explorado na literatura, fato explicado pela experiência relativamente curta dos países com esse tipo de arranjo monetário. O primeiro país a adotar o regime de metas de inflação, a Nova Zelândia, adotou o regime em 1990. Em 2006, de um total de 22 países com regime de metas, 14 adotaram o novo sistema a partir de 1998⁴. Em princípio, seria natural verificar uma melhora na relação, uma vez que, ao considerarmos uma curva de Phillips sob a hipótese de expectativas racionais, a queda na taxa de inflação pode ser obtida não somente através de um aumento da taxa de desemprego em relação à taxa natural, mas também através de uma redução na taxa de inflação esperada. Caso os agentes estejam convencidos do comprometimento do Banco Central com a diminuição da taxa de inflação, a desinflação pode ser obtida sem aumentos consideráveis na taxa de desemprego ou desvios significativos do produto em relação à sua tendência de longo prazo. A razão de sacrifício, definida como a perda do produto ou aumento da taxa de desemprego resultante da redução em um ponto percentual da taxa de inflação, pode ser menor do que a prevista pela versão aceleracionista da curva.

Um dos objetivos de um regime de metas de inflação é tornar crível para os agentes o comprometimento do Banco Central em obter determinado nível para a taxa de inflação no médio prazo. Este ganho de credibilidade, que em princípio pode ocorrer mesmo no curto prazo, é o que baseia a expectativa de verificarmos razões de sacrifício menores nos episódios de desinflação que ocorreram após a adoção do regime de metas de inflação.

Apesar de intuitivo, Bernanke *et al.* (1999), usando a metodologia de Ball (1994) para o cálculo das razões de sacrifício, não encontraram evidências desse resultado quando

⁴ Os anos de adoção do regime de metas para os 22 países com regime de metas em 2006 são apresentados no capítulo 2 desta tese e nas notas 16 e 17 deste capítulo (países emergentes e países da OCDE, respectivamente)

examinaram desinflações na Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido e Suécia, logo após a implementação do regime de metas. Esta evidência trata-se de outro conhecido *puzzle* da literatura. Os autores estimaram os coeficientes de um modelo econométrico com razão de sacrifício como variável independente e velocidade da desinflação e inflação inicial como variáveis explicativas, com dados do período pré-adoção do regime de metas. Uma vez conhecidas as estimativas, os autores utilizaram o mesmo modelo para projetar razões de sacrifício nos episódios de desinflação que ocorreram posteriormente, em países com e sem regime de metas de inflação. Os resultados foram desfavoráveis ao regime de metas. Em três dos quatro países que adotaram o regime de metas, a razão de sacrifício no primeiro episódio de desinflação foi maior do que a projetada pelo modelo. De acordo com Bernanke *et al.*, os resultados encontrados para esses países indicaram que as desinflações - ou pelo menos as primeiras desinflações que ocorreram após a implementação do regime - não implicaram em sacrifícios menores do que aqueles que seriam observados na ausência de um regime de metas.

É possível argumentar, no entanto, que o exame da primeira desinflação após a implementação do regime de metas não é um procedimento adequado para verificar o efeito do regime de metas sobre os custos de desinflação. Os benefícios do novo arranjo monetário dependem de sua credibilidade, e esta pode levar algum tempo para ser obtida. Os autores reconhecem a pertinência dessa crítica:

*“Because credibility gains are slow to materialize,..., inflation targeting does not provide a magic bullet for avoiding the real costs of disinflations. It appears that, for monetary policy makers, announcements alone are not enough; the only way to gain credibility is to earn it.”*⁵

Bernanke *et al.*, na argumentação sobre o ganho gradativo de credibilidade, reportam evidências encontradas nos países que optaram pelo regime de metas de inflação. Na Nova Zelândia, nos quatro primeiros anos sob regime de metas, as previsões da inflação – um indicativo das expectativas – ficaram ou no limite superior da banda de inflação ou acima dele. Apenas em 1993 a previsão da inflação ficou dentro do intervalo perseguido pelo Banco Central. O Canadá adotou o regime de metas de inflação em fevereiro de 1991, mas

⁵ Bernanke *et al.* (1999)

a mudança na política monetária nessa data “não induziu nenhuma revolução na formação de expectativas” (Bernanke *et al.*, 1999). As previsões de junho do mesmo ano apontavam para uma taxa de inflação maior do que a meta. Na Suécia, a implementação do regime de metas ocorreu em janeiro de 1993, mas no período compreendido entre o final de 1993 e o início de 1996 as previsões de inflação permaneceram ou em torno do limite superior estabelecido pelo Banco Central ou acima dele. Em todos esses países, a evidência é que as previsões de inflação só diminuíram gradualmente, e na medida em que os agentes verificaram os resultados da estratégia de metas. Bernanke *et al.* (1999) sugerem que este ajustamento gradual das expectativas pode inclusive explicar o fato deles próprios não terem encontrado, em suas regressões, uma relação negativa e estatisticamente significativa entre a razão de sacrifício e a presença de metas de inflação.

Em nossa análise dos episódios de desinflação consideramos que o novo regime monetário precisa de tempo para obter credibilidade e gerar os resultados teoricamente esperados. Sendo assim, classificamos um episódio como sendo um episódio “sob regime de metas” apenas se seu início ocorrer pelo menos seis meses após a data de adoção do regime.

O pequeno número de episódios de desinflação considerados na análise de Bernanke *et al.* - 25 episódios verificados em nove países - também suscita dúvidas sobre a robustez de seus resultados.

Neste trabalho, examinaremos os efeitos sobre a razão de sacrifício da adoção do regime de metas de inflação considerando episódios de desinflação no grupo de países OCDE (99 episódios identificados) e no grupo de países emergentes (46 episódios identificados)⁶. A pergunta que buscaremos responder é: países que adotaram o regime de metas de inflação passaram a apresentar custos menores para reduzir a taxa de inflação, em comparação com os países que não adotaram? Os resultados das regressões indicaram uma resposta afirmativa: países com o regime de metas experimentaram uma redução significativa na razão de sacrifício em relação aos países sem o regime. Como variáveis de controle de um modelo econométrico básico onde a variável dependente é a razão de sacrifício, incluímos inflação inicial e duração do episódio de desinflação. As variáveis inflação inicial,

⁶ A soma dos episódios (145) não corresponde, no entanto, ao total de episódios considerados nas regressões (135) por que 10 episódios de desinflação foram verificados em países que pertencem aos dois grupos (7 episódios na Coreia do Sul, 1 na Hungria, 1 na Polônia e 1 na República Tcheca).

considerada indicadora de flexibilidade de preços e salários, e velocidade da desinflação, de acordo com nossos resultados, podem também explicar razões de sacrifício menores.

1.3 Dados

Para calcular a razão de sacrifício de cada episódio de desinflação, utilizamos dados das séries de inflação (variação no Consumer Price Index) e produto real trimestrais da base de dados do FMI⁷, para um grupo de vinte e três países emergentes⁸ (treze dos quais adotaram o regime de metas) e para um grupo de vinte e oito países da OCDE⁹ (quinze dos quais com regime de metas), do primeiro trimestre de 1970 até o último trimestre de 2004. Definimos um episódio de desinflação como uma redução da taxa anualizada de inflação de pelo menos dois pontos percentuais, que pode ocorrer ao longo de um número variado de trimestres. Para exemplificar a metodologia, se um determinado país ao longo de cinco trimestres consecutivos apresenta taxas de inflação de 10%, 12%, 7%, 3% e 4%, temos um episódio de desinflação que se inicia no segundo trimestre e termina no quarto trimestre.

⁷ IMF International Financial Statistics

⁸ Os países considerados emergentes são aqueles para os quais o banco JPMorgan atribui, desde 1992, o EMBI (Emerging Markets Bonds Index). Os países emergentes que adotaram o regime de metas são 13 no total: Brasil, Chile, Colômbia, Filipinas, Hungria, Israel, Peru, Polônia, África do Sul, Coreia do Sul, México, República Tcheca e Tailândia. Os demais países do grupo são: Argentina, Bulgária, China, Costa Rica, Costa do Marfim, República Dominicana, Equador, Egito, El Salvador, Índia, Indonésia, Líbano, Malásia, Marrocos, Nigéria, Paquistão, Filipinas, Panamá, Tunísia, Turquia, Uruguai, Venezuela, Singapura e Taiwan (Gonçalves e Salles, 2005). O grupo, portanto, compreende 37 países.

Encontramos dados trimestrais de inflação e produto para os seguintes países (23 no total): África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Costa Rica, Equador, Filipinas, Hungria, Indonésia, Israel, Malásia, Marrocos, México, Peru, Polônia, República Tcheca, Singapura, Tailândia, Tunísia e Turquia.

⁹ Compreendem o grupo da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) trinta países: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coreia do Sul, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hungria, Irlanda, Islândia, Itália, Japão, Luxemburgo, México, Noruega, Nova Zelândia, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca, República Eslovaca, Suécia, Suíça e Turquia. Desse grupo, quinze países adotaram o regime de metas de inflação: Austrália, Canadá, Coreia do Sul, Espanha, Finlândia, Hungria, Islândia, México, Noruega, Nova Zelândia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia, Suíça e Turquia.

Finlândia e Espanha adotaram o regime de metas de inflação apenas temporariamente, entre 1993-98 e 1994-98, respectivamente, e não figuram entre os países com regime de metas em 2006 (Corbo e Schmidt-Hebbel, 2000).

Do grupo de 30 países, apenas Luxemburgo e Islândia não possuem séries trimestrais do produto. Não foram encontrados episódios de desinflação, de acordo com o critério adotado, no México, na Turquia e na Dinamarca.

Assim como Ball (1994), consideramos apenas os episódios de desinflação onde a inflação inicial é menor ou igual a 20%. A chamada razão de sacrifício é igual à razão entre a soma dos desvios do logaritmo do número índice do produto real dessazonalizado em relação à sua tendência de longo prazo¹⁰ observada durante o período de desinflação e a variação na taxa de inflação observada no mesmo período. Temos, assim, uma razão de sacrifício para cada episódio de desinflação.

Identificamos um total de 147 episódios de desinflação no grupo de países da OCDE e 86 episódios de desinflação no grupo dos países emergentes. Desse total, encontramos um número considerável de episódios de desinflação com razões de sacrifício positivas, isto é, episódios onde há aumento do produto em relação à tendência (48 episódios no grupo da OCDE e 40 episódios no grupo de países emergentes). Nestes episódios, ou não temos nenhuma contração da demanda agregada como a que seria observada por uma política monetária deliberada (a queda na inflação e o aumento do produto ocorrem devido a um choque positivo de produtividade) ou temos uma contração da demanda agregada como a que seria observada por uma política monetária deliberada acompanhada simultaneamente de uma expansão ainda mais acentuada da oferta agregada. Em qualquer um dos casos, os choques de oferta desempenham o papel mais relevante para o declínio da inflação. Como em nossa análise o interesse está em isolar os efeitos sobre o produto de declínios de inflação do tipo politicamente induzidos, consideramos apropriado excluir da análise os episódios de declínio da taxa de inflação onde os efeitos dos choques de oferta foram mais proeminentes. Esta medida, evidentemente, não nos permite dispor de episódios de desinflação inteiramente livres dos efeitos dos movimentos na oferta agregada, mas elimina os episódios em que esses efeitos foram determinantes para a queda na inflação.

Obtivemos com essa metodologia um total de 46 episódios de desinflação para o grupo de países emergentes e 99 episódios de desinflação para o grupo de países da OCDE. A duração média dos episódios de desinflação - 5,24 trimestres para o grupo de emergentes e 5,76 trimestres para o grupo da OCDE - são um indicativo do caráter induzido das desinflações.

¹⁰ A tendência de longo prazo do produto foi calculada através da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott sobre a série do logaritmo do número índice do produto real dessazonalizado, com parâmetro de suavização $\lambda=1600$. O mesmo filtro foi utilizado por Corbo e Schmidt-Hebbel (2000) para o cálculo de razões de sacrifício em países da América Latina.

A metodologia aplicada por Ball (1994) para definir um episódio de desinflação não se mostrou adequada neste estudo por fornecer um número muito pequeno de episódios de desinflação sob o regime de metas. O autor examina episódios onde ocorre queda substancial da tendência de inflação, definida por ele como uma média aritmética móvel da taxa de inflação: a tendência da inflação em um dado trimestre é uma média das taxas de inflação nos quatro trimestres anteriores, nos quatro trimestres posteriores e no próprio trimestre. Caracteriza-se um episódio de desinflação como sendo o período entre uma tendência de inflação “máxima” (maior que nos quatro trimestres anteriores e posteriores) e uma tendência de inflação “mínima” (menor que nos quatro trimestres anteriores e posteriores). O denominador da razão de sacrifício é a variação da tendência de inflação nesse episódio de desinflação.

O autor também assume que o produto está em seu nível natural, consistente com uma taxa de inflação estável, sempre no início de cada episódio de desinflação e quatro trimestres após o fim de cada episódio, e que a tendência do produto cresce linearmente nesse período. A perda total do produto durante a desinflação, numerador da razão de sacrifício, é a soma dos desvios do produto em relação à tendência assim definida.

Com dados trimestrais de inflação do período 1970-2004, encontramos 37 episódios de desinflação seguindo a metodologia de Ball para o grupo de países emergentes, mas dada a experiência recente desses países com a política de metas de inflação (do total de 13 países emergentes com metas de inflação em 2006, 9 adotaram o regime de metas a partir de 1998) e o grande número de trimestres necessário para identificar um episódio de desinflação segundo a metodologia de Ball, apenas 5 destes episódios ocorreram sob o regime de metas de inflação. Seguindo nossa metodologia, e considerando como episódios sob regime de metas apenas aqueles que tiveram início seis meses depois da implementação do regime, encontramos 15 episódios de desinflação para o grupo de países emergentes e 11 episódios para o grupo de países da OCDE. O número de episódios de desinflação sob regime de metas nos países da OCDE, com a utilização da metodologia de Ball, também seria reduzido.

A tabela 1.1 apresenta os episódios de desinflação encontrados no grupo de países emergentes seguindo essa metodologia, a duração de cada episódio, a inflação inicial, a variação total da inflação em cada episódio e a razão de sacrifício.

Tabela 1.1 - Episódios de desinflação – Economias Emergentes

País	Episódio	Duração (trimestres)	Inflação Inicial	Variação da Inflação	Razão de Sacrifício (%)	Dummy (NIT/IT)*
África do Sul	1977:4 - 1978:2	3	11,37	2,04	2,99	0
	1983:1 - 1984:1	5	14,04	3,89	1,97	0
	1986:3 - 1987:1	3	19,09	2,52	2,19	0
	1991:4 - 1993:1	6	16,11	6,71	1,86	0
	1994:1 - 1994:2	2	9,67	2,52	1,11	0
	1998:4 - 1999:4	5	9,08	7,12	0,64	0
	2001:1 - 2001:4	4	7,42	3,12	0,13	1
	2002:4 - 2004:1	6	12,75	12,31	0,00	1
Argentina	1995:1 - 1996:2	6	4,84	5,06	4,84	0
Brasil	2003:2 - 2004:2	5	16,86	11,37	0,07	1
Chile	1986:2 - 1986:3	2	19,86	2,75	1,56	0
	1988:1 - 1988:4	4	18,98	7,45	0,04	0
	1994:1 - 1995:2	6	13,36	5,58	0,80	1
	1997:4 - 1999:1	6	6,29	2,47	1,94	1
	2003:1 - 2003:4	4	3,78	2,71	4,92	1
Colômbia	1998:3 - 1999:3	5	19,03	9,92	0,92	0
	2001:3 - 2002:2	4	8,03	2,12	1,90	1
Coreia do Sul	1971:3 - 1972:1	3	15,94	4,18	0,06	0
	1972:2 - 1973:3	6	13,24	12,5	0,36	0
	1981:4 - 1982:4	5	14,84	10,5	1,10	0
	1986:1 - 1986:4	4	3,48	2,01	0,92	0
	1991:4 - 1993:1	6	9,05	4,42	0,68	0
	1998:1 - 1999:2	6	8,93	8,34	4,26	0/1
	2001:2 - 2002:1	4	5,05	2,52	0,78	1
Costa Rica	2001:2 - 2002:2	5	12,45	4,64	1,65	0
Filipinas	1985:3 - 1986:4	7	16,17	17,68	1,65	0
	1991:3 - 1993:2	8	19,78	13,58	0,76	0
	1994:2 - 1995:1	4	9,44	3,2	1,19	0
	1998:4 - 2000:1	6	10,55	7,58	0,97	0
Hungria	1997:4 - 1999:2	7	18,14	8,99	0,28	0
Indonésia	1999:3 - 2000:1	3	6,59	7,16	1,38	0
Israel	1997:3 - 1998:3	5	9,06	5,44	0,95	1
	1999:3 - 2000:1	3	5,96	4,46	0,42	1
	2002:4 - 2004:1	6	6,71	9,2	0,75	1
Malásia	1992:3 - 1993:4	6	5,19	2,54	2,11	0
	1998:2 - 2002:2	9	5,73	4,32	6,40	0
Marrocos	1995:2 - 1996:3	6	6,78	4,78	2,08	0
	2002:2 - 2003:2	5	3,91	4,44	0,37	0
Peru	1998:2 - 1999:3	6	8,11	5,33	1,27	1
	2000:4 - 2002:1	6	4	5,01	3,07	1
Polônia	2000:3 - 2003:2	12	10,84	10,53	0,50	1
República Tcheca	1998:1 - 1999:3	7	13,27	11,99	0,94	0/1
Singapura	1985:4 - 1986:3	4	0,58	2,67	6,14	0

País	Episódio	Duração (trimestres)	Inflação Inicial	Variação da Inflação	Razão de Sacrifício (%)	Dummy (NIT/IT)*
Tailândia	1998:2 - 1999:3	6	10,35	11,34	3,14	0
	2001:2 - 2002:2	5	2,5	2,28	2,43	1
Tunísia	2002:1 - 2003:1	5	3,78	2,44	2,33	0

Fonte: Dados calculados pelo autor; a partir da base IMF Financial Statistics (dados sobre inflação e produto)

* NIT = Non Inflation Targeting, IT = Inflation Targeting

Julgamos conveniente apresentar as razões de sacrifício em termos do desvio percentual do nível do produto em relação à tendência, para cada ponto percentual de redução da taxa de inflação. No primeiro episódio de desinflação da África do Sul, por exemplo, o desvio do logaritmo do número índice do produto real dessazonalizado em relação à tendência, para cada ponto percentual de redução da taxa de inflação, é 3,035%. Este número significa um desvio de 2,99% do nível produto em relação à tendência de longo prazo, para cada ponto percentual de redução da taxa de inflação¹¹.

Dentre os 46 episódios de desinflação encontrados no grupo de países emergentes, 31 correspondem a desinflações que não ocorreram sob regime de metas, 18 correspondem a desinflações que ocorreram nos países que adotaram o regime, mas antes da adoção¹², e 15 referem-se a desinflações que ocorreram nos países que adotaram o regime de metas, depois da implementação do regime. A tabela 1.2 apresenta dados sobre as razões de sacrifício médias nos episódios com e sem regime de metas no grupo de países emergentes. A tabela 1.3 apresenta as razões de sacrifício médias nos países emergentes que adotaram o regime de metas, antes e depois da implementação do regime.

Tabela 1.2 – Razões de Sacrifício Médias – Emergentes (IT e NIT)

	IT	NIT
Número de Episódios	15	31
Razão de Sacrifício Média (%)	1,33	1,84

IT: Episódios sob metas de inflação, NIT: Episódios sem metas de inflação.

Fonte: dados calculados pelo autor

¹¹ $0,0299 = 1 - \exp(-3,035/100)$

¹² As datas de adoção do regime de metas nos países emergentes são: Brasil (jun/99), Chile (jan/91), Colômbia (set/99), República Tcheca (jan/98), Hungria (jun/01), Israel (jan/92), México (jan/99), Peru (jan/94), Polônia (out/98), África do Sul (fev/00), Coreia do Sul (jan/98) e Tailândia (abr/00) (Fraga, Minella e Goldfajn, 2003).

A razão de sacrifício média nos episódios de desinflação sob regime de metas é de 1,33%, o que significa uma queda de 1,33% do PIB em relação à tendência de longo prazo para cada ponto percentual de redução da inflação. Nos episódios de desinflação que não ocorreram sob regime de metas, a perda do produto é de 1,84% em relação à tendência, em média, para cada redução de um ponto percentual na taxa de inflação.

Tabela 1.3 – Razões de Sacrifício Médias – Emergentes (IT)

	Antes da Adoção	Depois da Adoção
Número de Episódios	18	15
Razão de Sacrifício Média (%)	1,39	1,33

Fonte: dados calculados pelo autor

A perda média de produto para cada ponto percentual de redução da inflação nos países emergentes que adotaram o regime de metas, sem o controle de nenhuma outra variável, se reduz de 1,39% em relação à tendência para 1,33%.

A tabela 1.4 apresenta os dados sobre os episódios de desinflação encontrados no grupo de países da OCDE:

Tabela 1.4 - Episódios de desinflação – OCDE

País	Episódio	Duração (trimestres)	Inflação Inicial	Variação da Inflação	Razão de Sacrifício (%)	Dummy (NIT/IT)
Alemanha	1993:3 - 1996:1	11	4,51	3,08	1,67	0
Austrália	1971:4 - 1972:4	5	7,19	2,69	0,89	0
	1975:1 - 1975:3	3	17,56	5,46	0,13	0
	1977:2 - 1978:4	7	13,44	5,68	1,08	0
	1983:1 - 1984:4	8	11,45	8,88	1,85	0
	1990:4 - 1991:4	5	6,85	5,34	0,91	0
	1995:3 - 1997:3	9	5,09	5,42	0,15	1
	2001:2 - 2001:3	2	6,02	3,5	0,26	1
Áustria	1981:1 - 1983:2	10	6,96	4,3	0,75	0
	1984:2 - 1985:1	4	6,04	2,59	0,93	0
	1985:2 - 1986:2	5	3,62	2,16	0,26	0
Bélgica	1982:2 - 1983:4	7	9,25	2,41	1,74	0
	1984:2 - 1986:4	11	7,15	6,49	0,56	0
Canadá	1970:1 - 1971:1	5	4,71	2,98	1,00	0
	1975:3 - 1976:4	6	10,92	5,03	0,58	0
	1981:3 - 1983:4	10	12,71	8,19	2,39	0
	1991:1 - 1992:3	7	6,43	5,19	2,47	0/1
	2001:2 - 2001:4	3	3,6	2,5	0,07	1
Coréia do Sul	2003:1 - 2003:4	4	4,48	2,77	1,53	1
	1971:3 - 1972:1	3	15,94	4,18	0,06	0

País	Episódio	Duração (trimestres)	Inflação Inicial	Variação da Inflação	Razão de Sacrifício (%)	Dummy (NIT/IT)*
Coréia do Sul	1972:2 - 1973:3	6	13,24	12,5	0,36	0
	1981:4 - 1982:4	5	14,84	10,5	1,10	0
	1986:1 - 1986:4	4	3,48	2,01	0,92	0
	1991:4 - 1993:1	6	9,05	4,42	0,68	0
	1998:1 - 1999:2	6	8,93	8,34	4,26	0/1
	2001:2 - 2002:1	4	5,05	2,52	0,78	1
Espanha	1971:2 - 1971:3	2	9,52	2,29	1,88	0
	1975:3 - 1976:1	3	17,47	2,86	1,09	0
	1982:2 - 1983:3	6	15,07	4	0,20	0
	1984:3 - 1985:1	3	12,03	2,48	1,14	0
	1986:3 - 1987:3	5	9,48	4,84	0,84	0
Espanha	1996:3 - 1997:2	4	3,67	2,1	1,32	1
Estados Unidos	1970:1 - 1971:4	8	6,18	2,69	2,22	0
	1974:4 - 1976:4	9	12,12	7,1	2,78	0
	1981:3 - 1983:3	9	10,86	8,23	2,82	0
	1990:4 - 1992:1	6	6,22	3,35	2,26	0
Finlândia	1975:4 - 1977:1	6	17,66	5,28	1,33	0
	1977:2 - 1978:4	7	13,48	6,74	2,85	0
	1983:4 - 1984:4	5	9,19	2,88	0,93	0
	1985:1 - 1986:3	7	6,48	3,16	2,70	0
	1993:1 - 1994:1	5	2,59	2,3	8,18	0/1
França	1974:4 - 1976:2	7	15,01	5,6	1,92	0
	1983:4 - 1985:1	6	9,83	3,39	1,47	0
	1985:2 - 1986:3	6	6,46	4,36	1,00	0
Grécia	1975:4 - 1977:1	6	15,42	4,37	0,09	0
	1986:4 - 1987:1	2	19,49	3,11	0,57	0
	1987:2 - 1988:2	5	17,82	5,4	1,14	0
Holanda	1977:1 - 1978:2	6	7,28	3,77	0,99	0
	1981:4 - 1983:3	8	7,22	4,7	2,72	0
Hungria	1997:4 - 1999:2	7	18,14	8,99	0,28	0
Irlanda	2003:1 - 2004:1	5	4,94	3,33	2,83	0
Itália	1975:2 - 1975:4	3	19,43	8,04	1,13	0
	1977:2 - 1978:4	7	18,6	7,11	0,94	0
	1982:3 - 1985:1	11	16,74	7,39	1,65	0
	1985:2 - 1987:1	8	9,42	5,17	0,75	0
	1995:3 - 1997:3	9	5,68	3,86	0,22	0
Japão	1970:1 - 1970:3	3	8,66	2,76	0,82	0
	1971:3 - 1972:1	3	7,47	2,84	0,84	0
	1975:1 - 1975:4	4	15,12	6,43	1,35	0
	1977:1 - 1978:2	6	9,44	5,37	1,11	0
	1985:3 - 1987:1	7	2,41	3,26	1,79	0
Noruega	1998:1 - 1998:3	3	1,99	2,19	0,49	0
	1975:3 - 1976:1	3	12,44	2,93	1,00	0
	1976:2 - 1976:4	3	10,22	2,25	2,63	0
	1981:1 - 1982:3	7	14,5	3,58	2,26	0
	1982:4 - 1984:1	6	11,55	5,05	2,98	0
	1988:2 - 1989:4	7	7,14	2,9	2,37	0
	1990:4 - 1992:1	6	4,51	2,09	0,41	0
	2003:1 - 2004:1	5	4,54	5,94	0,70	1
Nova Zelândia	1982:2 - 1983:4	7	17	13,45	0,64	0
	1985:2 - 1986:2	5	16,68	6,26	1,34	0
	1990:2 - 1992:1	8	7,62	6,83	1,40	0/1

País	Episódio	Duração (trimestres)	Inflação Inicial	Variação da Inflação	Razão de Sacrificio (%)	Dummy (NIT/IT)*
Nova Zelândia	1998:2 - 1999:3	6	1,72	2,22	2,73	1
Polônia	2000:3 - 2003:2	12	10,84	10,53	0,50	1
Portugal	1985:3 - 1987:2	8	16,4	7,3	1,60	0
	1992:2 - 1993:2	5	9,6	3,78	0,19	0
	1993:4 - 1994:4	5	6,47	2,31	3,04	0
	1995:1 - 1996:1	5	4,62	2,19	1,83	0
	1996:3 - 1997:3	5	3,61	2,04	3,07	0
Reino Unido	1971:3 - 1972:2	4	10,16	4	0,95	0
	1976:2 - 1976:3	2	15,85	2,17	1,63	0
	1980:3 - 1981:3	5	16,39	5,14	1,62	0
	1982:1 - 1983:2	6	11,12	7,36	1,13	0
	1985:2 - 1986:3	6	6,97	4,35	0,75	0
	1990:3 - 1992:1	7	10,43	6,33	0,87	0
Reino Unido	1992:2 - 1993:2	5	4,17	2,9	3,79	0
	1998:2 - 1999:3	6	3,99	2,83	0,12	1
República Eslovaca	2000:2 - 2001:1	4	15,8	8,79	0,63	0
	2001:3 - 2002:3	5	7,92	5,41	0,56	0
República Tcheca	1998:1 - 1999:3	7	13,27	11,99	0,94	0/1
Suécia	1971:4 - 1972:1	2	7,2	2,04	0,90	0
	1978:1 - 1979:1	5	13,58	7,77	0,70	0
	1981:2 - 1982:3	6	13,14	5,33	1,17	0
	1991:1 - 1992:3	7	11,28	9,12	1,11	0
	1993:2 - 1994:1	4	4,96	3,32	0,41	0/1
	2003:1 - 2004:1	5	2,99	2,93	0,14	1
Suiça	1975:2 - 1977:1	8	8,46	7,47	2,95	0
	1982:4 - 1983:3	4	5,82	4,04	1,85	0
	1993:3 - 1994:4	6	3,51	3,02	1,20	0

Fonte: Dados calculados pelo autor; a partir da base IMF Financial Statistics (dados sobre inflação e produto)

* NIT = Non Inflation Targeting, IT = Inflation Targeting

Dentre os 99 episódios de desinflação encontrados no grupo de países da OCDE, 88 são episódios de desinflação que não ocorreram sob regime de metas, 52 episódios correspondem a desinflações que ocorreram nos países que adotaram o regime de metas, porém antes da implementação do regime, e 11 são episódios de desinflação que ocorreram nos países que adotaram o regime, depois da adoção¹³.

Tabela 1.5 – Razões de Sacrificio Médias – OCDE (IT e NIT)

	IT	NIT
Número de Episódios	11	88
Razão de Sacrificio Média (%)	0,76	1,45

IT: Episódios sob metas de inflação, NIT: Episódios sem metas de inflação.

Fonte: dados calculados pelo autor

¹³ As datas de adoção do regime de metas para os países da OCDE são: Austrália (abr/93), Canadá (fev/91), Coreia do Sul (jan/98), Espanha (nov/94 – jun/98), Finlândia (fev/93 – jan/98), Hungria (jun/01), Islândia (mar/01), Noruega (mar/01), Nova Zelândia (mar/90), Polônia (out/98), Reino Unido (out/92), República Tcheca (jan/1998), Suécia (jan/1993) e Suíça (jan/00). Fonte: Corbo e Schmidt-Hebbel (2000). Consideramos como episódios “após a adoção” apenas aqueles que se iniciaram pelo menos seis meses depois da implementação do regime de metas.

Os números são expressivos. Na tabela 1.5, podemos verificar que a perda de produto nos países da OCDE, em relação à tendência, é de 1,45% nos episódios sem regime de metas e de 0,76% nos episódios sob regime de metas.

Tabela 1.6 – Razões de Sacrício Médias – OCDE (IT)

	Antes da adoção	Depois da adoção
Número de Episódios	52	11
Razão de Sacrício Média (%)	1,51	0,76

Fonte: dados calculados pelo autor

A queda do produto nos países que adotaram metas de inflação, para cada redução de um ponto percentual na taxa de inflação, diminui de 1,51% (antes da adoção) para 0,76% (depois da adoção), de acordo com os dados apresentados na tabela 1.6. O resultado do exame das razões de sacrifício médias nos países emergentes e no grupo de países da OCDE, apesar de não ser conclusivo por não estar controlado pelos efeitos de outras variáveis (inflação inicial, velocidade de desinflação e eventuais efeitos de tempo), representa um indício de um efeito positivo do regime de metas sobre a redução dos custos de desinflação.

1.4 Metodologia

O modelo econométrico básico utilizado nas regressões de mínimos quadrados ordinários é dado por:

$$\left(\frac{\Delta Y}{\Delta \pi} \right)_i = \alpha + \beta_0 Dummy_i + \beta_1 INFI_i + \beta_2 VEL_i \quad (1)$$

A variável explicada é a razão de sacrifício, e como variáveis explicativas temos uma *dummy* (1 se o episódio de desinflação ocorre sob o regime de metas, 0 no caso contrário), a inflação inicial (*INFI*) e uma medida de velocidade da desinflação, o inverso da duração do episódio de desinflação (*VEL*).

Pretendemos verificar, através da variável *dummy*, se ocorreu uma redução da razão de sacrifício dos países que adotaram o regime de metas em relação aos países que não optaram por metas de inflação, controlando pela inflação inicial e pela duração do episódio de desinflação. As variáveis explicativas que aparecem nesse modelo são as usualmente utilizadas na literatura¹⁴.

Neste trabalho, a hipótese de identificação é que a adoção ou não adoção do regime de metas de inflação é uma variável exógena, ou que não depende de outras variáveis. Em nossa análise, tudo se passa como se a escolha do regime de metas de inflação como estratégia para condução da política monetária fosse randomizada entre os países, isto é, não existem *a priori* variáveis observáveis que possam explicar a adoção ou não adoção do regime de metas de inflação. Sob esta hipótese, o estimador do efeito do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício é não-viesado, consistente e tem distribuição assintótica normal (Wooldridge, 2002).

A validade da hipótese de exogeneidade na escolha do regime de metas é discutível. Assim como existem variáveis determinantes para o grau de independência da autoridade monetária (ver De Haan e Van't Hag (1995) e Cukierman (1994)), é possível que também existam variáveis que aumentem a probabilidade de adoção do regime de metas de inflação. No capítulo dois deste trabalho trataremos de verificar a validade da hipótese de exogeneidade na escolha do regime de metas.

A inflação inicial pode ser considerada uma medida de flexibilidade de preços e salários, sendo razoável esperar uma relação inversa entre essa variável e a razão de sacrifício, uma vez que, quanto maior a inflação inicial, menor a duração dos contratos e maior o efeito de uma mudança nas expectativas de inflação sobre os salários e preços (Posen (1995), Bernanke et al. (1999)).

A variável duração do episódio de desinflação é um indicador da velocidade do programa de desinflação e pode, em princípio, estar relacionada positivamente ou negativamente com a razão de sacrifício. Sargent (1983) argumenta que uma desinflação mais rápida tornaria mais crível para os agentes o comprometimento do Banco Central com a redução

¹⁴ Bernanke *et al.* (1999).

da inflação, sendo o resultado desse ganho de credibilidade uma diminuição da inflação através do componente das expectativas da curva de Phillips, com conseqüente redução da razão de sacrifício. Uma desinflação mais lenta seria mais custosa devido à falta de credibilidade do programa e não convergência das expectativas. Sargent ilustra sua teoria com exemplos históricos, como o programa de desinflação do primeiro-ministro francês Poincaré em 1926 e o final das hiperinflações na Alemanha, Áustria, Hungria e Polônia, após a Primeira Guerra Mundial (Sargent, 1986).

Um argumento contrário é o apresentado por Taylor (1983), para o qual desinflações mais graduais resultariam em sacrifícios menores. O ajuste instantâneo, previsto na análise de Sargent com expectativas racionais, poderia não ocorrer devido à existência de contratos e conseqüente rigidez de preços e salários nominais. Para Taylor, uma desinflação mais gradual permitiria que houvesse tempo suficiente para que ocorressem os ajustamentos, nas épocas de vencimentos dos contratos.

Como medida da velocidade da desinflação, podemos em princípio utilizar a razão variação da inflação/duração do episódio. A escolha dessa medida, no entanto, pode gerar uma relação negativa e espúria entre a razão de sacrifício e a medida de velocidade de desinflação, pois a variação da inflação aparece no denominador da razão de sacrifício e no numerador da medida de velocidade (Ball, 1994). Caso a economia experimente durante o período de desinflação um choque de oferta positivo, a razão de sacrifício será menor e a velocidade de desinflação será maior, sugerindo que desinflações rápidas geram menores sacrifícios. Se o choque de oferta for negativo novamente o resultado favorece desinflações rápidas: aumento da razão de sacrifício para uma dada contração de demanda e diminuição da velocidade de desinflação. Para evitar essa tendência anti-gradualista, optamos por utilizar como medida de duração do episódio de desinflação o inverso da duração (o inverso do número de trimestres do episódio), uma variável mais correlacionada com a velocidade do que a duração, e que não guarda relação com choques de oferta¹⁵. A escolha do inverso da duração também evita o problema de colinearidade entre inflação inicial e

¹⁵ A correlação entre o inverso da duração e a velocidade para toda a amostra de países é de 0,26, enquanto que a correlação entre a duração e a velocidade é de -0,25. Nas regressões de Ball (1994), a correlação entre o inverso da duração e a velocidade é 0,29 para dados anuais e 0,67 para dados trimestrais.

velocidade, uma vez que a correlação entre a variação da inflação e a inflação inicial é de 0,51¹⁶.

1.5 Resultados

A seguir apresentamos os resultados das regressões, onde os erros padrões apresentam correção de heterocedasticidade pelo procedimento de Newey-West. Iniciaremos com os resultados para toda a amostra de episódios, sendo que os episódios considerados sob regime de metas são os iniciados pelo menos 6 meses depois da data de implementação do regime.

Resultados Principais

Variável dependente: razão de sacrifício

Variável Explicativa	Coefficiente	p-valor
Dummy	-0,7804 (0,3101)	0,0131
Velocidade	-1,2049 (0,7673)	0,1188
Inflação Inicial	- 0,0846 (0,0265)	0,0018
Constante	2,7174 (0,4065)	0,0000
Número de Observações	135	
R^2 ajustado	0,1090	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

Na regressão por mínimos quadrados ordinários, as estimativas dos coeficientes da variável *dummy* e da variável inflação inicial são estatisticamente significantes para $\alpha = 0,05$, enquanto que a estimativa do coeficiente da medida de velocidade não é significativa para $\alpha = 0,10$. A estimativa do coeficiente da inflação inicial apresenta o sinal positivo esperado, consoante com o resultado de Bernanke et al. (1999). O argumento de Sargent (1983) de que desinflações mais rápidas geram menores sacrifícios, corroborado pelos

¹⁶ Se utilizarmos como medida de velocidade a razão variação da inflação/duração do episódio, os resultados se alteram minimamente.

resultados encontrados nas estimações de Ball (1994), Posen (1995) e Bernanke et al. (1999), não foi confirmado nas estimações com toda a amostra de países.

A estimativa do coeficiente da variável *dummy* revela a diminuição da razão de sacrifício dos países que adotaram o regime de metas de inflação em relação aos países que não adotaram. Formalmente:

$$0,7804 = \left(\frac{\sum (x - x_T)^{NIT}}{\Delta\pi} \right) - \left(\frac{\sum (x - x_T)^{IT}}{\Delta\pi} \right)$$

onde x é o logaritmo do número índice do produto real, x_T é a tendência do logaritmo do número índice do produto real, $\Delta\pi$ é a variação da inflação durante o episódio de desinflação, *IT* representa países com regime de metas de inflação e *NIT* países sem regime de metas. Em média, os países que adotaram o regime de metas verificaram uma redução de 0,7804 na razão de sacrifício, em relação aos países que não adotaram o novo arranjo monetário. Ou seja, nos países com regime de metas, cada ponto percentual de redução da inflação foi obtido com uma perda de produto relativa à tendência, em média, 0,7804 ponto percentual menor que a verificada nos países sem regime de metas.

Esses resultados foram obtidos sob a hipótese de que o novo regime monetário não gera resultados instantâneos por necessitar de tempo para construir credibilidade. Em nossa análise, não consideramos justo julgar o sistema de metas de inflação utilizando custos de desinflação observados nos episódios identificados logo no início da implementação do sistema.

Se considerarmos como episódios de desinflação todos aqueles que ocorreram após a implementação do regime de metas, devemos reclassificar 6 episódios de desinflação (dummy 1 ao invés de dummy 0) que ocorreram nos seguintes países: Canadá, Coréia do Sul, Finlândia, Nova Zelândia, República Tcheca e Suécia (dummy 0/1 na tabela 1.4).

**Reclassificando os episódios de desinflação que se iniciaram em até seis meses depois
da adoção do regime de metas de inflação**

Variável dependente: razão de sacrifício

Variável Explicativa	Coeficiente	p-valor
Dummy	- 0,3165 (0,3551)	0,3743
Velocidade	-1,3866 (0,8363)	0,0997
Inflação Inicial	-0,0749 (0,0255)	0,0040
Constante	2,5929 (0,3868)	0,0000
Número de Observações	135	
R^2 ajustado	0,068	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

Com a mudança de critério para classificação dos episódios de desinflação os resultados se enfraquecem. A inflação inicial continua significativa para $\alpha = 0,05$, a velocidade é significativa para $\alpha = 0,10$ (favorecendo a tese de Sargent), mas a variável dummy não é estatisticamente diferente de zero.

Os resultados iniciais voltam a aparecer se, ao invés de reclassificarmos, excluirmos da amostra os 6 episódios verificados no início da implementação do sistema de metas:

**Excluindo episódios de desinflação que se iniciaram em até seis meses depois da
adoção do regime de metas de inflação**

Variável dependente: razão de sacrifício		
Variável Explicativa	Coefficiente	p-valor
Dummy	-0,6590 (0,2975)	0,0286
Velocidade	-1,1312 (0,7632)	0,1408
Inflação Inicial	-0,0693 (0,0245)	0,0055
Constante	2,4804 (0,3765)	0,0000
Número de Observações	129	
R^2 ajustado	0,093	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

Uma crítica plausível na análise é a de que existe um efeito do tempo nos resultados de nossas regressões. Como todos os episódios de desinflação sob regime de metas se iniciaram na década de 1990, a variável dummy poderia estar capturando a influência de algum outro fator presente nesse período – e não necessariamente relacionado com o regime de metas - sobre as razões de sacrifício. Para verificar a validade deste argumento, incluímos na especificação (1) uma dummy de tempo (igual a 1 se o episódio ocorreu em 1990 ou após 1990 e 0 em caso contrário).

O argumento sobre o efeito do tempo, apesar de interessante, não é confirmado nos resultados. O coeficiente da velocidade continua não significante, mas os coeficientes estimados para a variável dummy e para inflação inicial continuam estatisticamente diferentes de zero com 95% de confiança.

Incluindo dummy de tempo

Variável dependente: razão de sacrifício

Variável Explicativa	Coeficiente	p-valor
Dummy	-0,8246 (0,3501)	0,0200
Dummy - 1990	0,0848 (0,2620)	0,7465
Velocidade	-1,1696 (0,7655)	0,1290
Inflação Inicial	- 0,0821 (0,0275)	0,0034
Constante	2,6530 (0,4452)	0,0000
Número de Observações	135	
R^2 ajustado	0,082	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

Um outro conjunto de resultados pode ser obtido considerando-se apenas os episódios de desinflação identificados no grupo de países da OCDE. Do total de 99 episódios de desinflação identificados para esse grupo de países, 6 tratam-se de episódios de desinflação que ocorreram em países que pertencem atualmente à organização, mas que não pertenciam na época em que esses episódios foram verificados. São cinco episódios identificados na Coreia do Sul e um episódio na República Eslovaca¹⁷. A tabela seguinte apresenta os resultados das estimações para o grupo de países da OCDE sem estes episódios¹⁸, novamente considerando como episódios de desinflação apenas aqueles que se iniciaram seis meses depois da data de início do regime:

¹⁷ Vinte países fundaram a organização em dezembro de 1960: Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, França, Alemanha, Grécia, Islândia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Noruega, Portugal, Espanha, Suécia, Suíça, Turquia, Reino Unido e Estados Unidos. Os demais membros entraram nas seguintes datas: Austrália (dez/1971), República Tcheca (dez/1995), Finlândia (jan/1969), Hungria (maio/1996), Japão (abr/1964), Coreia do Sul (dez/1996), México (mai/1994), Nova Zelândia (mai/1973), Polônia (nov/1996) e República Eslovaca (dez/2000). Fonte: OCDE (www.oecd.org).

¹⁸ Não há nenhuma alteração nos resultados digna de nota se incluirmos estes episódios nas estimações.

OCDE: Resultados Principais

Variável dependente: razão de sacrifício

Variável Explicativa	Coefficiente	p-valor
Dummy	-1,0494 (0,3512)	0,0036
Velocidade	-1,3105 (0,7513)	0,0845
Inflação Inicial	- 0,0611 (0,0325)	0,0633
Constante	2,3933 (0,4509)	0,0000
Número de Observações	93	
R^2 ajustado	0,087	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

A estimativa do coeficiente da variável dummy – maior do que a estimativa encontrada para a amostra total de países – é estatisticamente diferente de zero com 95% de confiança. As estimativas dos coeficientes da inflação inicial e da velocidade são ambas estatisticamente diferentes de zero com 90% de confiança. Em média, os países da OCDE que adotaram o regime de metas reduzem cada ponto percentual da taxa de inflação com um desvio do produto real em relação à sua tendência 1,05 ponto percentual menor do que o desvio dos países do mesmo grupo que não adotaram o regime de metas. O resultado da velocidade de desinflação permite concluir que são as desinflações mais rápidas que diminuem a razão de sacrifício.

Se considerarmos como episódio de desinflação sob regime de metas qualquer episódio de desinflação que ocorreu após a implementação do regime, devemos novamente reclassificar os mesmos seis episódios de desinflação indicados anteriormente. Os resultados não confirmam os alegados benefícios do regime de metas de inflação, sendo apenas o coeficiente de velocidade significativo.

**OCDE: Reclassificando os episódios de desinflação que se iniciaram em até seis meses
depois da adoção do regime de metas de inflação**

Variável dependente: razão de sacrifício

Variável Explicativa	Coeficiente	p-valor
Dummy	- 0,0261 (0,4882)	0,9575
Velocidade	- 1,7339 (0,8756)	0,0508
Inflação Inicial	-0,0352 (0,0244)	0,1538
Constante	2,1138 (0,3385)	0,000
Número de Observações	93	
R^2 ajustado	0,011	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

Se excluirmos da amostra esses seis episódios, os benefícios do regime de metas reaparecem:

**OCDE: Excluindo os episódios de desinflação que se iniciaram em até seis meses
depois da adoção do regime de metas de inflação**

Variável dependente: razão de sacrifício

Variável Explicativa	Coeficiente	p-valor
Dummy	-0,7970 (0,2850)	0,0064
Velocidade	-1,2697 (0,7347)	0,0877
Inflação Inicial	-0,0332 (0,0220)	0,1361
Constante	1,9993 (0,3117)	0,000
Número de Observações	87	
R^2 ajustado	0,081	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

Finalmente, incluímos uma dummy de tempo na especificação (1). Os resultados permanecem.

OCDE : Incluindo dummy de tempo

Variável dependente: razão de sacrifício		
Variável Explicativa	Coefficiente	p-valor
Dummy	-1,1416 (0,4269)	0,0089
Dummy - 1990	0,1793 (0,3271)	0,5849
Velocidade	-1,2422 (0,7779)	0,1139
Inflação Inicial	-0,0539 (0,0302)	0,0778
Constante	2,2564 (0,4367)	0,0000
Número de Observações	93	
R^2 ajustado	0,080	

* Estimativas de OLS. Erros padrões com correção de Newey-West entre parênteses

Ressalvamos que, devido à falta de indicadores para os países (nas datas dos episódios de desinflação), a independência ou não das autoridades monetárias não foi utilizada como uma variável de controle nas regressões. Existe a possibilidade, portanto, de que a redução dos custos de desinflação possa ser explicada não apenas pelo regime de metas, mas também pelo grau de independência das autoridades monetárias. No limite, poder-se-ia pensar o regime de metas como irrelevante, com todo o mérito da redução dos custos de desinflação recaindo sobre a independência da autoridade monetária.

Contrário a esse argumento está a idéia de que maior independência do Banco Central também pode causar aumentos nos custos de desinflação, por estar associada ao aumento do grau de rigidez nominal, como argumentado em Walsh (1995) e Posen (1995). Este aumento dos custos pode inclusive tornar o efeito líquido negativo, com os custos sendo maiores que os benefícios obtidos através do fator credibilidade.

Os estudos empíricos mostram, no entanto, resultados que favorecem o regime de metas de inflação nessa discussão. Além do já citado trabalho de Posen (1994), temos o trabalho de Walsh (1995) - que verificou em países da União Européia com bancos centrais mais independentes maiores custos de desinflação – e de Debelle e Fischer (1995), que encontraram uma relação estatisticamente significativa e positiva entre o índice de independência da autoridade monetária de Grilli, Masciandaro e Tabellini e perdas de produto (Eijffinger e De Haan, 1996). Uma investigação empírica adicional sobre essa relação, no entanto, continua necessária.

1.6 Conclusão

Procuramos neste artigo verificar os efeitos do regime de metas de inflação sob a razão de sacrifício nos países emergentes e no grupo de países da OCDE. Ao contrário dos resultados de Bernanke et al. (1999) para alguns países da OCDE, os resultados das regressões são favoráveis ao regime de metas de inflação. Os países que optaram pelo regime de metas de inflação verificaram uma redução na razão de sacrifício nas desinflações que ocorrem a partir de um semestre da data de implementação do regime, em relação aos países sem regime de metas, uma vez controlada a inflação inicial, a velocidade da desinflação e supostos efeitos de tempo. O efeito do novo arranjo monetário sobre a redução dos custos de desinflação, além de estatisticamente significativo, é também relevante do ponto de vista econômico. O desvio do produto real em relação à tendência é aproximadamente um ponto percentual menor, para cada ponto percentual de redução da taxa de inflação, nos países que optaram por metas de inflação, em relação aos países que não adotaram o regime de metas.

Como previsto por Sargent (1983), desinflações mais rápidas geram menores razões de sacrifício, no grupo de países da OCDE. Este resultado coincide com o encontrado por Bernanke et al. (1999), Posen (1995) e Ball (1994). Para a amostra total de países não foi possível concluir se são as desinflações mais rápidas ou mais graduais que reduzem a razão de sacrifício.

Como indicador de flexibilidade de preços e salários utilizamos a inflação inicial, e os resultados mostraram que quanto maior o nível dessa variável em cada episódio de

desinflação, menor a perda do produto, pois supostamente menor é o grau de rigidez nominal e maior é a transmissão de uma dada mudança nas expectativas para salários e preços. Resultado similar foi encontrado por Bernanke et al. (1999).

Referências

Alesina, Alberto. Summers, Lawrence H.. “Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence”. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No.2, 1993.

Bade, Robert. Parkin, Michael. “Central Bank Laws and Monetary Policy”, unpublished manuscript, 1982.

Ball, Laurence. “What Determines the Sacrifice Ratio?” – in “Monetary Policy”, edited by Gregory Mankiw. The University of Chicago Press, 1994.

Ball, Laurence. Mankiw, Gregory. Romer, David. “The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off”. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988.

Ball, Laurence. Sheridan, Niamh. “Does Inflation Targeting Matter?”, NBER Working Paper 9577, 2003.

Barro, Robert. Gordon, David. “Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy”. *Journal of Monetary Economics* 12, 1983.

Bernanke, Ben. Laubach, Thomas. Mishkin, Frederic S.. Posen, Adam S., “Inflation Targeting – Lessons from the International Experience” – Chapter 10, 1999.

Bruno, M. Sachs, J. “The Economics of Worldwide Stagflation”. Harvard University Press, 1985.

Corbo, Vittorio. Schmidt-Hebbel, Klaus. “Inflation Targeting in Latin America”. Central Bank of Chile, Working Paper 105, 2000.

Cukierman, Alex. Webb, Steven. Neyapti, Bilin. “The Measurement of Central Bank Independence and its Effects on Policy Outcomes”. *World Bank Economic Review*, 1992.

Cukierman, Alex. “Commitment through Delegation, Political Influence and Central Bank Independence”, in “A Framework for Monetary Policy”, edited by Wijnholds, Eijffinger e Hoogduin, Kluwer Academic Publishers, 1994.

Debelle, Guy. Fischer, Stanley. “How Independent Should a Central Bank Be?”, in Jeffrey Fuhrer, ed., “Goals, Guidelines and Constraints Facing Monetary Policymakers”, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series 38, 1995.

De Haan, Jakob. Van’t Hag, Gert. “Variation in Central Bank Independence Across Countries: Some Provisional Empirical Evidence”, *Public Choice* 85, 1995.

Drazen, Allan. “Political Economy in Macroeconomics”. Princeton, 2000.

Eijffinger, Sylvester. De Haan, Jakob. “The Political Economy of Central Bank Independence”. *Special Papers in International Economics*, Princeton University, 1996.

Fraga, Arminio. Goldfajn, Ilan. Minella, A.. “Inflation Targeting in Emerging Market Economies”. *NBER Macroeconomics Annual*, 2003.

Gonçalves, Carlos E.S.. Salles, João M.. “Inflation Targeting in Emerging Economies: What the data Say?”, unpublished manuscript, 2005.

Grilli, Vittorio. Masciandaro, Donato. Tabellini, Guido. “Political and Monetary Institutions and Public Finance Policies in Industrial Countries”, *Economic Policy* 13, 1991.

Grubb, S. Jackman, R. Layard, D. “Wage Rigidity in OECD Countries”. *European Economic Review*, 1983.

Kydland, F. Prescott, E. “Rules Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”. *Journal of Political Economy* 85, 1977.

Mankiw, N. G.. “Macroeconomics”. Fifth Edition, Worth Publishers, 2003. Mishkin, Frederic S.. “Inflation Targeting in Emerging Market Economies”, American Economic Review, Vol. 90, No.2, 2000.

Posen, A. “Central Bank Independence and Disinflationary Credibility: a Missing Link?”, Reserve Bank of New York - Staff Reports, 1995.

Sargent, Thomas. “Stopping Moderate Inflations: The Methods of Poincare and Thatcher” – in “Inflation, Debt and Indexation”, edited by Rudiger Dornbusch and Mario H. Simonsen. MIT Press, 1983.

Sargent, Thomas. “The Ends of Four Big Inflations.” In Sargent. “Rational Expectations and Inflation”, 1986.

Taylor, John B. “Union Wage Settlements During a Disinflation”, American Economic Review 73, 1983.

Wash, Carl. “Central Bank Independence and the Costs of Disinflation in the EC”, in Barry Eichengreen, Jeffry Frieden and Jurgen von Hagen, eds., “Monetary and Fiscal Policy in an Integrated Europe”, Springer-Verlag, 1995.

Walsh, Carl. “Monetary Theory and Policy”. Second Edition, MIT Press, 2003.

Wooldridge, Jeffrey. “Econometric Analysis of Cross Sectional and Panel Data”, MIT Press (2002).

2. Determinantes do Regime de Metas de Inflação

Resumo

Neste artigo procuramos identificar, através de um modelo com variável dependente binária, os determinantes para a adoção ou não adoção do regime de metas de inflação no grupo de países da OCDE. As hipóteses discutidas em Cukierman (1994), De Haan e Van't Hag (1995) e Eijffinger e De Haan (1996) para explicar a variação do grau de independência do Banco Central entre países - que envolvem alternância de poder entre partidos e dívida pública como fração do PIB - são testadas para o caso do regime de metas de inflação. Adicionalmente, são também testadas hipóteses que envolvem taxa de inflação, razão de sacrifício e a incidência de choques de oferta. Os resultados indicaram que inflação alta aumenta a probabilidade de adoção do regime de metas e dívida pública, como fração do PIB, diminui. Além de significantes, os efeitos dessas variáveis sobre a probabilidade de adoção do regime de metas são de magnitude relevante. Devido ao pequeno número de observações da amostra de países, utilizamos o método de bootstrap paramétrico para a construção de intervalos de confiança e para os testes de especificação do modelo, para garantir maior segurança aos resultados. Os resultados das simulações confirmaram os obtidos pela teoria assintótica.

2.1 Introdução

A partir do início da década de 1990, o sistema de metas de inflação passou a ser implementado como uma estratégia alternativa ao controle de agregados monetários e ao controle da taxa nominal de câmbio, ou à regra de juros, para atingir ou manter a estabilidade de preços. Inicialmente adotado na Nova Zelândia (1990), o regime de metas tornou-se rapidamente popular entre acadêmicos e responsáveis pela política monetária, sendo posteriormente implementado no Canadá (1991), Reino Unido (1992), Suécia (1993) e Austrália (1993), e mais recentemente em países emergentes, como Coreia do Sul (1998), Brasil (1999), Tailândia (2000) e Turquia (2006). No início de 2006, estima-se que 22 países, entre desenvolvidos e não desenvolvidos, utilizam este tipo de arranjo monetário. A

tabela 2.1 apresenta a lista de países e o respectivo ano de implementação do regime de metas:

Tabela 2.1 – Países com Metas de Inflação - 2006¹

País	Ano de Adoção
Austrália	1993
África do Sul	2000
Brasil	1999
Canadá	1991
Chile	1991
Colômbia	1999
Coréia do Sul	1998
Filipinas	2002
Hungria	2001
Islândia	2001
Israel	1992
México	1999
Noruega	2001
Nova Zelândia	1990
Peru	1994
Polônia	1998
Reino Unido	1992
República Tcheca	1998
Suécia	1993
Suíça	2000
Tailândia	2000
Turquia	2006

Fonte: Corbo e Hebbel (2000), Fraga, Goldfajn e Minella (2003).

A ampla e rápida aceitação do regime de metas de inflação justifica uma investigação sobre as variáveis que levam à sua escolha, como estratégia de condução de política monetária. Estamos interessados em saber se a adoção do regime de metas de inflação é aleatória entre os países ou se existem características específicas que aumentam a probabilidade de adoção do regime de metas de inflação.

Saber se a escolha do regime de metas é aleatória ou endógena é uma questão relevante para especificarmos corretamente qualquer modelo econométrico que utilize como variável explicativa, de algum resultado de interesse, a presença ou não do regime de metas de

¹ Espanha e Finlândia adotaram o regime de metas de inflação apenas temporariamente, entre 1993-98 e 1994-98, respectivamente (Corbo e Schmidt-Hebbel, 2000).

inflação. No capítulo um desta tese, procuramos verificar se o regime de metas de inflação contribui para a redução das razões de sacrifício dos episódios de desinflação, através de um modelo econométrico em que consideramos aleatória a decisão de adotar ou não o regime de metas. Sob a hipótese de exogeneidade, o estimador do efeito do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício é não-viesado, consistente e tem distribuição assintótica normal (Wooldridge, 2002). Se a hipótese de exogeneidade não for adequada, então é possível que o resultado de interesse esteja correlacionado com as variáveis que determinam a própria adoção do regime de metas, o que implicaria em vieses no estimador dos efeitos do regime de metas sobre a razão de sacrifício (Wooldridge, 2002). Nestes casos, a literatura sobre Efeitos Médios de Tratamento (Average Treatment Effects – ATE) oferece algumas soluções para correção do viés do estimador.

Neste capítulo, buscaremos identificar os fatores determinantes para a adoção ou não do regime de metas de inflação, considerando o grupo de países da OCDE². A razão para considerarmos apenas este grupo de países na análise é a limitada quantidade de dados verificada no grupo de países emergentes. Algumas variáveis explicativas potenciais, que podem teoricamente aumentar ou diminuir a probabilidade de adoção do regime de metas, foram extraídas de uma literatura correlata a esta, a que trata de explicar a variação do grau de independência do Banco Central entre países.

Para identificação dos fatores relevantes para a adoção ou não do regime de metas, utilizamos um modelo com variável dependente binária igual a 1 para os países que adotaram regime de metas e igual a 0 para os que não adotaram. As hipóteses formuladas originalmente para explicar a variação do grau de independência do Banco Central entre países - que envolvem dívida pública como fração do PIB e alternância de poder entre partidos - discutidas nos trabalhos de Cukierman (1994), De Haan e Van't Hag (1995) e em Eijffinger e De Haan (1996), são testadas para o caso do regime de metas de inflação. Adicionalmente, outras três hipóteses, que envolvem a taxa de inflação, a razão de sacrifício e a incidência de choques de oferta sobre a economia também são testadas.

² Compreendem o grupo da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) trinta países: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coreia do Sul, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hungria, Irlanda, Israel, Itália, Japão, Luxemburgo, México, Noruega, Nova Zelândia, Polônia, Portugal, Reino Unido, República Tcheca, República Eslovaca, Suécia, Suíça e Turquia.

Devido ao tamanho limitado de nossa amostra de países (30 no total), não baseamos nossas conclusões apenas nos intervalos de confiança sugeridos pela teoria assintótica. Construímos adicionalmente intervalos de confiança a partir de simulações de bootstrap, para aumentar a segurança dos resultados. Dois testes de especificação do modelo propostos por Davidson e Mackinnon (2004) – o teste de heterocedasticidade e o teste de verificação de variável relevante omitida, estritamente válidos assintoticamente - também são realizados com a utilização dessa técnica.

Este capítulo divide-se em cinco partes, além desta introdução. A seção 2 trata da literatura sobre os determinantes da independência do Banco Central, base para a discussão do tema deste capítulo. Na seção 3 analisamos os determinantes potenciais para a adoção do regime de metas de inflação. Na seção 4 apresentamos os dados utilizados nas regressões e a metodologia de análise. Na seção 5 apresentamos os resultados das estimações e na seção 6 concluímos. Os apêndices 1 e 2 são dedicados à metodologia de bootstrap.

2.2 Literatura

O estudo empírico mais próximo a este é o de De Haan e Van't Hag (1995), que procuraram identificar os determinantes para o grau de independência do Banco Central, considerando também o grupo de países da OCDE. Os autores testaram as hipóteses formuladas por Cukierman (1994) e Posen (1993) para explicar o grau de independência do Banco Central, através de uma regressão por mínimos quadrados ordinários das medidas de independência da autoridade monetária³ construídas por Cukierman (1992) e por Grilli, Masciandaro e Tabellini (1991) contra as seguintes variáveis explicativas: taxa de desemprego de equilíbrio e diferença entre taxa de desemprego corrente e taxa de desemprego de equilíbrio (duas variáveis *proxy* para o viés inflacionário da política monetária discricionária), estimadas para 19 países da OCDE por Layard, Nickell e Jackman (1991), dívida pública como percentagem do PIB, alternância de poder entre partidos (uma medida de instabilidade política), taxa de inflação e envolvimento da autoridade monetária na supervisão do setor financeiro.

³ Para detalhes sobre a construção dos índices de independência do Banco central, ver capítulo 1 desta tese.

A relação entre o grau de independência da autoridade monetária e as variáveis explicativas do modelo econométrico de De Haan e Van't Hag (1995) são discutidas em Cukierman (1994) e em Posen (1993).

Cukierman (1994) argumenta que o grau de independência do Banco Central é positivamente relacionado com o nível natural de emprego. De acordo com este autor, quanto menor o nível natural de emprego maior é o incentivo da autoridade monetária de provocar surpresas inflacionárias. Como este incentivo é antecipado pelos agentes, o resultado é um equilíbrio com nível de emprego igual ao nível natural e inflação mais alta por conta do viés inflacionário. Este resultado poderia ser evitado caso a autoridade monetária sinalizasse maior preocupação com inflação e menor preocupação com o nível de atividade econômica⁴. Os ganhos obtidos com o aumento da independência do Banco Central (e, conseqüentemente, de sua credibilidade) seriam maiores do que os custos de perda de flexibilidade.

Para Cukierman, o grau de independência do Banco Central é positivamente relacionado com o nível da dívida pública. Por trás dessa hipótese está o seguinte raciocínio: existe um interesse político em aumentar a independência do Banco Central quando a dívida pública é alta para reduzir o componente do viés inflacionário na inflação esperada e, conseqüentemente, as despesas com juros nominais, ou o desconto nas compras de títulos públicos. Novamente, num cenário onde a dívida pública é alta, os benefícios da maior independência da autoridade monetária excederiam os custos da perda de flexibilidade.

Uma outra hipótese é a de que existe uma relação entre o grau de independência do Banco Central e o grau de instabilidade política. Quando é alta a probabilidade do partido incumbente ser substituído na administração pública, existe um maior interesse político em tornar o Banco Central independente, para reduzir as opções de financiamento de gastos do partido rival em bens que não são da preferência do partido incumbente. O grau de independência da autoridade monetária, de acordo com Cukierman, deve variar positivamente com a alternância de poder.

⁴ A redução da inflação de equilíbrio que ocorre através da sinalização, pela autoridade monetária, de maior preocupação com a taxa de inflação é um resultado básico dos modelos de inconsistência temporal da política monetária. Para a verificação desse resultado num modelo bastante simples ver, por exemplo, "Is Europe Going Too Far?" de Alesina e Wacziarg (1999). Uma discussão dos efeitos sobre a inflação de equilíbrio da indicação de um banqueiro central mais conservador do que a sociedade é encontrada em Rogoff (1985).

Para Posen (1993), países onde a autoridade monetária não é responsável pela supervisão do setor financeiro são menos tolerantes com inflação e possuem bancos centrais mais independentes. Os empréstimos de liquidez para instituições financeiras podem enfraquecer a reputação anti-inflacionária do Banco Central, assim como insucessos na tentativa de evitar falências bancárias podem gerar dúvidas sobre sua atuação na tarefa de estabilizar preços.

De Haan e Van't Hag verificaram, em seu estudo empírico, que o grau de independência da autoridade monetária é negativamente relacionado com a alternância de poder (um resultado contrário à predição de Cukierman (1994)) e positivamente relacionado com a experiência com inflação. Uma explicação possível para esses resultados será apresentada na seção seguinte, que trata dos determinantes para adoção do regime de metas de inflação. As hipóteses formuladas por Cukierman sobre a relação entre independência do Banco Central e as variáveis dívida pública como fração do PIB e viés inflacionário da política monetária (medido pela taxa natural de desemprego e pelo desvio da taxa de desemprego em relação ao nível natural) não encontraram amparo nos resultados de De Haan e Van't Hag: os valores dos coeficientes estimados para essas variáveis não foram estatisticamente diferentes de zero. Os resultados sobre a hipótese formulada por Posen (1993) sobre a relação entre o grau de independência da autoridade monetária e o engajamento na supervisão do sistema financeiro também não foram conclusivos.

2.3 Determinantes para a Adoção do Regime de Metas

O regime de metas apresenta, em nível teórico, as vantagens de transparência, possibilidade de acomodação parcial de choques de oferta, redução do nível e da volatilidade da inflação e diminuição dos custos de desinflação – estes dois últimos benefícios devido à possibilidade de coordenação das expectativas de inflação. A coordenação de expectativas existe se o comprometimento da autoridade monetária em atingir determinada meta para a taxa de inflação for crível, na percepção dos agentes. Do ponto de vista do formulador da política monetária, o custo de adoção do regime de metas é a perda de flexibilidade na política monetária, necessária em alguns momentos para diminuir a taxa de desemprego ou o valor real do estoque de dívida pública. A partir do *trade-off* entre credibilidade e flexibilidade, podemos identificar possíveis determinantes

para a decisão de implementação do regime de metas de inflação: a própria taxa de inflação, a razão de sacrifício, a razão dívida pública/PIB e a incidência de choques de oferta sobre a economia. Além destas, uma medida de instabilidade política – a alternância de poder entre partidos rivais – pode em princípio também explicar a adoção do regime de metas.

A identificação da taxa de inflação como possível determinante para adoção do regime de metas baseia-se na hipótese de que, em economias com histórico de inflação alta, existe maior clamor popular por medidas de combate à inflação ou iniciativas que evitem seu ressurgimento. Bernanke et al. (1999) afirmam que um dos principais benefícios do regime de metas de inflação é impedir reinícios de processos inflacionários - que podem ocorrer logo após choques inflacionários temporários - por ancorar as expectativas de inflação do público em torno da meta de inflação estabelecida⁵.

No capítulo 1 deste trabalho verificamos que o regime de metas de inflação pode explicar a redução da razão de sacrifício nas economias emergentes e no grupo de países da OCDE, desde que decorrido um prazo para que o comprometimento da autoridade monetária com o atingimento da meta de inflação seja percebido pelos agentes. Sendo assim, é natural imaginar que países que apresentam alta razão de sacrifício, definida como a perda do produto ou aumento da taxa de desemprego resultante da redução em um ponto percentual da taxa de inflação, podem adotar o regime de metas para diminuir os custos de redução da taxa de inflação. Considerando-se uma curva de Phillips sob a hipótese de expectativas racionais, a diminuição da taxa de inflação poderia ser obtida através da redução da inflação esperada, e não somente via aumento da taxa de desemprego em relação ao nível natural, caso o Banco Central tornasse crível para os agentes seu compromisso em reduzir a taxa de inflação. Sendo assim, temos uma possível conjectura: quanto maior a razão de sacrifício maior deve ser a probabilidade do Banco Central adotar o regime de metas de inflação.

A alternância de poder entre partidos rivais e com preferências distintas teoricamente apresenta efeitos dúbios sobre a probabilidade de implementação do regime de metas.

⁵ Dentro dessa mesma linha de raciocínio podemos citar a relação entre o histórico de duas hiperinflações na Alemanha no século XX e o firme comprometimento do *Bundesbank* com a estabilidade de preços na época atual.

Quanto maior a probabilidade do partido incumbente ser removido da administração, maior é o interesse político em implementar o regime de metas de inflação e assim restringir as opções de financiamento de gastos do partido rival ou sua capacidade de reduzir o estoque da dívida pública, como formulado por Cukierman (1994). A maior alternância de poder, de acordo com essa hipótese, aumentaria a probabilidade de adoção do regime de metas.

No entanto, ao adotar o regime de metas, o partido incumbente também restringe seu próprio conjunto de ações políticas. É possível que os benefícios de uma surpresa inflacionária auferidos pelo partido incumbente ultrapassem os ganhos obtidos por limitar as futuras ações políticas do partido rival. Neste caso, quanto maior a alternância de poder, menor a probabilidade de adoção do regime de metas.

Em países onde a razão dívida pública/PIB é alta, menor é o interesse político em adotar o regime de metas, pois maiores são os benefícios da redução do valor real do estoque da dívida do governo através de uma surpresa inflacionária. Pode-se levantar a hipótese, no entanto, de que nessas circunstâncias há um aumento do incentivo do Banco Central em implementar o sistema de metas, justamente para evitar que este tipo de incentivo seja antecipado pelos agentes e gere aumentos da inflação esperada. Cukierman (1994) considerou exatamente este efeito ao argumentar que um estoque de dívida alto induz a delegação de maior independência do Banco Central, para reduzir a taxa nominal de juros que incide sobre a dívida. O mesmo argumento pode ser aplicado para o caso de metas de inflação. Dessa forma, o efeito da razão dívida/PIB sob a probabilidade de adoção do regime de metas, em teoria, também é ambíguo.

Finalmente, o grau de incidência dos choques de oferta pode ser uma variável relevante para explicar a implementação da estratégia de metas de inflação. No caso de adotar o regime de metas de inflação, o Banco Central pode utilizar apenas parcialmente a política monetária para acomodar choques de oferta e evitar desvios significativos do produto em relação ao nível natural. Presume-se com isto que a maior incidência de choques de oferta sobre a economia diminui a probabilidade do Banco Central adotar o sistema de metas de inflação.

Na próxima seção apresentaremos os dados e a metodologia utilizada para o teste das hipóteses apresentadas.

2.4 Dados e Metodologia

Nas estimações, utilizamos os modelos econométricos de variável dependente binária Probit e Logit. A variável dependente assume o valor 1 se o país adota o regime de metas (T - Targeter) e 0 em caso contrário (NT – Non Targeter). As variáveis explicativas do modelo são: inflação, razão de sacrifício, grau de alternância de poder, volatilidade da taxa de crescimento do investimento – uma variável *proxy* para a incidência de choques de oferta – e a razão dívida pública/PIB. A tabela 2.2 apresenta os dados utilizados nas regressões.

Tabela 2.2 – Dados OCDE

País	Status (T/NT)	Inflação	Razão de Sacrifício (%)	Alternância de Poder	Volatilidade da taxa de crescimento da FBCF	Dívida/PIB
Alemanha	NT	2,59	1,67	0,04	4,30	20,94
Austrália	T	5,25	1,38	0,13	6,03	8,42
Áustria	NT	3,24	0,26	0,08	4,75	50,38
Bélgica	NT	2,45	0,56	0,35	9,04	116,74
Canadá	T	4,46	2,38	0,05	5,23	45,27
Coréia do Sul	T	4,96	0,68	0,15	11,83	9,74
Dinamarca	NT	1,96	-	0,15	8,85	73,50
Espanha	NT	5,58	1,08	0,05	6,78	42,95
Estados Unidos	NT	3,13	2,26	0,12	6,39	48,26
Finlândia	NT	4,91	5,44	0,13	8,72	20,39
França	NT	2,23	1,00	0,12	3,99	36,11
Grécia	NT	13,92	0,86	0,21	11,31	114,14
Holanda	NT	2,76	-	0,23	4,43	59,73
Hungria	T	15,18	0,28	0,23	7,53	62,17
Irlanda	NT	2,52	-	0,15	9,62	81,04
Islândia	T	2,83	-	0,36	12,94	42,37
Itália	NT	5,03	0,49	0,38	3,79	109,78
Japão	NT	1,37	1,79	0,12	6,59	55,00
Luxemburgo	NT	2,79	-	0,12	11,33	2,12
México	T	22,58	-	0,00	12,75	32,18
Noruega	T	2,30	0,41	0,21	6,86	23,09
Nova Zelândia	T	11,64	0,99	0,20	8,64	66,50
Polônia	T	21,59	-	0,25	9,40	48,60
Portugal	NT	7,14	1,95	0,32	8,50	60,35
Reino Unido	T	6,35	0,91	0,09	5,75	37,92
Rep. Eslovaca	NT	9,70	-	0,50	17,44	21,49
Rep. Tcheca	T	7,30	-	0,17	14,54	11,28
Suécia	T	6,89	1,11	0,26	6,43	46,65

País	Status (T/NT)	Inflação	Razão de Sacrifício (%)	Alternância de Poder	Volatilidade da taxa de crescimento da FBCF	Dívida/PIB
Suíça	T	0,80	1,20	0,00	5,77	25,11
Turquia	T	37,64	-	0,50	15,99	47,06

Fonte: Elaborado pelo autor a partir da base de dados da OCDE e IMF International Financial Statistics, e do Political Handbook of the World, edição de 1998.

Considerando-se inicialmente os países com regime de metas, os dados sobre inflação referem-se à inflação média anual nos cinco anos anteriores à implementação do regime, e foram obtidos na base IMF International Financial Statistics. O índice de alternância de poder corresponde à frequência de trocas de poder entre partidos, em períodos de regime democrático, de 1970 até o ano de implementação do regime de metas ou até o ano de 1998, e foi construído a partir das informações obtidas no Political Handbook of the World, edição de 1998, editado por Banks e Muller.

Como variável *proxy* para a incidência de choques sobre a economia, utilizamos o desvio padrão da taxa de crescimento do investimento, calculado a partir da série com as taxas de crescimento anuais da formação bruta de capital fixo da base de dados do Banco Mundial⁶ (World Development Indicators), no período que compreende o ano de 1970 e o ano de implementação do regime de metas, para obter maior consistência no resultado. A razão dívida pública/PIB corresponde à média dessa variável nos cinco anos anteriores à adoção do regime de metas. Os dados sobre dívida pública estão disponíveis na base de dados da OCDE (série Central Government Debt/GDP)⁷.

A razão de sacrifício é a variável que procura capturar o custo, em termos de perda de produto, da redução de cada ponto percentual da taxa de inflação, e foi calculada a partir das séries trimestrais de inflação e do produto real dessazonalizado, da base de dados IMF Financial Statistics. Identificamos como episódio de desinflação um declínio da taxa de inflação de pelo menos 2 pontos percentuais, que pode ocorrer ao longo de um número variado de trimestres. Para exemplificar a metodologia, consideremos que, ao longo de cinco trimestres consecutivos, a taxa de inflação seja de 6%, 8%, 5%, 2% e 3%. Neste

⁶ [http:// www.sima.ext-worldbank.org/query](http://www.sima.ext-worldbank.org/query).

⁷ <http://www.oecd.org>

caso, temos um episódio de desinflação que se inicia no segundo trimestre e termina no terceiro trimestre, com uma variação da inflação de seis pontos percentuais. Assim como Ball (1994), consideramos apenas os casos onde a inflação no início do episódio era menor ou igual a 20%. Para obtermos a razão de sacrifício desse episódio, dividimos o somatório dos desvios do logaritmo do número índice do produto real em relação à sua tendência de longo prazo⁸, nos trimestres 2, 3 e 4, pela variação da inflação no episódio.

Para os países que adotaram o regime de metas de inflação, consideramos as razões de sacrifício dos episódios desinflação que estiveram em curso nos dez anos anteriores ao ano de implementação do regime. O horizonte de dez anos se justifica pela baixa frequência de episódios verificada na maioria dos países. Na eventualidade de existirem dois ou mais episódios de desinflação nesse período, a razão de sacrifício apresentada corresponde à média das razões de sacrifício dos episódios encontrados.

Com a utilização dessa metodologia, encontramos episódios de desinflação e razões de sacrifício para 20 países da OCDE⁹. A tabela 2.3 apresenta a data, a duração, a variação da inflação, a inflação inicial e a razão de sacrifício dos episódios de desinflação encontrados.

Para os países não-targeters, em que não existe uma data de adoção do regime de metas, há o problema de definição do período a ser considerado para cálculo das variáveis. Ball e Sheridan (2003) se defrontaram com o mesmo problema, num estudo sobre efeitos do regime de metas sobre inflação média, variabilidade da inflação, taxa de crescimento do produto e variância do produto nos países da OCDE. Os autores definiram a data de delimitação para os não-targeters como sendo a média das datas de adoção do regime nos países targeters. O mesmo critério foi aplicado neste estudo. O “ano de adoção” do regime de metas para os países não-targeters é 1996, a média dos anos de implementação do regime dos países targeters da nossa amostra.

⁸ A tendência de longo prazo foi calculada a partir da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott sobre a série do logaritmo do número índice do produto real, com parâmetro de suavização $\lambda = 1600$. Corbo e Schmidt-Hebbel (2000) utilizaram o mesmo filtro para o cálculo de razões de sacrifício nos países da América Latina.

⁹ Dinamarca, Holanda, México, República Eslovaca não apresentaram episódios de desinflação no período considerado. A Turquia apresenta na maioria dos trimestres taxas de inflação superiores a 20%. Islândia, Irlanda, Luxemburgo, Polônia e República Tcheca não dispõem de dados trimestrais de produto no período relevante para a análise.

Tabela 2. 3 – Episódios de Desinflação-OCDE

País	Episódio	Duração (Trimestres)	Inflação Inicial	Variação da Inflação	Razão de Sacrifício (%)
Alemanha	1993:3 – 1996:1	11	4,51	3,08	1,67
Austrália*	1990:4 – 1991: 4	5	6,85	5,34	
	1983:1 – 1984:4	8	11,45	8,88	1,38
Áustria	1985:2 – 1986:2	5	3,62	2,16	0,26
Bélgica	1984:2 – 1986:4	11	7,15	6,49	0,56
Canadá	1981:3 – 1983:4	10	12,71	8,19	2,38
Coréia do Sul	1991:4 – 1993:1	6	9,05	4,42	0,68
Espanha*	1986:3 – 1987:3	5	9,48	4,84	
	1996:3 – 1997:2	4	3,67	2,10	1,08
Estados Unidos	1990:4 – 1992:1	6	6,22	3,35	2,26
Finlândia	1985:1 – 1986:3	7	6,48	3,16	
	1993:1 – 1994:1	5	2,59	2,30	5,44
França	1985:2 – 1986:3	6	6,46	4,36	1,00
Grécia*	1986:4 -1987:1	2	19,49	3,11	
	1987:2 – 1988:2	5	17,82	5,4	0,86
Hungria	1997:4 – 1999:2	7	18,14	8,99	0,28
Itália*	1985:2 – 1987:1	8	9,42	5,17	
	1995:3 – 1997:3	9	5,68	3,86	0,49
Japão	1985:3 – 1987:1	7	2,41	3,26	1,79
Noruega	1990:4 – 1992:1	6	4,51	2,09	0,41
Nova Zelândia*	1982:2 – 1983:4	7	17	13,45	
	1985:2 – 1986:2	5	16,68	6,26	0,99
Portugal*	1985:3 – 1987:2	8	16,4	7,3	
	1992:2 – 1993:2	5	9,6	3,78	
	1993:4 -1994:4	5	6,47	2,31	
	1995:1 – 1996:1	5	4,62	2,19	
	1996:3 – 1997:3	5	3,61	2,04	1,95
Reino Unido*	1982:1 – 1983:2	6	11,12	7,36	
	1985:2 – 1986:3	6	6,97	4,35	
	1990:3 – 1992:1	7	10,43	6,33	0,91
Suécia	1991:1 – 1992:2	6	11,28	9,12	1,11
Suiça	1993:3 – 1994:4	6	3,51	3,02	1,20

Fonte: Elaborado pelo autor a partir da base de dados do FMI.

* A razão de sacrifício corresponde à média das razões de sacrifício dos episódios de desinflação.

Apresentamos a seguir gráficos com os valores médios das variáveis para o grupo de países que adotaram o regime de metas e para o grupo de países que não adotaram o regime de metas de inflação.

Gráfico 1

Fonte: Cálculos do autor

Gráfico 2

Fonte: Cálculos do autor

Gráfico 3

Fonte: Cálculos do autor

Gráfico 4

Fonte: Cálculos do autor

Gráfico 5

Fonte: Cálculos do autor

O exame dos gráficos revela que inflação e dívida pública podem ser variáveis relevantes para explicar a adoção do regime de metas. Aparentemente, inflação alta é uma variável importante para explicar a implementação do regime, enquanto dívida pública alta, contrariando a hipótese de Cukierman (1994), pode explicar a não adoção do regime de metas de inflação.

Podemos também verificar que os países que adotaram o regime de metas apresentaram razões de sacrifício mais baixas em relação aos países que não adotaram o sistema de metas, no período anterior à implementação do regime. Ao contrário do que seria razoável esperar, razões de sacrifício maiores do que a média não parecem ser determinantes para a

escolha do regime de metas de inflação. A volatilidade do investimento e o nível de instabilidade política não são muito diferentes para os dois grupos de países.

A seguir apresentamos os resultados da estimação dos modelos Probit e Logit.

2.5 Resultados

Os resultados da estimação através dos modelos Probit e Logit são apresentados na Tabela 2.4. As variáveis explicativas do modelo são: (1) Inflação, (2) Alternância de poder, (3) Volatilidade da taxa de câmbio real, (4) Razão Dívida Pública/PIB e (5) Razão de sacrifício. Como dez países da amostra não apresentam dados de razão de sacrifício, inicialmente estimamos os modelos considerando um grupo de 20 países.

Tabela 2.4 - Resultados OCDE (20 países)						
Regressor	Coef.	Probit dF/dx	P-valor	Coef.	Logit dF/dx	P-valor
(1)	0,380 (1,46)	0,140	0,144	0,611 (1,42)	0,134	0,154
(2)	-0,715 (-0,13)	-0,263	0,894	-0,814 (-0,09)	-0,272	0,928
(3)	0,025 (0,07)	0,009	0,945	0,112 (0,17)	0,008	0,862
(4)	-0,072 (-2,01)	-0,026	0,045	-0,121 (-1,94)	-0,032	0,052
(5)	-0,622 (-1,57)	-0,229	0,116	-1,086 (-1,49)	-0,247	0,135
Constante	1,883 (1,09)		0,276	2,877 (0,98)		0,329
Número de Observações	20			20		
Log-Likelihood Ratio (LR)	13,39			13,30		
R^2 McFadden	0,48			0,48		

* Estatística z entre parênteses.

As estimativas dos coeficientes foram obtidas através da maximização da função de verossimilhança, com função de distribuição cumulativa normal padrão para o modelo Probit e logística para o modelo Logit. Considerando-se o grupo de 20 países, a única variável explicativa estatisticamente significativa é a razão Dívida Pública/PIB. O coeficiente da variável dívida pública é estatisticamente diferente de zero com 95% de confiança, de acordo com o teste assintótico do modelo Probit, indicando que dívida pública alta como proporção do PIB diminui a probabilidade de adoção do regime de metas. No modelo Logit o coeficiente da variável dívida pública é significativo para $\alpha = 5,2\%$. O coeficiente da variável razão de sacrifício não é significativo para $\alpha = 10\%$ nos dois modelos.

Os coeficientes estimados de modelos não-lineares não representam necessariamente os efeitos marginais de mudanças nas variáveis explicativas sobre a variável dependente. No modelo Probit, estes são dados por $\phi(\beta'X)\beta$, onde $\phi(\cdot)$ é a função de densidade normal padrão. No modelo Logit, os efeitos marginais são dados por $\Lambda(\beta'X)[1 - \Lambda(\beta'X)]$, onde $\Lambda(\beta'X)$ denota a função de distribuição cumulativa logística. Os efeitos marginais, mostrados na coluna dF/dx nas tabelas 2.4 e 2.5, indicam a mudança na probabilidade de adoção do regime de metas decorrente do aumento em uma unidade da variável explicativa. Estes efeitos são avaliados com a utilização das médias amostrais dos dados, e podem variar significativamente com a utilização de níveis específicos. Para maiores detalhes sobre os efeitos marginais nos modelos Probit e Logit, ver Greene (2000) e Gujarati (2000).

O efeito da dívida pública sobre a probabilidade de adoção do regime de metas, além de estatisticamente significativo, apresenta também magnitude relevante. Considerando-se os resultados do modelo Probit, para cada aumento de um ponto percentual na razão dívida pública/PIB, a probabilidade de adoção do regime de metas aumenta em 0,026 (um aumento da razão dívida pública/PIB de um ponto percentual implica numa diminuição da probabilidade de adoção do regime de metas de 0,50 para 0,474, por exemplo). Resultados muito similares são indicados pelo modelo Logit.

A estatística LR testa a hipótese nula de que todos os coeficientes do modelo, exceto a constante, são zero, e tem distribuição teórica χ^2 sob a hipótese nula, com graus de

liberdade determinados pelo número de parâmetros do modelo. Como o valor crítico da estatística χ_2 com 6 graus de liberdade é 12,59, rejeitamos a hipótese nula de que todos os coeficientes dos modelos são zero. O R^2 de McFadden, igual a 0,48, é uma medida análoga ao coeficiente de determinação dos modelos lineares.

Como encontramos razões de sacrifício para apenas vinte países, uma parte relevante da informação contida em nossa amostra de dados não foi considerada nas estimações. Na regressão seguinte, optamos por utilizar os dados de inflação, dívida, alternância de poder e volatilidade da taxa de câmbio dos 30 países da OCDE, excluindo a razão de sacrifício do grupo de variáveis independentes. A tabela 2.5 apresenta os resultados das estimações onde a razão de sacrifício não aparece como variável explicativa:

Tabela 2.5 - Resultados OCDE						
Regressor	Coef.	Probit dF/dx	P-valor	Coef.	Logit dF/dx	P-valor
(1)	0,193 (1,98)	0,077	0,048	0,338 (1,87)	0,079	0,061
(2)	0,039 (0,01)	0,015	0,990	-0,253 (-0,05)	0,014	0,964
(3)	-0,088 (-0,73)	-0,035	0,468	-0,162 (-0,78)	-0,032	0,436
(4)	-0,030 (-2,03)	-0,012	0,042	-0,050 (-1,95)	-0,013	0,051
Constante	0,768 (0,79)		0,428	1,347 (0,82)		0,411
Número de Observações	30			30		
Log-Likelihood Ratio (LR)	13,35			13,26		
R^2 McFadden	0,32			0,32		

* Estatística z entre parênteses.

Considerando o grupo todo de países, os coeficientes de dívida pública e inflação são estatisticamente diferentes de zero com 95% de confiança. Elevadas taxas de inflação aumentam a probabilidade de adoção de metas de inflação, enquanto dívida pública alta como proporção do PIB diminui a probabilidade de adoção do regime de metas de inflação. Os efeitos marginais continuam importantes do ponto de vista econômico: cada aumento de um ponto percentual na taxa de inflação implica num aumento de 0,077 na probabilidade de adoção do regime de metas, enquanto que cada aumento de um ponto percentual na razão dívida pública/PIB diminui a probabilidade de adoção em 0,012. Esses resultados do modelo Probit, obtidos a partir de uma amostra maior de países, evidentemente são mais representativos que os obtidos na estimação anterior.

O valor crítico da estatística χ^2 com 5 graus de liberdade é 11,07, logo novamente rejeitamos a hipótese nula de que todos os coeficientes dos modelos são zero. O teste de heterocedasticidade proposto por Davidson e Mackinnon (2004), realizado a partir de amostras de bootstrap, não acusou a presença de heterocedasticidade. Outro teste realizado com amostras de bootstrap e sugerido pelos mesmos autores, o de verificação de variáveis explicativas relevantes omitidas, também não indicou erros de especificação no modelo utilizado. No apêndice 1 apresentamos a construção dos dois testes e os resultados.

2.6 Intervalos de Confiança com Bootstrap

Para verificarmos se as estimativas dos coeficientes dos modelos de variável dependente binária são estatisticamente diferentes de zero, utilizamos as distribuições assintóticas dos estimadores, válidas para o caso de amostras grandes. Como a amostra de países é pequena (30 observações no total), optamos por construir também intervalos de confiança a partir da distribuição empírica dos estimadores, encontrada através do método de bootstrap, para não fundamentar nossos resultados apenas na teoria assintótica.

Considerando-se a cobertura dos intervalos, estudos indicam que os intervalos construídos através de bootstrap apresentam melhor desempenho que os intervalos de confiança assintóticos, para amostras pequenas. A cobertura de um intervalo de confiança é a probabilidade do intervalo conter o verdadeiro valor do parâmetro. Em nossa análise, estamos interessados em obter intervalos de confiança que contenham o verdadeiro valor

do parâmetro com 95% de probabilidade. Se a distribuição dos parâmetros fosse conhecida, poderíamos construir intervalos de confiança exatos, ou seja, intervalos de confiança onde a cobertura é igual ao nível de confiança desejado. Como a distribuição dos parâmetros não é conhecida, a alternativa é construir intervalos de confiança aproximados, utilizando ou a teoria assintótica ou o método de bootstrap (Davidson e Mackinnon (2004). Efron e Tibshirani (1993) e Mackinnon (2002) indicam que os intervalos de confiança construídos a partir do método de bootstrap, para amostras pequenas ($n < 80$ no estudo de Mackinnon (2002) e $n = 10$ em Efron e Tibshirani (2003)), apresentam melhor cobertura do que os intervalos de confiança construídos a partir da teoria assintótica, ou seja, a cobertura do intervalo de confiança construído através de bootstrap está mais próxima do nível de confiança desejado do que a cobertura do intervalo de confiança assintótico.

O método de construção de intervalos de confiança por bootstrap consiste em utilizar as informações contidas na amostra original para a obtenção da distribuição empírica dos estimadores. Em nosso estudo, utilizamos o vetor de médias e a matriz de variância e covariância da amostra original para obtermos 2000 amostras artificiais de dados. Para cada uma das amostras estimamos os coeficientes do modelo Probit, obtendo assim a distribuição empírica de cada um dos coeficientes da tabela 2.5. A partir da distribuição empírica construímos dois tipos de intervalos de confiança: o intervalo do percentil e o intervalo do viés corrigido.

No apêndice 1 explicamos com mais detalhes a metodologia de bootstrap e a forma como foram construídos os dois tipos de intervalos de confiança. Uma excelente discussão introdutória sobre a metodologia é apresentada em Efron e Tibshirani (1993).

Os intervalos de confiança com base nas distribuições empíricas dos estimadores do modelo Probit foram encontrados com a utilização do software Mathematica 5.0. As rotinas para geração de amostras artificiais e para o cálculo das estimativas dos coeficientes pelo método de máxima verossimilhança demandaram esforço considerável e são apresentadas no apêndice 2 deste capítulo.

Os testes de heterocedasticidade e de verificação de variável relevante omitida também foram realizados através do método de bootstrap. Tratam-se na verdade dos testes

sugeridos por Davidson e Mackinnon (2004) para modelos de variável dependente binária. As rotinas desses dois testes são descritas no apêndice 2.

A tabela 2.6 apresenta os intervalos com 95% de confiança construídos a partir do método de bootstrap:

Tabela 2.6 – Intervalos de Confiança de Bootstrap

Variável	Intervalo	0,025	0,975
Inflação	Percentil	0,027	5,745
	Viés Corrigido	0,222	35,964
Alternância de Poder	Percentil	-12,401	14,439
	Viés Corrigido	0,280	18,673
Volatilidade do Investimento	Percentil	-0,938	0,268
	Viés Corrigido	-0,112	0,268
Dívida Pública / PIB	Percentil	-0,698	-0,002
	Viés Corrigido	-0,033	-0,002

Fonte: Elaboração do autor

De acordo com os resultados de bootstrap, as estimativas dos coeficientes variáveis inflação e dívida pública são estatisticamente diferentes de zero com 95% de confiança, de acordo com o intervalo do percentil, pois o valor zero não está incluído nos intervalos de confiança construídos através desse método. O intervalo de confiança de viés corrigido, no entanto, representa um aprimoramento em relação ao intervalo de confiança do percentil (Efron e Tibshirani, (1993)). Podemos verificar que o valor zero também não está incluído nos intervalos de confiança de viés corrigido para os coeficientes das variáveis dívida pública/PIB, inflação e alternância de poder. Este resultado não só confirma as conclusões obtidas a partir das distribuições assintóticas dos estimadores, como sugere que uma maior alternância de poder entre partidos aumenta a probabilidade de adoção do regime de metas de inflação.

2.7 Conclusão

Neste artigo procuramos identificar variáveis determinantes para a implementação do regime de metas de inflação para o grupo de países da OCDE. Utilizamos modelos de variável dependente binária para testar se as hipóteses discutidas por Cukierman (1994), De Haan e Van't Hag (1995) e Eijffinger e De Haan (1996) para explicar a independência do Banco Central – que envolvem dívida pública como proporção do PIB e alternância de poder entre partidos - podem ser aplicadas para o caso do sistema de metas de inflação. Adicionalmente, testamos se inflação, incidência de choques de oferta e a razão de sacrifício também podem explicar a escolha deste tipo de arranjo monetário.

Os resultados das estimações indicaram que inflação e dívida pública alta como fração do PIB alteram de modo significativo a probabilidade de adoção do regime de metas. Cada aumento de um ponto percentual na taxa de inflação aumenta a probabilidade de adoção de metas de inflação em 0,078, enquanto que cada aumento de um ponto percentual na razão dívida pública/PIB diminui a probabilidade de adoção em 0,029.

As simulações com bootstrap paramétrico confirmaram os resultados obtidos com a utilização das distribuições assintóticas dos estimadores, e sugeriram adicionalmente que uma maior alternância de poder entre partidos aumenta a probabilidade de adoção do regime de metas de inflação.

Referências

Alesina, A. Wacziarg, R. “Is Europe Going Too Far? ”. NBER Working Papers 6883 (1999).

Ball, Laurence. “What Determines the Sacrifice Ratio?” – in “Monetary Policy”, edited by Gregory Mankiw. The University of Chicago Press, 1994.

Ball, Laurence. Sheridan, Niamh. “Does Inflation Targeting Matter?”, NBER Working Paper 9577, 2003.

Banks, A. Muller, T. “Political HandBook of the World”, CSA Publications, 1998.

Bernanke, Ben. Laubach, Thomas. Mishkin, Frederic S.. Posen, Adam S., “Inflation Targeting – Lessons from the International Experience” – Chapter 10, 1999.

Corbo, Vittorio . Hebbel, K. Schmidt, “Inflation Targeting in Latin America”, Working Papers Central Bank of Chile n. 105, 2001.

Cukierman, Alex. Webb, Steven. Neyapti, Bilin. “The Measurement of Central Bank Independence and its Effects on Policy Outcomes”.World Bank Economic Review, 1992.

Cukierman, Alex. “Commitment through Delegation, Political Influence and Central Bank Independence”, in “A Framework for Monetary Policy”, edited by Wijnholds, Eijffinger e Hoogduin, Kluwer Academic Publishers, 1994.

Davidson, R. Mackinnon, J. “Econometric Theory and Methods”. Oxford University Press, 2004.

De Haan, Jakob. Van’t Hag, Gert. “Variation in Central Bank Independence Across Countries: Some Provisional Empirical Evidence”, Public Choice 85, 1995.

Diccicio, T. Efron, B. “Bootstrap Confidence Intervals”. *Statistical Science*, Vol. 11, No. 3, 1996.

Efron, B. Tibshirani, R. “Introduction to the Bootstrap”. Chapman-Hall, 1993.

Eijffinger, S. De Haan, J. “The Political Economy of Central Bank Independence”. *Special Papers in International Economics*, Princeton, 1999.

Fraga, A. Goldfajn, Ilan. Minella, André. “Inflation Targeting in Emerging Market Economies”, NBER Working Papers n. 10019, 2003.

Greene, W. “Econometric Analysis”. Fourth Edition, 2000.

Grilli, Vittorio. Masciandaro, Donato. Tabellini, Guido. “Political and Monetary Institutions and Public Finance Policies in Industrial Countries”, *Economic Policy* 13, 1991.

Gujarati, Damodar. “Econometria Básica”. Makron Books, 2000

Horowitz. J.L. “The Bootstrap”. *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, J. J. Heckman e E.E. Leamer (ed.). North Holland, 2001.

Layard, R. Nickel, S. Jackman, R. “Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market”. Oxford University Press, 1991.

MacKinnon, J. “Bootstrap Inference in Econometrics”, *Canadian Journal of Economics* 35, 2002.

Posen, A. “Why the Central Bank Independence Does Not Cause Low Inflation: There Is No Institutional Fix for Politics”. In R. O’Brien (ed.), *Finance and International Economy* 7, Oxford University Press, 1993.

Rogoff, K. "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target". *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985.

Wooldridge, Jeffrey. "Econometric Analysis of Cross Sectional and Panel Data", MIT Press (2002).

APÊNDICES

APÊNDICE 1

1.1 ANÁLISE COM BOOTSTRAP PARAMÉTRICO

1.2. INTERVALOS DE CONFIANÇA – MÉTODO DO PERCENTIL E DO VIÉS CORRIGIDO

1.3 TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE

1.4 TESTE DE VARIÁVEL RELEVANTE OMITIDA

APÊNDICE 2

2.1 ROTINA PARA OBTENÇÃO DE AMOSTRAS ARTIFICIAIS E CÁLCULO DOS COEFICIENTES ESTIMADOS POR MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA

2.2 ROTINA PARA OBTENÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO EMPÍRICA DA ESTATÍSTICA DO TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE

2.3 ROTINA PARA OBTENÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO EMPÍRICA DA ESTATÍSTICA DO TESTE DE VARIÁVEL RELEVANTE OMITIDA

Apêndice 1

1.1 Análise com Bootstrap Paramétrico

Utilizamos modelos de variável dependente binária para obtermos inferências estatísticas sobre as estimativas dos coeficientes de variáveis que, em princípio, julgamos relevantes para explicar a escolha do regime de metas de inflação. As estimativas dos coeficientes dos modelos com variável dependente binária são obtidas pelo método de máxima verossimilhança, que é regularmente utilizado na estimação de modelos não-lineares. Os testes de hipóteses sobre essas estimativas estão relacionados com intervalos de confiança contruídos a partir das distribuições assintóticas dos estimadores e são estritamente válidos somente para o caso de amostras infinitas. Diante disso, pode-se argumentar, devido ao tamanho limitado da amostra de países (30 no total) e ao número de variáveis explicativas (5 no total), que as inferências estatísticas baseadas nos intervalos de confiança assintóticos não são inteiramente precisas.

Para obter resultados mais acurados, ou seja, com menores erros de cobertura, construímos intervalos de confiança também com base nas distribuições empíricas dos estimadores, calculadas através do método de bootstrap. As distribuições empíricas são consideradas instrumentos válidos para melhorar a qualidade das inferências estatísticas, quando não dispomos de amostras grandes. Efron e Tibshirani (1993) e Mackinnon (2002) apresentam resultados que indicam que os intervalos de confiança contruídos a partir do método de bootstrap, para amostras pequenas, apresentam melhor cobertura do que os intervalos de confiança contruídos a partir da teoria assintótica.

Davidson e Mackinnon (2004) sugerem dois testes de especificação para modelos de variável dependente binária: o teste de heterocedasticidade e o teste para verificação de regressores omitidos. Como os testes são assintóticos – estritamente válidos para grandes amostras - os autores julgam apropriado a utilização de bootstrap. Neste caso, como a hipótese nula é a de que o modelo com variável dependente binária está corretamente especificado, a tarefa de encontrar a distribuição das estatísticas dos testes sob a hipótese nula não é complicada (Davidson e Mackinnon, (2004), Cap. 11).

Os testes baseados no método de bootstrap geralmente apresentam menor erro de rejeição de probabilidade – a diferença entre a frequência real de rejeição observada sob a hipótese nula e o nível do teste – quando comparados com testes assintóticos. A seção 1.4 deste apêndice trata dos testes de especificação com bootstrap. Uma comparação do desempenho dos testes assintóticos e dos testes baseados no método de bootstrap pode ser encontrada em Mackinnon (2002).

Neste capítulo, as distribuições empíricas dos estimadores serão calculadas pelo método de bootstrap paramétrico. A diferença entre os métodos do bootstrap paramétrico e não-paramétrico é que no segundo caso as amostras artificiais, ao invés de serem obtidas a partir de uma distribuição específica, são obtidas a partir do sorteio de elementos da amostra original, com reposição. Com este procedimento, alguns elementos da amostra original podem aparecer mais de uma vez numa determinada amostra de bootstrap, enquanto outros podem não aparecer.

No modelo Probit, a hipótese é de que os dados são gerados a partir de uma distribuição normal. Existem muitas formas de construção de intervalos de confiança através método do bootstrap paramétrico, com diferentes graus de sofisticação (ver Efron e Tibshirani (1993) e Horowitz (2001)). Construímos intervalos de confiança de bootstraps paramétricos através do método dos percentis e do viés corrigido. O motivo é que são métodos regularmente aplicados, matematicamente convenientes para implementação e com bom desempenho. O intervalo de confiança com viés corrigido, além de apresentar melhor cobertura, representa um aprimoramento em relação ao intervalo de confiança construído pelo método do percentil (Efron e Tibshirani (1993), cap. 14).

1.2. Intervalos de Confiança – Método do Percentil e do Viés Corrigido

Nesta seção descreveremos as etapas para a construção de intervalos de confiança com bootstrap para os coeficientes estimados de um modelo Probit a partir de dois métodos: o método do percentil e o método do viés corrigido.

Para a construção de intervalos de confiança por bootstrap a partir dos percentis, as etapas são as seguintes:

1. Amostras aleatórias são obtidas a partir de uma distribuição multinormal, com vetor de médias, matriz de variância e covariância e tamanho dadas pela amostra original.
2. Para cada uma das amostras aleatórias geradas, calculam-se as estimativas θ_j^* dos coeficientes do modelo econométrico pelo método de máxima verossimilhança, através da maximização da função de verossimilhança com função de distribuição cumulativa normal.
3. Ordenam-se as estimativas dos coeficientes encontradas. O intervalo de $(1-2\alpha)\%$ de confiança, para cada coeficiente, é dado por $(\hat{\theta}_{low}, \hat{\theta}_{up}) = \left(\hat{\theta}_{(\alpha)}, \hat{\theta}_{(1-\alpha)} \right)$. Se, por exemplo, dispusermos de 2000 amostras artificiais, então o intervalo $\left(\hat{\theta}_{(0,025)}, \hat{\theta}_{(0,975)} \right)$, com 95% de confiança, se estende da posição 50 até a posição 1950.

Efron e Tibshirani (1993) sugerem 2000 como número de replicações da amostra original, para a obtenção de intervalos de confiança. Na etapa de geração de amostras aleatórias (1), dividimos a amostra em duas partes: uma sub-amostra com países com variável dependente 1 e outra sub-amostra com países de variável dependente 0. Para cada sub-amostra calculamos o vetor de médias e a matriz de variância e covariância, gerando assim dois conjuntos distintos de dados que, ao final, voltaram a ser reagrupados. O mesmo procedimento foi utilizado no cálculo dos intervalos de confiança com viés corrigido.

Para a construção de intervalos de confiança por bootstrap com viés corrigido, as etapas são:

1. Amostras aleatórias são obtidas a partir de uma distribuição multinormal, com vetor de médias, matriz de variância e covariância e tamanho dadas pela amostra original.
2. Para cada uma das amostras aleatórias geradas, calculam-se as estimativas θ_j^* dos coeficientes do modelo econométrico pelo método de máxima verossimilhança, através da maximização da função de verossimilhança com função de distribuição cumulativa normal.

3. Ordenam-se as estimativas dos coeficientes encontradas. O intervalo de $100(1-2\alpha)\%$ de confiança, para cada coeficiente, é dado por $(\hat{\theta}_{low}, \hat{\theta}_{up}) = \left(\hat{\theta}_{(\Omega)}, \hat{\theta}_{(\Lambda)} \right)$, onde:

$$\Omega = \Phi \left(\hat{z}_0 + \frac{\hat{z}_0 + z^{(\alpha)}}{1 - a(\hat{z}_0 + z^{(\alpha)})} \right)$$

$$\Lambda = \Phi \left(\hat{z}_0 + \frac{\hat{z}_0 + z^{(1-\alpha)}}{1 - a(\hat{z}_0 + z^{(1-\alpha)})} \right)$$

A função $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição normal padrão cumulativa, e $z^{(\alpha)}$ é o ponto de posição 100α da distribuição normal padrão. Por exemplo, se $\alpha = 0,025$, $z^{(1-\alpha)} = 1,96$ e $\Phi(1,96) = 0,975$, enquanto $z^{(\alpha)} = -1,96$ e $\Phi(-1,96) = 0,025$. Valores diferentes de zero para $\hat{a}$ e $\hat{z}_0$ alteram os percentis utilizados para encontrar os extremos e corrigem deficiências do intervalo, como será explicado adiante. Se $\hat{a}$ e $\hat{z}_0$ são iguais a zero, o intervalo de confiança é exatamente igual ao intervalo encontrado através do método dos percentis.

O parâmetro $\hat{z}_0$ - denominado parâmetro de correção do viés - é obtido a partir do número de estimativas de bootstrap para os coeficientes θ_j^* menores que a estimativa da amostra original $\hat{\theta}$:

$$\hat{z}_0 = \Phi^{-1} \left(\frac{\#\{\theta_j^* < \hat{\theta}\}}{B} \right)$$

onde $\Phi^{-1}(\cdot)$ é a função de distribuição normal padrão cumulativa inversa, e B é o número de amostras de bootstrap. Para exemplificar, $\Phi^{-1}(0,95) = 1,645$. Este parâmetro mede o

viés das estimativas θ_j^* em relação à estimativa da amostra original $\hat{\theta}$, na escala normal.

Se, por exemplo, a proporção das estimativas de bootstrap menores que $\hat{\theta}$ for maior que 1/2, haverá um deslocamento do intervalo de confiança para a direita, para corrigir o viés das estimativas de bootstrap.

A teoria das distribuições assume que o erro-padrão de $\hat{\theta}$ é o mesmo para qualquer θ , uma hipótese frequentemente pouco realista (Efron e Tibshirani (1993), Diccicio e Efron (1996)). O intervalo de confiança com viés corrigido não é construído sob a hipótese que o erro-padrão do coeficiente estimado da amostra original $\hat{\theta}$ é constante. O parâmetro $\hat{a}$, denominado parâmetro de aceleração, representa a taxa de mudança do erro padrão de $\hat{\theta}$ em relação ao verdadeiro parâmetro θ , na escala normalizada. Seja $x(i)$ a amostra original com o i -ésimo componente deletado, $\hat{\theta}(i) = s(x(i))$ e $\hat{\theta}_{(.)} = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{\theta}(i)}{n}$.

O parâmetro $\hat{a}$ é dado por:

$$\hat{a} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{\theta}_{(.)} - \hat{\theta}(i))^3}{6 \left[\sum_{i=1}^n (\hat{\theta}_{(.)} - \hat{\theta}(i))^2 \right]^{3/2}}$$

Na tabela 2.7 apresentamos os parâmetros de correção do viés $\hat{z}_0$ e de aceleração $\hat{a}$ de intervalos de 95% de confiança com viés corrigido, bem como os percentis ajustados.

Tabela 2.7 – Parâmetros dos Intervalos de Confiança com Viés Corrigido

Variável	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}$	$\Omega_{0,025}$	$\Lambda_{0,975}$
Inflação	0,70	-0,13	0,8187	0,9959
Alternância de Poder	0,11	-0,03	0,5682	0,9799
Volatilidade do Investimento	-0,17	0,09	0,3672	0,9758
Dívida/PIB	-0,15	0,08	0,3798	0,9750

Fonte: Elaboração do autor

1.3 Teste de Heterocedasticidade

Esta seção, que trata de testes de heterocedasticidade e de variável relevante omitida, baseia-se no capítulo 11 de Davidson e Mackinnon (2004), que descreve testes de especificação baseados no método de regressão artificial.

Inicialmente, podemos mostrar que o modelo probit pode ser derivado a partir de um modelo com variável latente, ou não observada, y_t^0 . Suponha que:

$$y_t^0 = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + u_t, \quad u_t \sim NID(0,1) \quad (1)$$

$\mathbf{X}_t$ é o vetor linha de variáveis explicativas, e $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor de coeficientes estimados. O sinal da variável y_t^0 determina o valor da variável binária observada y_t , da seguinte forma:

$$y_t = 1 \text{ se } y_t^0 > 0; \quad y_t = 0 \text{ se } y_t^0 \leq 0 \quad (2)$$

A probabilidade de que y_t é igual a 1 é dada por:

$$\begin{aligned} \Pr(y_t = 1) &= \Pr(y_t^0 > 0) = \Pr(\mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + u_t > 0) = \Pr(u_t > -\mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}) = \Pr(u_t \leq \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}) \\ &= \Phi(\mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}) \end{aligned}$$

A igualdade do segundo e do terceiro últimos termos é garantida pelo fato da distribuição normal padrão ser simétrica em torno do zero.

As estimativas de máxima verossimilhança serão inconsistentes se a função de transformação – no caso a função de distribuição normal padrão cumulativa $\Phi(\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta})$ - não estiver corretamente especificada. Nesta seção, trataremos de verificar se a função $\Phi(\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta})$ não apresenta erros de especificação.

Uma especificação mais geral para o modelo de variável latente, que permite a ocorrência de heterocedasticidade, é dada por:

$$y_t^0 = \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \exp(2\mathbf{Z}_t\boldsymbol{\gamma})) \quad (3)$$

onde $\mathbf{Z}_t$ é um vetor linha de tamanho r , com observações de variáveis do conjunto de informação – o conjunto de variáveis explicativas potenciais - e $\boldsymbol{\gamma}$ é um vetor de parâmetros a serem estimados juntamente com $\boldsymbol{\beta}$, também de tamanho r . Para assegurar que $\boldsymbol{\beta}$ e $\boldsymbol{\gamma}$ sejam identificáveis, $\mathbf{Z}_t$ não deve incluir um termo constante (Davidson & Mackinnon, 2004). Se $\boldsymbol{\gamma} = 0$, temos o modelo original homocedástico (1). A combinação de (3) e (2) gera o modelo:

$$P_t = \Phi(\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} / (\exp(\mathbf{Z}_t\boldsymbol{\gamma})))$$

Este modelo representa a hipótese alternativa de heterocedasticidade. A heterocedasticidade dos erros no modelo de variável latente altera a especificação da função de transformação. Para testar a hipótese nula de homocedasticidade dos erros, em que $\boldsymbol{\gamma} = 0$, Davidson e Mackinnon (2004) sugerem o seguinte modelo de regressão de resposta binária:

$$\tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}}(y_t - \tilde{F}_t) = \tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}}\tilde{f}_t\mathbf{X}_t\mathbf{b} - \tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}}\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}\tilde{f}_t\mathbf{Z}_t\mathbf{c} + \varepsilon_t \quad (4)$$

No modelo (4), $\tilde{V}_t = \Phi(\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta})(1 - \Phi(\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta}))$, onde $\Phi(\mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta})$ é a função de distribuição normal padrão cumulativa. $\mathbf{X}_t$ é o vetor linha de variáveis explicativas, e $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor de coeficientes estimados para cada amostra de bootstrap. Cada amostra de bootstrap possui trinta vetores linha de variáveis explicativas. A variável dependente binária de cada uma das 30 observações de cada amostra de bootstrap é representada por y_t . $\tilde{F}_t$ e $\tilde{f}_t$ representam as funções de distribuição normal cumulativa e de densidade de probabilidade. As funções $\tilde{V}_t$, $\tilde{F}_t$ e $\tilde{f}_t$ são todas avaliadas sob o vetor de coeficientes $\boldsymbol{\beta}$ estimados por máxima verossimilhança, sob a hipótese nula de que $\gamma = 0$ em (3). Este vetor de coeficientes contém as estimativas usuais do modelo Probit.

A estatística do teste de heterocedasticidade é a soma dos quadrados explicada pelo modelo (4), encontrada após a regressão por mínimos quadrados ordinários, e tem distribuição assintótica $\chi^2(r)$ sob a hipótese nula. Para maiores detalhes sobre o método de regressão artificial para testes de especificação, ver Davidson e Mackinnon (2004).

Como o teste é válido para grandes amostras, Davidson e Mackinnon recomendam a utilização de bootstrap. As etapas para a obtenção da distribuição empírica da estatística do teste são:

1. Amostras aleatórias são obtidas a partir de uma distribuição multinormal, com vetor de médias, matriz de variância e covariância e tamanho dadas pela amostra original.
2. Para cada uma das amostras aleatórias geradas, calculam-se as estimativas θ_j^* dos coeficientes do modelo econométrico, sob a hipótese nula de que $\gamma = 0$, pelo método de máxima verossimilhança, através da maximização da função de verossimilhança com função de distribuição cumulativa normal. Nesta etapa, obtemos as estimativas dos coeficientes sob a hipótese nula de homocedasticidade.
3. Para cada uma das amostras, calcula-se as variáveis dependentes e explicativas do modelo 4, utilizando-se as estimativas dos coeficientes obtidas na etapa 2.

4. Estima-se o modelo (4) por OLS. A soma dos quadrados explicada é um dos produtos da regressão.

Nas simulações, 1500 amostras aleatórias foram geradas, e para cada uma delas encontramos a estatística de teste. A rotina no Mathematica 5.0 para a obtenção da distribuição empírica da estatística é descrita no apêndice 2 deste capítulo. A figura 1 apresenta o histograma da soma dos quadrados explicada. Observa-se que a distribuição empírica da estatística sob a hipótese nula se assemelha a uma distribuição χ^2 .

Figura 1. Histograma da estatística do teste de heterocedasticidade

O valor da estatística do teste calculado com os dados da amostra original é 7.02. O intervalo com 95% de confiança para a soma dos quadrados explicada é [0.87, 17.42], e está indicado pelas linhas tracejadas na figura 1. Como o valor da estatística está dentro do intervalo de confiança, não rejeitamos a hipótese nula de homocedasticidade.

1.4 Teste de Variável Relevante Omitida

Para verificação de possível regressor omitido, Davidson e Mackinnon (2004) sugerem a estimação do seguinte modelo:

$$\tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}}(y_t - \tilde{F}_t) = \tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}} \tilde{f}_t \mathbf{X}_t \mathbf{b} - \tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}} [(\mathbf{X}_t \mathbf{\beta})^2] \tilde{f}_t d + \varepsilon_t \quad (5)$$

onde $\tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}} [(\mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta})^2] \tilde{f}_t$ representa as observações de uma possível variável independente omitida. Se o valor do coeficiente d desta variável for estatisticamente diferente de zero o modelo não está corretamente especificado. As etapas para a construção deste teste são as mesmas do teste de heterocedasticidade, sendo que a única diferença é a criação da nova variável independente que aparece em (5).

O histograma da estimativa do coeficiente da variável $\tilde{V}_t^{-\frac{1}{2}} [(\mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta})^2] \tilde{f}_t$, obtido a partir da estimação de 1000 amostras de bootstrap, é apresentado na figura 2. O intervalo de 95% confiança para o coeficiente é dado por $[-0.98, 1.26]$, e está representado pelas linhas tracejadas. Como o coeficiente não é estatisticamente diferente de zero, rejeitamos a hipótese de que existem variáveis relevantes omitidas em nosso modelo.

Figura 2. Histograma da estatística do teste de verificação de variável relevante omitida

Apêndice 2

2.1 Rotina para obtenção de amostras artificiais e cálculo dos coeficientes estimados por Máxima Verossimilhança.

```

<<Statistics`ContinuousDistributions`
<<Statistics`MultinormalDistribution`
<<Statistics`MultiDescriptiveStatistics`
<<Statistics`NormalDistribution`

Σ1={ {106.426,0.69059,75.3959,21.3697},{0.69059,0.018673,0.893955,0.253816},{75.3959,0.893955,346.2,-7.08139},{21.3697,0.253816,-7.08139,13.3722}};MatrixForm[Σ1];

μ11={10.69786,0.1857143,36.16857,9.263571};MatrixForm[μ11];

Σ0={ {11.1281,0.191445,25.3512,6.54299},{0.191445,0.01715,1.66661,0.232378},{25.3512,1.66661,1210.65,-13.1669},{6.54299,0.232378,-13.1669,12.8621}};MatrixForm[Σ0];

μ00={4.4575,0.191875,57.0575,7.864375};MatrixForm[μ00];

Do[data1[i]=RandomArray[MultinormalDistribution[μ11,Σ1],15},{i,2000}];MatrixForm[data1[i]];

Do[data2[i]=RandomArray[MultinormalDistribution[μ00,Σ0],15},{i,2000}];MatrixForm[data2[i]];

ndist=NormalDistribution[0,1];

MatrixForm[data2[3]];

MatrixForm[data1[3]];

Table[VSS[i]=Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{1,1}]+q*Extract[data2[i],{1,2}]+p*Extract[data2[i],{1,3}]+v*Extract[data2[i],{1,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{2,1}]+q*Extract[data2[i],{2,2}]+p*Extract[data2[i],{2,3}]+v*Extract[data2[i],{2,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{3,1}]+q*Extract[data2[i],{3,2}]+p*Extract[data2[i],{3,3}]+v*Extract[data2[i],{3,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{4,1}]+q*Extract[data2[i],{4,2}]+p*Extract[data2[i],{4,3}]+v*Extract[data2[i],{4,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{5,1}]+q*Extract[data2[i],{5,2}]+p*Extract[data2[i],{5,3}]+v*Extract[data2[i],{5,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{6,1}]+q*Extract[data2[i],{6,2}]+p*Extract[data2[i],{6,3}]+v*Extract[data2[i],{6,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{7,1}]+q*Extract[data2[i],{7,2}]+p*Extract[data2[i],{7,3}]+v*Extract[data2[i],{7,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{8,1}]+q*Extract[data2[i],{8,2}]+p*Extract[data2[i],{8,3}]+v*Extract[data2[i],{8,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{9,1}]+q*Extract[data2[i],{9,2}]+p*Extract[data2[i],{9,3}]+v*Extract[data2[i],{9,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{10,1}]+q*Extract[data2[i],{10,2}]+p*Extract[data2[i],{10,3}]+v*Extract[data2[i],{10,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{11,1}]+q*Extract[data2[i],{11,2}]+p*Extract[data2[i],{11,3}]+v*Extract[data2[i],{11,4}]+k]]+
Log[1-

```



```

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{12,1}]+q*Extract[data2[i],{12,2}]+p*Extract[data2[i],{12,3}]+
v*Extract[data2[i],{12,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{13,1}]+q*Extract[data2[i],{13,2}]+p*Extract[data2[i],{13,3}]+
v*Extract[data2[i],{13,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{14,1}]+q*Extract[data2[i],{14,2}]+p*Extract[data2[i],{14,3}]+
v*Extract[data2[i],{14,4}]+k]]+
Log[1-

CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{15,1}]+q*Extract[data2[i],{15,2}]+p*Extract[data2[i],{15,3}]+
v*Extract[data2[i],{15,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{1,1}]+q*Extract[data1[i],{1,2}]+p*Extract[data1[i],{1,3}]+
v*Extract[data1[i],{1,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{2,1}]+q*Extract[data1[i],{2,2}]+p*Extract[data1[i],{2,3}]+
v*Extract[data1[i],{2,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{3,1}]+q*Extract[data1[i],{3,2}]+p*Extract[data1[i],{3,3}]+
v*Extract[data1[i],{3,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{4,1}]+q*Extract[data1[i],{4,2}]+p*Extract[data1[i],{4,3}]+
v*Extract[data1[i],{4,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{5,1}]+q*Extract[data1[i],{5,2}]+p*Extract[data1[i],{5,3}]+
v*Extract[data1[i],{5,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{6,1}]+q*Extract[data1[i],{6,2}]+p*Extract[data1[i],{6,3}]+
v*Extract[data1[i],{6,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{7,1}]+q*Extract[data1[i],{7,2}]+p*Extract[data1[i],{7,3}]+
v*Extract[data1[i],{7,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{8,1}]+q*Extract[data1[i],{8,2}]+p*Extract[data1[i],{8,3}]+
v*Extract[data1[i],{8,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{9,1}]+q*Extract[data1[i],{9,2}]+p*Extract[data1[i],{9,3}]+
v*Extract[data1[i],{9,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{10,1}]+q*Extract[data1[i],{10,2}]+p*Extract[data1[i],{10,
3}]+v*Extract[data1[i],{10,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{11,1}]+q*Extract[data1[i],{11,2}]+p*Extract[data1[i],{11,
3}]+v*Extract[data1[i],{11,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{12,1}]+q*Extract[data1[i],{12,2}]+p*Extract[data1[i],{12,
3}]+v*Extract[data1[i],{12,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{13,1}]+q*Extract[data1[i],{13,2}]+p*Extract[data1[i],{13,
3}]+v*Extract[data1[i],{13,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{14,1}]+q*Extract[data1[i],{14,2}]+p*Extract[data1[i],{14,
3}]+v*Extract[data1[i],{14,4}]+k]]+

Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{15,1}]+q*Extract[data1[i],{15,2}]+p*Extract[data1[i],{15,
3}]+v*Extract[data1[i],{15,4}]+k]],{i,2000}];

Table[D[VSS[i],x],{i,2000}];

Table[D[VSS[i],q],{i,2000}];

Table[D[VSS[i],p],{i,2000}];

Table[D[VSS[i],k],{i,2000}];

Table[D[VSS[i],v],{i,2000}];
$RecursionLimit=500;

MCOEF=Table[FindRoot[{D[VSS[i],x]=0,D[VSS[i],q]=0,D[VSS[i],p]=0,D[VSS[i],k]=0,D[VSS[i],v]
=0},{x,0},{q,0},{p,0},{k,0},{v,0}},{i,2000}];

```

2.2 Rotina para obtenção da distribuição empírica da estatística do teste de heterocedasticidade.

```
<<Statistics`ContinuousDistributions`
<<Graphics`Legend`
<<Graphics`Graphics`
<<Statistics`MultinormalDistribution`
<<Statistics`MultiDescriptiveStatistics`
<<Statistics`NormalDistribution`
<<Statistics`LinearRegression`
Σ1={{106.426,0.69059,75.3959,21.3697},{0.69059,0.018673,0.893955,0.253816},{75.3959,0.89395
5,346.2,-7.08139},{21.3697,0.253816,-7.08139,13.3722}};MatrixForm[Σ1];
```

```

μ11={10.69786,0.1857143,36.16857,9.263571};MatrixForm[μ11];
Σ0={{11.1281,0.191445,25.3512,6.54299},{0.191445,0.01715,1.66661,0.232378},{25.3512,1.66661,1210.65,-13.1669},{6.54299,0.232378,-13.1669,12.8621}};MatrixForm[Σ0];
μ00={4.4575,0.191875,57.0575,7.864375};MatrixForm[μ00];
Do[data1[i]=RandomArray[MultinormalDistribution[μ11,Σ1],15},{i,2000}];MatrixForm[data1[i]];
Do[data2[i]=RandomArray[MultinormalDistribution[μ00,Σ0],15},{i,2000}];MatrixForm[data2[i]];
ndist=NormalDistribution[0,1];
MatrixForm[data2[3]];
MatrixForm[data1[3]];
Table[VSS[i]=Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{1,1}]+q*Extract[data2[i],{1,2}]+p*Extract[data2[i],{1,3}]+v*E
xtract[data2[i],{1,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{2,1}]+q*Extract[data2[i],{2,2}]+p*Extract[data2[i],{2,3}]+v*E
xtract[data2[i],{2,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{3,1}]+q*Extract[data2[i],{3,2}]+p*Extract[data2[i],{3,3}]+v*E
xtract[data2[i],{3,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{4,1}]+q*Extract[data2[i],{4,2}]+p*Extract[data2[i],{4,3}]+v*E
xtract[data2[i],{4,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{5,1}]+q*Extract[data2[i],{5,2}]+p*Extract[data2[i],{5,3}]+v*E
xtract[data2[i],{5,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{6,1}]+q*Extract[data2[i],{6,2}]+p*Extract[data2[i],{6,3}]+v*E
xtract[data2[i],{6,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{7,1}]+q*Extract[data2[i],{7,2}]+p*Extract[data2[i],{7,3}]+v*E
xtract[data2[i],{7,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{8,1}]+q*Extract[data2[i],{8,2}]+p*Extract[data2[i],{8,3}]+v*E
xtract[data2[i],{8,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{9,1}]+q*Extract[data2[i],{9,2}]+p*Extract[data2[i],{9,3}]+v*E
xtract[data2[i],{9,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{10,1}]+q*Extract[data2[i],{10,2}]+p*Extract[data2[i],{10,3}]+
v*Extract[data2[i],{10,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{11,1}]+q*Extract[data2[i],{11,2}]+p*Extract[data2[i],{11,3}]+
v*Extract[data2[i],{11,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{12,1}]+q*Extract[data2[i],{12,2}]+p*Extract[data2[i],{12,3}]+
v*Extract[data2[i],{12,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{13,1}]+q*Extract[data2[i],{13,2}]+p*Extract[data2[i],{13,3}]+
v*Extract[data2[i],{13,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{14,1}]+q*Extract[data2[i],{14,2}]+p*Extract[data2[i],{14,3}]+
v*Extract[data2[i],{14,4}]+k]]+
Log[1-
CDF[ndist,x*Extract[data2[i],{15,1}]+q*Extract[data2[i],{15,2}]+p*Extract[data2[i],{15,3}]+
v*Extract[data2[i],{15,4}]+k]]+
Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{1,1}]+q*Extract[data1[i],{1,2}]+p*Extract[data1[i],{1,3}]+
v*Extract[data1[i],{1,4}]+k]]+
Log[CDF[ndist,x*Extract[data1[i],{2,1}]+q*Extract[data1[i],{2,2}]+p*Extract[data1[i],{2,3}]+
v*Extract[data1[i],{2,4}]+k]]+

```



```

MatrixForm[B1=Table[B1[j,i]=Extract[Dados[j],{i,1}]*auxindep1[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-
prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

MatrixForm[B2=Table[B2[j,i]=Extract[Dados[j],{i,2}]*auxindep1[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-
prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

MatrixForm[B3=Table[B3[j,i]=Extract[Dados[j],{i,3}]*auxindep1[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-
prob[j,i]*prob[j,i]],{i,26},{j,1000}]];

MatrixForm[B4=Table[B4[j,i]=Extract[Dados[j],{i,4}]*auxindep1[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-
prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

Table[auxindep2[j,i]=Extract[Dados[j],{i,1}]*Extract[X,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,2}]*Extra
ct[Q,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,3}]*Extract[P,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,4}]*Extract[V,{j,2
}]+Extract[K,{j,2}],{i,30},{j,1000}]];

Table[auxindep3[j,i]=auxindep2[j,i]*auxindep1[j,i],{i,30},{j,1000}]];

Table[auxindep4[j,i]=auxindep3[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

MatrixForm[B6=Table[B6[j,i]=Extract[Dados[j],{i,1}]*auxindep4[j,i]*-1,{i,30},{j,1000}]];

B7=Table[B7[j,i]=Extract[Dados[j],{i,2}]*auxindep4[j,i]*-1,{i,30},{j,1000}]];

B8=Table[B8[j,i]=Extract[Dados[j],{i,3}]*auxindep4[j,i]*-1,{i,30},{j,1000}]];

B9=Table[B9[j,i]=Extract[Dados[j],{i,4}]*auxindep4[j,i]*-1,{i,30},{j,1000}]];

<<LinearAlgebra`MatrixManipulation`

Table[L[j]=Table[{Column[B1,j],Column[B2,j],Column[B3,j],Column[B4,j],Column[B6,j],Column[B
7,j],Column[B8,j],Column[B9,j],Column[DY,j]},{j,1000}]];
MatrixForm[L[3]];

Table[H[j]=Transpose[L[j]],{j,1000}]];

MatrixForm[H[1]];

Regress[H[1],{1,x1,x2,x3,x4,x5,x6,x7,x8},{x1,x2,x3,x4,x5,x6,x7,x8}]];

```

2.3 – Rotina para obtenção da distribuição empírica da estatística do teste de variável independente omitida.

```
<<Statistics`ContinuousDistributions`
<<Graphics`Legend`
<<Graphics`Graphics`
<<Statistics`MultinormalDistribution`
<<Statistics`MultiDescriptiveStatistics`
<<Statistics`NormalDistribution`
<<Statistics`LinearRegression`
<<Statistics`DataManipulation`

Implementar os passos para obtenção das estimativas dos coeficientes para cada uma das 2000
amostras de bootstrap geradas (ver apêndices 2 e 3). Após a implementação, seguir com os
seguintes comandos:

X=Column[MCOEF,1];
Q=Column[MCOEF,2];
P=Column[MCOEF,3];
K=Column[MCOEF,4];
V=Column[MCOEF,5];

<<LinearAlgebra`MatrixManipulation`

Table[Dados[j]=AppendColumns[data1[j],data2[j]],{j,1000}];

MatrixForm[Dados[3]];

Table[prob[j,i]=1-
CDF[ndist,Extract[Dados[j],{i,1}]*Extract[X,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,2}]*Extract[Q,{j,2}]]
+Extract[Dados[j],{i,3}]*Extract[P,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,4}]*Extract[V,{j,2}]]+
+Extract[K,{j,2}]],{i,30},{j,1000}];

TNT={{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{1},{0},{0},{0},{0},{0},{0},{0},
{0},{0},{0},{0},{0},{0},{0},{0},{0}};

MatrixForm[Table[num[j,i]=Extract[TNT,{i,1}]+prob[j,i]-1,{i,30},{j,1000}]];

MatrixForm[DY=Table[DY[j,i]=num[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},
{j,1000}]];
```

```

Table[auxindepl[j,i]=PDF[ndist,Extract[Dados[j],{i,1}]*Extract[X,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,2}]*Extract[Q,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,3}]*Extract[P,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,4}]*Extract[V,{j,2}]+Extract[K,{j,2}]],{i,30},{j,1000}];

MatrixForm[B1=Table[B1[j,i]=Extract[Dados[j],{i,1}]*auxindepl[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

MatrixForm[B2=Table[B2[j,i]=Extract[Dados[j],{i,2}]*auxindepl[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

MatrixForm[B3=Table[B3[j,i]=Extract[Dados[j],{i,3}]*auxindepl[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-prob[j,i]*prob[j,i]],{i,26},{j,1000}]];

MatrixForm[B4=Table[B4[j,i]=Extract[Dados[j],{i,4}]*auxindepl[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

Table[auxindep2[j,i]=Extract[Dados[j],{i,1}]*Extract[X,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,2}]*Extract[Q,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,3}]*Extract[P,{j,2}]+Extract[Dados[j],{i,4}]*Extract[V,{j,2}]+Extract[K,{j,2}],{i,30},{j,1000}];

Table[auxindep3[j,i]=auxindep2[j,i]^2,{i,30},{j,1000}];

Table[auxindep4[j,i]=auxindep3[j,i]*auxindepl[j,i],{i,30},{j,1000}];

MatrixForm[B5=Table[B5[j,i]=auxindep4[j,i]/Sqrt[prob[j,i]-prob[j,i]*prob[j,i]],{i,30},{j,1000}]];

Table[L[j]=Table[{Column[B1,j],Column[B2,j],Column[B3,j],Column[B4,j],Column[B5,j],Column[DY,j]}],{j,1000}];

MatrixForm[L[3]]

Table[H[j]=Transpose[L[j]],{j,1000}];

MatrixForm[H[3]]

Regress[H[1],{1,x1,x2,x3,x4,x5},{x1,x2,x3,x4,x5}]

```


3. Efeitos do Regime de Metas de Inflação sobre Taxas de Sacrifício Considerando Endogeneidade na Escolha do Regime

Resumo

Neste trabalho procuramos verificar os efeitos do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício dos episódios de desinflação considerando endogeneidade na escolha do regime de metas, através de métodos de regressão baseados em *propensity scores*, discutidos na literatura sobre efeitos médios de tratamento (Average Treatment Effects - ATE) para a correção de possíveis vieses do estimador dos efeitos. A análise de 99 episódios de desinflação identificados no período 1970-2004 nos países da OCDE indicou que o regime de metas contribui de modo significativo para a redução dos custos de desinflação.

3.1 Introdução

No capítulo 1 deste trabalho verificamos os efeitos de regime de metas de inflação sob a razão de sacrifício dos episódios de desinflação identificados do período 1970-2004 no grupo de países da OCDE e no grupo de países emergentes. Os resultados indicaram que além de existir uma relação negativa estatisticamente significativa entre razões de sacrifícios menores e a presença do regime de metas de inflação (considerando-se os episódios de desinflação que se iniciaram pelo menos seis meses depois da implementação do regime de metas), os efeitos do regime de metas de inflação sobre a razão de sacrifício são também relevantes do ponto de vista econômico: uma vez controlada a inflação inicial, a velocidade de desinflação e supostos efeitos de tempo, a redução de cada ponto percentual da taxa de inflação nos países com regime de metas é obtida, em média, com uma redução do produto em relação à sua tendência de longo prazo aproximadamente um ponto percentual menor do que a verificada nos países sem regime de metas.

Estes resultados foram obtidos sob a hipótese de que a adoção ou não do regime de metas de inflação é uma variável exógena, isto é, que não depende de outras variáveis. Sob esta

hipótese, o estimador do efeito do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício é não-viesado, consistente e tem distribuição assintótica normal (Wooldridge, 2002).

No capítulo 2, no entanto, analisamos os determinantes para a adoção do regime de metas de inflação e verificamos que a decisão de adotar ou não adotar o regime de metas depende de pelo menos duas variáveis observáveis: a taxa de inflação e a razão dívida pública/PIB. A hipótese de exogeneidade do regime de metas, portanto, não é adequada, uma vez que a presença do regime de metas de inflação não é randomizada entre os países, mas sim resultado de um processo de seleção onde cada país se auto-seleciona para adotar o sistema de metas, a partir de variáveis observáveis. Uma consequência da violação da hipótese de exogeneidade é que a possível correlação entre a razão de sacrifício e as variáveis que determinam a adoção ou não adoção do regime de metas de inflação pode levar à estimativas viesadas do efeito do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício.

Angrist (1990) apresenta um interessante artigo com um problema semelhante ao tratado neste capítulo, muito embora o procedimento utilizado para reduzir o viés de seleção do estimador, baseado em variáveis instrumentais, seja diferente do procedimento que utilizaremos, baseado na inclusão do *propensity score* como variável de controle no modelo econométrico. A discussão desse artigo é útil para a compreensão do problema de endogeneidade.

O objetivo do trabalho de Angrist é verificar o efeito do engajamento no serviço militar americano durante os anos da guerra do Vietnã sobre os ganhos de longo prazo no mercado de trabalho dos Estados Unidos. Os estudos que comparam as rendas de veteranos de guerra com as rendas de indivíduos que não serviram as forças armadas durante o período do conflito apresentam estimativas viesadas dos efeitos do engajamento militar sobre os ganhos no mercado de trabalho, por uma razão simples: existem indivíduos mais propensos ao engajamento no serviço militar que outros. Indivíduos com menores oportunidades no mercado de trabalho ou com menor ambição, por exemplo, têm maior probabilidade de se alistarem nas forças armadas. Num modelo econométrico onde a variável explicada é o ganho de um indivíduo em determinado instante de tempo, o coeficiente da variável dummy (1 se serviu o exército na época da guerra, 0 em caso contrário) apresentará viés de seleção, pois os indivíduos se auto-selecionam para o serviço militar com base em

características não observáveis. Angrist faz referência a estudos que indicam que veteranos de guerra têm menor renda do que não veteranos, mas argumenta que este resultado não deve ser interpretado exclusivamente como consequência da participação na guerra, pois é também provável a influência de características intrínsecas não observáveis ou da ausência de habilidades suficientes nos indivíduos veteranos de guerra sobre os ganhos de longo prazo no mercado de trabalho. O viés de seleção do estimador ocorre porque os rendimentos de longo prazo também são determinados por variáveis que determinam o alistamento nas forças armadas.

Angrist utilizou variáveis instrumentais para obter estimativas não viesadas do coeficiente da variável dummy. A utilização de variáveis instrumentais foi possível graças a um critério aleatório de elegibilidade para o serviço militar norte-americano adotado nos anos finais do conflito. No início dos anos setenta, o critério de seleção para as forças armadas nos Estados Unidos foi baseado no Número de Sequência Aleatório¹, que variava de 1 a 365 e era atribuído a cada data de aniversário da coorte da qual seriam selecionados recrutas. O Departamento de Defesa estimava a quantidade necessária de soldados e divulgava o valor do Número de Sequência Aleatório: indivíduos com números abaixo do Número de Sequência Aleatório divulgado eram elegíveis para recrutamento, indivíduos com número acima do divulgado eram não elegíveis.

O autor utilizou como variável dummy, ao invés da condição veterano ou não veterano, a condição elegível ou não elegível (uma condição aleatória que, ao contrário da condição veterano ou não veterano, não dependia de características intrínsecas não observáveis, dado que a data de aniversário não é uma variável de escolha dos indivíduos). As estimativas não viesadas de Angrist indicaram que, no início dos anos 80, vários anos após o final da guerra do Vietnã, os ganhos dos veteranos de guerra eram cerca de 15% menores que os ganhos de não veteranos comparáveis em outros atributos.

A semelhança entre o problema de Angrist de estimação dos efeitos da participação na guerra sobre os ganhos de longo prazo no mercado de trabalho e a estimação do efeito do regime de metas de inflação sobre a razão de sacrifício é: nos dois casos a participação no

¹ Random Sequence Number (RSN), no original.

tratamento² depende de variáveis que podem estar correlacionadas com a variável explicada. No trabalho de Angrist as características intrínsecas não observáveis dos indivíduos determinam o alistamento nas forças armadas e também seus rendimentos futuros no mercado de trabalho. No estudo sobre regime de metas e razão de sacrifício as variáveis observáveis dívida pública como proporção do PIB e taxa de inflação explicam a adoção ou não adoção do regime de metas de inflação: países com maior taxa de inflação e menor razão dívida pública / PIB são mais propensos a adotar esse tipo de arranjo monetário. Essas são as variáveis que determinam o tratamento, ou pelo menos aquelas que identificamos como determinantes do tratamento. Existem argumentos razoáveis para supormos, no entanto, que taxa de inflação alta e dívida pública baixa como proporção do PIB também estão relacionadas com menores razões de sacrifício.

No capítulo 1, no modelo econométrico em que a variável explicada é a razão de sacrifício, verificamos que o coeficiente da taxa de inflação inicial no episódio de desinflação é negativo e significativo (a maior taxa de inflação inicial está relacionada com menor grau de rigidez nominal). Embora a taxa de inflação seja uma variável determinante para a adoção do regime de metas, a correlação dessa variável com razões de sacrifícios menores não deve em princípio gerar estimativas viesadas do efeito do regime de metas sobre a razão de sacrifício se incluirmos a taxa de inflação inicial nos episódios de desinflação como variável de controle no modelo econométrico, como no capítulo 1. Se considerarmos essa relação no modelo econométrico, não deve existir correlação entre a dummy que indica regime de metas e o termo de erro, nem portanto viés no estimador dos efeitos do regime de metas sobre as razões de sacrifício.

No caso da variável dívida pública como proporção do PIB a situação é diversa. Podemos inicialmente fazer a seguinte conjectura: países com dívida pública alta como proporção do PIB devem apresentar maiores razões de sacrifício, pois uma razão dívida pública/PIB alta ou que cresce rapidamente pode aumentar os incentivos do Banco Central para monetização do estoque da dívida, tornar menos crível o comprometimento da autoridade monetária em reduzir a taxa de inflação e diminuir assim a convergência das expectativas. As razões de sacrifício mais baixas associadas aos episódios sob regime de metas

² Na literatura sobre efeitos médios de tratamento (Average Treatment Effects), o termo tratamento é utilizado em sentido amplo.

desinflação podem não ser resultado do tratamento em si, mas sim de uma variável que determina o tratamento. Como na regressão do capítulo 1 não incluímos controles com variáveis fiscais, é possível que as estimativas dos efeitos da dummy de metas sobre os custos de desinflação sejam viesadas.

Ao contrário do problema enfrentado por Angrist, que utilizou variáveis instrumentais correlacionadas com a participação na guerra e não correlacionadas com o resíduo para reduzir o viés de seleção do estimador causado por variáveis não observáveis, as variáveis que determinam o tratamento em nosso problema são observáveis. Sendo assim, utilizaremos nesse capítulo os procedimentos sugeridos na literatura sobre Efeitos Médios de Tratamento (*Average Treatment Effects – ATE*) para corrigir o viés de seleção do estimador.

Este capítulo é dividido em três partes, além desta introdução. Na seção 2 apresentamos a metodologia utilizada para a estimação dos efeitos do regime de metas sobre a razão de sacrifício. Na seção 3 apresentamos os dados utilizados nas regressões e os resultados das estimações, e na seção 4 concluímos.

3.2 Efeitos Médios de Tratamento

O objetivo desta seção, baseada no capítulo dezoito de Wooldridge (2002), é apresentar a metodologia de Efeitos Médios de Tratamento utilizada para estimar os efeitos do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício.

Seja y_0 o resultado de um indivíduo (ou país) sem o tratamento e y_1 o resultado com tratamento. Seja w uma variável indicadora do tratamento, onde $w = 1$ indica tratamento e $w = 0$ indica que não houve tratamento. O vetor $(y_{0i} \ y_{1i} \ w_i)$ representa os dados de um indivíduo i aleatoriamente retirado da população. O objetivo da análise é obter a diferença entre os resultados de interesse com tratamento e sem tratamento. Como a diferença nos resultados com e sem tratamento é uma variável aleatória (isto é, específica para cada indivíduo) Rosembaum e Rubin (1983) sugerem a estimação da seguinte característica de sua distribuição, denominada efeito médio do tratamento (*average treatment effect – ATE*):

$$ATE = E(y_0 - y_1) \quad (1)$$

O efeito médio de tratamento é o efeito esperado do tratamento sobre um agente retirado aleatoriamente da população. A dificuldade na estimação de (1) é que podemos observar um indivíduo com tratamento ou sem tratamento, mas nunca o mesmo indivíduo com os dois *status*. De acordo com w , o resultado de um indivíduo é dado por:

$$y = (1 - w)y_0 + wy_1 = y_0 + w(y_1 - y_0)$$

Uma outra quantidade de interesse é o efeito médio do tratamento sobre os tratados, que indica o efeito médio do tratamento para os indivíduos que efetivamente receberam o tratamento:

$$ATE_1 = E(y_0 - y_1 | w = 1) \quad (2)$$

O efeito médio do tratamento e o efeito médio do tratamento sobre os tratados podem ser iguais se o tratamento for randomizado entre os agentes (ou seja, se não houver auto-seleção), mas em outras circunstâncias eles geralmente são diferentes. Nas definições (1) e (2) também podemos incluir variáveis de controle: $E(y_0 - y_1 | x)$ é o efeito médio do tratamento condicional em x , enquanto $E(y_0 - y_1 | x, w = 1)$ é o efeito médio do tratamento sobre os tratados, condicional em x .

Sob a hipótese de que w é independente dos resultados (y_0, y_1) , verificada na situação onde a escolha do tratamento entre os agentes é aleatória, a diferença entre as médias amostrais dos resultados de tratados e não tratados (num modelo sem variáveis de controle) seria um estimador não-viesado, consistente e assintoticamente normal do efeito médio do tratamento. No entanto, o tratamento randomizado raramente pode ser observado: os agentes em geral determinam sua própria participação no tratamento, com base em variáveis observáveis ou não observáveis que podem estar correlacionadas com a variável explicada do modelo. Nesta situação, é necessária uma hipótese de identificação para

estimarmos os efeitos do tratamento. Rosenbaum e Rubin (1983) apresentaram a seguinte hipótese, necessária na presença de correlação entre w e (y_0, y_1) , denominada hipótese de ignorabilidade do tratamento:

Hipótese 1 [Ignorabilidade do Tratamento]: Condicional em $\mathbf{x}$ (um vetor de covariadas observáveis), w e (y_0, y_1) são independentes.

Wooldridge (2002) argumenta que, em muitos casos, é suficiente assumirmos ignorabilidade do tratamento no sentido de independência das médias condicionadas:

Hipótese 1':

$$E(y_1 | x, w) = E(y_1 | x)$$

$$E(y_0 | x, w) = E(y_0 | x)$$

A hipótese 1' estabelece que, se existe correlação entre w e (y_0, y_1) , a correlação desaparece se condicionarmos as médias dos resultados do tratamento ao vetor de covariadas observáveis $\mathbf{x}$. Outra implicação importante desta hipótese é que o efeito médio do tratamento, condicional em $\mathbf{x}$, é igual ao efeito médio do tratamento sobre os tratados, condicional em $\mathbf{x}$. Para maiores detalhes, ver Wooldridge (2002).

Neste último caso, onde a participação ou não do tratamento é determinada por variáveis observáveis que também influenciam os resultados que estamos interessados em estimar, podemos utilizar métodos de regressão baseados em *propensity scores*, para obtermos estimativas não-viesadas do efeito do tratamento. O *propensity score* $p(\mathbf{x})$ é a probabilidade do agente receber o tratamento dado o vetor de covariadas:

$$p(\mathbf{x}) = P(w = 1 | \mathbf{x}), \quad (0 < p(\mathbf{x}) < 1) \quad (3)$$

Na análise dos efeitos do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício, o *propensity score* é simplesmente a probabilidade de o país adotar o regime de metas de

inflação dadas as covariadas taxa de inflação, razão dívida pública / PIB, alternância de poder e incidência de choques de oferta. O propensity score de um determinado país é obtido multiplicando-se coeficientes estimados dessas variáveis no modelo Probit pelos valores das covariadas do país e verificando-se a probabilidade desse resultado na distribuição normal padronizada.

Um estimador simples dos efeitos do tratamento sobre os resultados de interesse é obtido a partir de uma regressão por mínimos quadrados ordinários que inclui o *propensity score* estimado entre as variáveis explicativas. Num modelo onde os efeitos do tratamento são estimados sem variáveis de controle, temos:

$$y_i = \alpha + \beta_1 w_i + \beta_2 p(\mathbf{x}_i) \quad (4)$$

onde o coeficiente β_1 é a estimativa do efeito médio do tratamento.

Rosembaum e Rubin (1983) mostram que, sob a hipótese 1 e condicionados em $p(\mathbf{x})$, w e (y_0, y_1) são independentes. Os autores sugerem uma versão mais geral do modelo (4) para a estimação dos efeitos médios do tratamento, que inclui um termo de interação entre o indicador do tratamento e o desvio do *propensity score* da média:

$$y_i = \alpha + \beta_1 w_i + \beta_2 p(\mathbf{x}_i) + \beta_3 w_i(p(\mathbf{x}_i) - \mu_p) \quad (5)$$

onde μ_p é a média dos *propensity scores* estimados para os países.

Na seção seguinte apresentaremos os dados de *propensity scores* dos países da OCDE e os resultados das estimações dos modelos (4) e (5) condicionados em variáveis explicativas da razão de sacrifício.

3.3 Propensity Scores e Resultados das Estimações

No capítulo 2 estimamos os coeficientes de um modelo Probit para encontrarmos os determinantes para a adoção ou não adoção do regime de metas de inflação (variável dependente = 1 se o país adota o regime de metas, 0 em caso contrário). As variáveis explicativas deste modelo são: taxa de inflação, razão dívida pública / PIB, alternância de poder e incidência de choques de oferta. Nesta seção calcularemos *propensity scores* apenas para os países da OCDE, uma vez que não dispomos de dados confiáveis de variáveis fiscais para os países emergentes.

Para os países da OCDE que adotaram o regime de metas, os dados sobre inflação referem-se à inflação média anual nos cinco anos anteriores à implementação do regime, e foram obtidos na base IMF International Financial Statistics. O índice de alternância de poder é a frequência de trocas de poder entre partidos, em períodos de regime democrático, de 1970 até o ano de implementação do regime de metas ou até o ano de 1998, e foi construído com informações do Political Handbook of the World, edição de 1998, editado por Banks e Muller.

Como variável indicadora da incidência de choques sobre a economia, utilizamos o desvio padrão da taxa de crescimento do investimento, calculado a partir da série com as taxas de crescimento anuais da formação bruta de capital fixo da base de dados do Banco Mundial (<http://sima-ext.worldbank.org/query>), entre o ano de 1970 e o ano implementação do regime de metas, para obter maior consistência no resultado. A razão dívida pública/PIB corresponde à média dessa variável nos cinco anos anteriores à adoção do regime de metas, e foi obtida também a partir da mesma base (série Central Government Debt/GDP).³

³ A razão de sacrifício é outra variável que poderia teoricamente explicar a escolha do regime de metas de inflação. Encontramos, no entanto, um número relativamente pequeno de países da OCDE com episódios de desinflação no período relevante para a análise (20 países). O coeficiente desta variável também não é significativo na estimação do modelo Probit, como visto no capítulo 2. Diante desses resultados, não consideramos as razões de sacrifício como um determinante potencial para implementação do regime de metas. Para maiores detalhes sobre a metodologia de cálculo das razões de sacrifício ver capítulo 1, para os resultados das estimações do modelo Probit ver capítulo 2.

Para os países não-targeters não existe uma data de adoção do regime de metas. Ball e Sheridan (2003), num estudo sobre efeitos do regime de metas sobre inflação média, variabilidade da inflação, taxa de crescimento do produto e variância do produto nos países da OCDE, definem a “data de adoção” para os não-targeters como sendo a média das datas de adoção do regime nos países targeters. O mesmo critério foi aplicado neste estudo. O “ano de adoção” do regime de metas para os países não-targeters é 1996, a média dos anos de implementação do regime dos países targeters da nossa amostra.

Os dados sobre as variáveis explicativas para países targeters e não targeters são apresentados na tabela 2 do capítulo 2. A seguir apresentamos os coeficientes estimados dessas variáveis no modelo Probit:

Tabela 3.1 – Resultados do modelo Probit

Regressor	Coeficiente*	P-valor
Taxa de Inflação	0,193 (1,98)	0,048
Alternância de Poder	0,039 (0,01)	0,990
Volatilidade da taxa de crescimento da FBCF	-0,088 (-0,73)	0,468
Razão Dívida Pública /PIB	-0,030 (-2,03)	0,042
Constante	0,768 (0,79)	0,428
Número de Observações	30	
Log-Likelihood Ratio (LR)	13,35	
R^2 de McFadden	0,32	

* Estatística t entre parênteses

A tabela 3.2 apresenta os propensity scores estimados dos países, calculados com os coeficientes estimados e com as saídas de uma distribuição normal padronizada do software Mathematica 5.0:

Tabela 3.2 – Propensity Scores

País	Propensity Score
Alemanha	0,600
Austrália	0,841
Áustria	0,291
Bélgica	0,001
Canadá	0,419
Coreia do Sul	0,651
Dinamarca	0,031
Espanha	0,479
Estados Unidos	0,257
Finlândia	0,630
França	0,403
Grécia	0,160
Holanda	0,186
Hungria	0,878
Irlanda	0,020
Islândia	0,135
Itália	0,028
Japão	0,112
Luxemburgo	0,596
México	0,999
Noruega	0,465
Nova Zelândia	0,598
Polónia	0,996
Portugal	0,337
Reino Unido	0,634
Rep. Eslovaca	0,680
Rep. Tcheca	0,711
Suécia	0,551
Suiça	0,363
Turquia	0,999

Fonte: Dados calculados pelo autor

Uma estratégia sugerida por Rosenbaum e Rubin (1993) é verificar as diferenças nos resultados a partir de um matching de pares com *propensity scores* semelhantes, mas com diferentes *status* de tratamento. Na tabela 3.3, reunimos quatro blocos de países com *propensity scores* próximos, e calculamos a diferença entre as médias das razões de sacrifício verificadas sob regime de metas e as médias das razões de sacrifício verificadas em episódios sem regime de metas. Novamente, consideramos como episódios de desinflação apenas aqueles que se iniciaram seis meses depois da implementação do regime. A média das diferenças nas respostas é igual a 0,63, indicando que países com regime de metas reduzem cada ponto percentual da taxa de inflação com um desvio do produto em relação ao potencial 0,63% menor que o desvio verificado nos países sem

regime de metas. Como nesse comparativo não estamos controlando o efeito do tratamento pela inflação inicial, pela velocidade da desinflação e por efeitos de tempo, este resultado é apenas uma indicação de que podemos atribuir ao regime de metas as reduções nas razões de sacrifício.

Tabela 3.3 – Resultados do Tratamento

País	Episódio	Propensity Score	Dummy	Razão de Sacrifício	Resultado
Polônia	2000:3 - 2003:2	0,99	1	0,50	
Austrália	1990:4 - 1991:4	0,84	0	0,91	
Austrália	1995:3 - 1997:3	0,84	1	0,15	
Austrália	2001:2 - 2001:3	0,84	1	0,26	
Hungria	1997:4 - 1999:2	0,88	0	0,28	0,29
Rep. Tcheca	1998:1 - 1999:3	0,71	0	0,94	
Rep. Eslovaca	2000:2 - 2001:1	0,68	0	0,63	
Rep. Eslovaca	2001:3 - 2002:3	0,68	0	0,56	
Coréia do Sul	2001:2 - 2002:1	0,65	1	0,78	
Coréia do Sul	1991:4 - 1993:1	0,65	0	0,68	
Coréia do Sul	1998:1 - 1999:2	0,65	0	4,26	
Reino Unido	1992:2 - 1993:2	0,63	0	0,87	
Reino Unido	1998:2 - 1999:3	0,63	0	3,79	
Reino Unido	1998:2 - 1999:3	0,63	1	0,12	
Finlândia	1993:1 - 1994:1	0,63	0	8,18	2,04
Nova Zelândia	1998:2 - 1999:3	0,60	1	2,73	
Nova Zelândia	1990:2 - 1992:1	0,60	0	1,40	
Alemanha	1993:3 - 1996:1	0,60	0	1,67	
Suécia	1991:1 - 1992:3	0,55	0	1,11	
Suécia	2003:1 - 2004:1	0,55	1	0,14	-0,04
Espanha	1996:3 - 1997:2	0,48	1	1,32	
Noruega	1990:4 - 1992:1	0,47	0	0,41	
Noruega	2003:1 - 2004:1	0,47	1	0,70	
Canadá	1991:1 - 1992:3	0,42	0	2,47	
Canadá	2001:2 - 2001:4	0,42	1	0,07	
Canadá	2003:1 - 2003:4	0,42	1	1,53	
Suécia	1993:2 - 1994:1	0,41	0	0,55	
Suiça	1993:3 - 1994:4	0,36	0	1,20	0,25
				Média	0,63

Fonte: dados calculados pelo autor

Na tabela 3.4 apresentamos os resultados da estimação do modelo (4), onde a variável dependente é a razão de sacrifício. Incluímos como variáveis de controle a taxa de inflação inicial do episódio de desinflação, o inverso da duração do episódio (uma medida de velocidade da desinflação) e uma dummy de controle de supostos efeitos de tempo (1 se o episódio de desinflação ocorreu no ano de 1990 ou após 1990, 0 em caso contrário). Os erros padrões aparecem entre parânteses e apresentam correção de heterocedasticidade pelo procedimento de Newey-West:

Tabela 3.4 - Resultados OCDE

Regressor	Coefficiente	P-valor
Taxa de Inflação	-0,059 (0,029)	0,045
Velocidade	-1,394 (0,801)	0,085
Dummy	-1,094 (0,454)	0,018
Dummy-1990	0,121 (0,286)	0,672
Propensity Score	0,107 (0,503)	0,831
Constante	2,259 (0,420)	0,000
Número de Observações	99	
R^2 ajustado	0,07	

As estimativas dos coeficientes são muito próximas das obtidas no capítulo 1, com o modelo sem *propensity scores*. Os coeficientes da taxa de inflação inicial e da dummy de tratamento⁴ (1 se o país adota regime de metas, 0 em caso contrário) são significantes a 5%, enquanto que a estimativa do coeficiente da velocidade é negativa e significativa a 10%, indicando que desinflações mais rápidas geram menores sacrifícios. Em média, os

⁴ Consideramos como episódios de desinflação sob regime de metas apenas aqueles que se iniciaram pelo menos seis meses depois da implementação do regime. Os efeitos do regime de metas sobre a razão de sacrifício não são significantes se considerarmos episódios de desinflação sob regime de metas qualquer episódio iniciado após a adoção do sistema.

países que adotam o regime de metas de inflação reduzem cada ponto percentual da taxa de inflação com uma perda de produto em relação ao produto potencial cerca de 1% menor que a verificada nos países sem regime de metas. Os resultados se alteram minimamente se incluirmos entre as variáveis explicativas o termo de interação entre a dummy indicadora de tratamento e os desvios do propensity score em relação à média, do modelo (5). Supostos efeitos de tempo não foram identificados.

Na estimação do modelo (4) controlamos os efeitos do tratamento pelo *propensity score*, a probabilidade de um determinado país adotar o regime de metas de inflação nos anos 90. A probabilidade de o país adotar o regime de metas foi calculada a partir de dados sobre volatilidade da taxa de crescimento do investimento, alternância de poder entre partidos rivais, razão dívida pública/PIB e taxa de inflação anual. Para a construção dos índices de alternância de poder e para o cálculo da volatilidade das taxas de crescimento da formação bruta de capital, utilizamos informações sobre trocas de poder entre os partidos e dados sobre a taxa de crescimento da formação bruta de capital de 1970 até o ano de implementação do regime de metas. No cálculo da inflação média e da razão média dívida pública / PIB, no entanto, consideramos dados relativos aos cinco anos anteriores à implementação do regime de metas.

Dentre os 99 episódios de desinflação identificados no grupo de países da OCDE, 63 episódios foram identificados na década de 1980 e na década de 1970. Como em todos os casos a implementação do regime de metas ocorreu a partir de 1990, consideramos adequado uma regressão apenas com episódios de desinflação identificados a partir de 1990 (36 episódios). Na tabela 3.5 apresentamos os resultados dessa regressão, onde os erros-padrões com correção figuram entre parênteses.

Tabela 3.5 - Resultados OCDE 1990

Regressor	Coef.*	P-valor
Taxa de Inflação	-0,235 (0,100)	0,026
Velocidade	-1,376 (1,679)	0,418
Dummy	-1,798 (0,761)	0,024
Propensity Score	1,924 (1,604)	0,239
Constante	2,775 (0,452)	0,000
Número de Observações	36	
R^2 ajustado	0,17	

*Erros padrões com correção de heterocedasticidade de Newey-West

Considerando-se estes 36 episódios, a taxa de inflação continua significativa a 5%, mas o coeficiente da velocidade deixa de ser significativo. O coeficiente de determinação ajustado aumenta em mais de duas vezes. Os efeitos do regime de metas sobre as razões de sacrifício também têm a magnitude ampliada de maneira muito significativa: a redução da taxa de inflação em um ponto percentual nos países com regime de metas significa um desvio do produto em relação à tendência de longo prazo 1,8 ponto percentual menor que o observado nos países sem regime de metas de inflação. Não ocorrem alterações significativas nos resultados se incluirmos o termo de interação.

3.4 Conclusão

Neste capítulo verificamos os efeitos do regime de metas de inflação sobre as razões de sacrifício dos episódios de desinflação dos países da OCDE considerando endogeneidade na decisão de adotar ou não adotar o regime de metas. Para obter estimativas não viesadas dos coeficientes, utilizamos métodos de regressão baseados em *propensity scores* - as probabilidades estimadas num modelo Probit de adotar ou não adotar o regime de metas –

que são muito discutidos na literatura sobre efeitos médios de tratamento (*average treatment effect* – ATE). Considerando todos os episódios de desinflação identificados nos países da OCDE, as estimativas dos coeficientes pouco diferiram das estimativas encontradas nas regressões em que a hipótese de identificação é exogeneidade na escolha do regime de metas de inflação. Os países que adotam o regime de metas conseguem reduzir cada ponto percentual da taxa de inflação com perdas de produto em relação ao nível potencial menores que as perdas verificadas nos países sem regime de metas. O desvio do produto em relação ao nível potencial é cerca de um ponto percentual menor nos países com regime de metas em relação aos países sem esse tipo de arranjo monetário, para cada ponto percentual de redução da taxa de inflação.

A taxa de inflação apresenta coeficiente significativo e o sinal negativo esperado. Taxas de inflação mais altas no início de cada episódio significam menor grau de rigidez nominal na economia e maior impacto de uma mudança nas expectativas de inflação sobre salários e preços. Supostos efeitos de tempo, que poderiam explicar a redução das razões de sacrifício a partir de 1990 por motivos não relacionados ao regime de metas, não foram identificados.

Se considerarmos apenas os episódios que ocorreram após 1990, as estimativas do efeito do regime de metas sobre as razões de sacrifício continuam significantes e ainda mais expressivas: o desvio do produto em relação ao potencial é em média 1,8 ponto percentual menor nos países com regime de metas, para cada ponto percentual de redução da taxa de inflação.

Desinflações mais rápidas estão associadas à menores taxas de sacrifício se considerarmos todos os episódios de desinflação (o coeficiente da velocidade é negativo e significativo a 10%), mas a relação estatística desaparece se considerarmos os episódios que ocorreram após 1990.

Referências

Angrist, Joshua. “Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lotteries: Evidence from Social Securities Administrative Records”. *American Economic Review*, vol. 80. n. 3 (1990).

Rosenbaum, P.R. Rubin, D. B. “The Central Role of Propensity Scores in Observational Studies for Causal Effects”. *Biometrika* 70 (1983).

Wooldridge, Jeffrey. “Econometric Analysis of Cross Sectional and Panel Data”, MIT Press (2002).