

REAVALIANDO A RELAÇÃO ENTRE INDEPENDÊNCIA DO BANCO CENTRAL E CUSTOS DE DESINFLAÇÃO: UMA ANÁLISE DE VIÉS DE SELEÇÃO

Danilo Passos *

Pedro Garcia Duarte †

RESUMO

A literatura empírica que busca investigar os efeitos da independência do banco central sobre os custos de desinflação encontra, quase que em sua totalidade, uma relação positiva entre estas duas variáveis, indicando que episódios desinflacionários mais custosos estão relacionados a países com bancos centrais mais independentes, contrariando a teoria novo clássica, que atribui um prêmio para a credibilidade da política monetária em termos de custos de desinflação. No entanto, a maioria desses trabalhos limita-se à utilização da metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários, método incapaz de controlar para a existência de algum tipo de endogeneidade ou viés de seleção na relação de interesse. Assim, o presente trabalho busca complementar a literatura existente empregando os métodos baseados em *propensity score*, metodologia econométrica capaz de controlar para a possível existência de viés de seleção na relação entre independência do banco central e custos de desinflação. Os resultados obtidos indicam que, quando as metodologias que lidam com a existência de viés de seleção são utilizadas, encontra-se um efeito insignificante do grau de independência do banco central sobre os custos de desinflação. Portanto, os resultados aqui encontrados sugerem que um país pode conceder maior independência a seu banco central, de modo a priorizar o controle da inflação, sem trazer custos significativos adicionais à sua atividade econômica.

Palavras Chave: independência do banco central, custos de desinflação, política monetária

ABSTRACT

The majority of the empirical literature about the effects of central bank independence on disinflation costs found a positive relationship between these variables, meaning that more costly disinflationary episodes are related to countries with more independent central banks. This result contradicts the new classical theory, which states that there is a credibility premium in terms of disinflation costs for monetary policy. However, the dominant econometric method used for most of these works is Ordinary Least Squares, a technique incapable of controlling for the existence of endogeneity or selection bias. In that sense, the present work aims to contribute to the existing literature by applying models based on propensity score, an econometric method capable of dealing with the possible existence of selection bias in the relationship between central bank independence and disinflation costs. The results obtained indicate that, when the propensity score is used, a statistically insignificant effect of the central bank independence on disinflation costs is found. Therefore, these results suggest that a country is capable of granting more independence to its central bank, in order to reduce inflation, without facing additional costs in terms of its economic activity.

Keywords: central bank independence, disinflation costs, monetary policy

Área ANPEC: 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Classificação JEL: E02, E52, E58

*Mestre em Teoria Econômica, Departamento de Economia, Universidade de São Paulo (danilopassos@usp.br)

†Professor, Departamento de Economia, Universidade de São Paulo (pgduarte@usp.br)

1 Introdução

A literatura sobre independência do banco central, tanto teórica quanto empírica, é bastante extensa e passou a ganhar relevância expressiva durante as décadas de 1970 e 1980, quando a maioria das principais economias industriais passou por momentos de inflação alta e sustentada ¹. A partir deste período, a independência do banco central como ferramenta para conduzir a inflação a patamares mais baixos e garantir crescimento econômico no longo-prazo passou a ser frequentemente discutida entre acadêmicos e formuladores de política econômica ². Argumenta-se que um banco central mais independente e, portanto, menos suscetível a pressões do governo para praticar uma política monetária mais expansionista, seria capaz de: reduzir o patamar inflacionário de seu país, pois conseguiria se comprometer com maior facilidade à estabilidade de preços; promover maior crescimento, ao reduzir a inflação e tornar a política monetária mais previsível, diminuindo assim o prêmio de risco da taxa de juros; diminuir os custos de desinflação, pois maior independência aumentaria a credibilidade do banco central, fazendo com que as expectativas de inflação dos agentes convergissem mais rapidamente para a meta pretendida pelo banco, reduzindo assim os custos associados ao processo desinflacionário ³.

Os trabalhos que buscaram investigar se esses benefícios poderiam ser observados empiricamente constataram que um maior grau de independência diminui tanto o nível quanto a variabilidade da inflação e que não existe nenhuma correlação significativa entre independência do banco central e variáveis ligadas à atividade econômica de um país, indicando então que bancos centrais mais autônomos seriam capazes de levar a economia para um equilíbrio de menor inflação sem contrapartidas negativas em relação ao crescimento econômico ⁴.

Quanto aos custos de desinflação, no entanto, os resultados encontrados pela maior parte da literatura empírica contradizem esta visão, apontando justamente para o efeito oposto ao esperado: bancos centrais mais independentes estão associados a maiores custos de desinflação. Como explicação para tal resultado, algumas idéias foram sugeridas: maior independência do banco central, ao reduzir a inflação e torná-la menos volátil, induziria os agentes a formarem suas expectativas de forma mais adaptativa, o que faria as expectativas de inflação reagirem mais vagarosamente diante de um plano de desinflação anunciado pelo banco central independente, o que por sua vez levaria a maiores custos de desinflação. Outra possível explicação está relacionada ao fato de que a estabilidade inflacionária proporcionada por um banco central mais independente permitiria uma extensão dos prazos para reajustes de contratos indexados. Essa maior inércia nominal torna mais fortes os efeitos reais sobre a economia de uma desinflação não antecipada, agravando assim os custos de desinflação ⁵.

A maioria dos trabalhos que analisa empiricamente a relação entre independência do banco central e custos de desinflação possui, contudo, uma importante limitação. Países distintos podem possuir diferentes níveis de aversão à inflação e isso afetaria não só a escolha do grau de independência dos respectivos bancos centrais, mas também o nível inicial de inflação a partir do qual um país estaria disposto a iniciar um processo desinflacionário, o que por sua vez impacta na magnitude dos custos de desinflação, caracterizando assim um caso de viés de seleção. Logo, os resultados obtidos pela maioria dos trabalhos empíricos sobre o tema podem estar viesados, pois os mesmos restringem-se a estimações pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), que não controlam para a existência de algum tipo de endogeneidade ou viés de seleção entre as variáveis de interesse.

O presente trabalho visa então complementar a literatura referente à relação entre independência do banco central e custos de desinflação fazendo uso de uma metodologia econométrica capaz de controlar

¹Walsh (2008).

²Mishkin (2006) apresenta a evolução histórica do debate teórico sobre a condução da política monetária desde a década de 1960, incluindo as discussões relacionadas à independência do banco central.

³Eijffinger e Haan (1996) descrevem os resultados obtidos por diversos estudos que objetivam entender os determinantes da independência do banco central e o impacto da mesma sobre algumas variáveis macroeconômicas.

⁴Ver Cukierman (1992) e Alesina e Summers (1993).

⁵Maiores detalhes sobre as explicações que justificariam uma relação positiva entre independência do banco central e custos de desinflação encontram-se na próxima seção.

para um possível viés de seleção na relação de interesse. Para tentar expurgar esse potencial viés, o grau de independência do banco central é interpretado como um tratamento e são utilizados os métodos de avaliação de políticas baseados em *propensity score*, dentre eles, o *propensity score generalizado*, desenvolvido por Hirano e Imbens (2004), empregado quando a variável de tratamento é contínua, como é o caso da independência.

O trabalho divide-se então da seguinte forma: na segunda seção é apresentada uma revisão da literatura sobre independência do banco central e sua relação com os custos de desinflação; a seção 3 traz um maior detalhamento da metodologia econométrica aplicada neste trabalho e discute um possível mecanismo que causaria o viés de seleção na relação de interesse; na seção 4 são descritos os dados e variáveis utilizados no trabalho; os principais resultados encontrados estão expostos na seção 5 e, por fim, a seção final traz as conclusões obtidas.

2 Revisão da Literatura

2.1 Medidas de independência do banco central

Para verificar a validade empírica de todos os supostos benefícios atribuídos à instituição de um banco central independente, diversos autores se dedicaram a mensurar o grau de independência do banco central para um conjunto de países. Medir a independência, no entanto, não é uma tarefa fácil. A independência de fato depende não somente do que é prescrito em lei, mas também de diversos outros fatores, como acordos informais entre o banco e o governo, a qualidade do departamento de pesquisa do banco central e o perfil dos profissionais que exercem papéis chave no banco e em outros órgãos de política econômica, como o Tesouro. Devido à dificuldade de quantificar todos esses aspectos de maneira objetiva, a maioria dos esforços existentes para quantificar a independência focou nos seus aspectos legais.

Dentre os diversos trabalhos que calcularam índices para a independência do banco central, um dos mais utilizados é o elaborado por Cukierman (1992). O trabalho de Cukierman é mais amplo do que outros realizados previamente, pois calcula o índice de independência para um conjunto maior de países e também porque propõe medidas alternativas àquelas baseadas apenas na independência legal. O índice é calculado para 72 países, incluindo 23 nações desenvolvidas e 49 em desenvolvimento, para o período 1950-1989.

O índice de independência legal computado por Cukierman foi construído da seguinte maneira: em primeiro lugar, escolheu-se um número limitado de características legais relativamente precisas subjacentes aos bancos centrais; depois disso, para cada uma dessas características um determinado número é atribuído a cada banco central. Estas características podem ser divididas em quatro categorias:

1. **Chief Executive Officer (CEO)** - Variáveis que dizem respeito à contratação, demissão e período de mandato do presidente ou executivo-chefe da instituição. São considerados mais independentes aqueles bancos centrais em que o período de mandato do presidente é mais longo e/ou nos quais o Executivo possui pouca autoridade legal para apontar ou demitir o presidente.
2. **Policy Formulation (PF)** - Variáveis relacionadas à autoridade do banco central para tomar a decisão final em casos de conflito de interesse com o governo. Bancos centrais com maior autoridade para formular a política monetária e para resistir a pressões do governo em casos de interesses conflitantes são apontados como mais independentes.
3. **Final Objectives (OBJ)** - Variáveis que dizem respeito aos objetivos finais do banco central, que estão descritos na sua missão. Um banco central cuja única meta é a estabilidade de preços é considerado mais independente do que aqueles que possuem outros objetivos além do controle da inflação (ou que sequer ambicionam estabilizá-la).
4. **Limitations on lending (LL)** - Variáveis relacionadas às restrições legais impostas ao banco central em relação a empréstimos para o setor público, tais como limitações no volume e maturidade dos empréstimos e extensão dos mesmos ao setor privado. As limitações são mais fortes quando: determina-se um nível máximo de empréstimo para ser concedido (ao invés de uma porcentagem

dos gastos do governo, por exemplo); são cobradas taxas mais próximas às vigentes no mercado; os empréstimos possuem maturidades mais curtas; é menor o círculo de instituições autorizadas a emprestar do banco central; é menor o poder do Executivo para decidir para quem e quanto o banco central pode emprestar; e quando há leis que proíbem a aquisição de títulos do governo no mercado primário pelo banco central. Quanto mais rígidas forem as limitações, mais independente é o banco central.

Os quatro aspectos apresentados acima são representados por dezesseis variáveis, quantificadas através de uma escala entre 0 e 1, do menor para o maior nível possível de independência. Todas as variáveis analisadas e seus respectivos valores podem ser encontrados em Cukierman (1992). Como nem todas as leis dos diferentes países contêm todas as informações sobre todas as variáveis, muitas observações incompletas surgem. Para amenizar esse problema, Cukierman agregou, calculando uma média aritmética ⁶, as dezesseis variáveis em oito e atribuiu a cada uma destas pesos diferentes para a composição do índice de independência. Os pesos de cada variável foram eleitos de maneira arbitrária pelo autor, que buscou dar mais importância na composição do índice para os aspectos que julgava mais relevantes para a independência do banco central ⁷. A tabela abaixo resume a agregação mencionada:

Tabela 1: Pesos utilizados na construção do índice de Independência Legal do BC

Variável Legal	Peso
ceo (contratação, demissão e período de mandato do presidente do BC)	0,20
pf (resolução de conflitos entre governo e banco central)	0,15
obj (objetivos finais do banco central)	0,15
lla (limitações nos empréstimos - adiantamentos ao governo)	0,15
lls (limitações nos empréstimos - securitização)	0,10
lls (limitações nos empréstimos - quem as decide?)	0,10
lwidth (limitações nos empréstimos - extensão)	0,05
lm (limitações nos empréstimos - outros aspectos)	0,10
	1,00

Outros autores também se empenharam na construção de índices de independência do banco central, como Grilli et al. (1991), que também será utilizado nas estimações deste trabalho. No trabalho de Grilli et al. (1991), foram analisados 18 países da OCDE no período entre 1950 e 1989. O índice construído pelos autores reflete tanto a **independência política** quanto a **independência econômica**. A independência política é definida como a habilidade do banco central de selecionar os objetivos de sua política sem sofrer a interferência do governo. Esta medida é baseada em fatores tais como se o presidente do banco e os membros do comitê executivo são designados pelo governo, se membros do governo fazem parte do comitê executivo do banco central, se as decisões de política monetária requerem a aprovação do governo e se a estabilidade de preços é o objetivo explícito na legislação do banco central. Já a independência econômica se refere à habilidade de utilizar os instrumentos de política monetária sem restrições. A restrição mais comum imposta ao banco central é a extensão na qual o mesmo é obrigado a financiar o déficit do governo. Assim, a independência econômica se refere à facilidade do governo financiar seus déficits via crédito do banco central.

Os índices aqui mencionados foram amplamente utilizados pela literatura empírica que buscou avaliar os efeitos da independência do banco central sobre os custos de desinflação, cujos principais resultados são resumidos a seguir.

⁶Com exceção da variável de *policy formulation*, para a qual maior peso foi dado à questão ligada a resoluções de conflitos entre o banco central e o governo.

⁷Nas estimações do presente trabalho, além do índice original de Cukierman (1992), serão utilizados índices baseados na reponderação dos componentes do indicador de Cukierman, na tentativa de comprovar a robustez dos resultados.

2.2 A relação entre independência do banco central e custos de desinflação

Dentre os diversos trabalhos presentes na literatura sobre as possíveis consequências econômicas da independência do banco central ⁸, parte destes, como veremos a seguir, concentrou-se em verificar a relação da independência com os custos de desinflação, que correspondem ao *trade-off* de curto-prazo entre desemprego e inflação, representado na curva de Phillips. Esta relação é particularmente importante no campo da Economia Política, pois indica qual seria a melhor opção para um governo que necessita levar sua economia para patamares mais baixos de inflação, mas que deseja fazer isso da maneira menos custosa possível em termos de produto e emprego, com a finalidade de não gerar grandes insatisfações populares e, dessa forma, não prejudicar suas chances de se manter no poder em futuras eleições.

Assim, para fazer uma análise mais precisa dos custos inerentes à redução da inflação, torna-se necessária uma medida que pudesse representá-los de maneira apropriada. A forma mais comum na literatura de mensurar esses custos se dá através do cálculo da taxa de sacrifício, a razão entre a perda percentual do produto decorrente da desinflação e a amplitude desta. Genericamente, podemos definir:

$$\text{taxa de sacrifício} = - \frac{\sum_{t=0}^{\tau} \frac{Y_t - Y^*}{Y^*}}{\pi_0 - \pi_{\tau}} \quad (1)$$

em que:

- $t = 0$ e $t = \tau$ são os instantes de início e final, respectivamente, da desinflação;
- Y_t é o produto no instante t e Y^* é o produto potencial da economia;
- π_0 e π_{τ} são as taxas de inflação nos instantes $t = 0$ e $t = \tau$, respectivamente.

Muitos autores se propuseram a calcular essa taxa para um conjunto de países que passaram por momentos de desinflação, utilizando metodologias variadas ⁹. Os métodos mais utilizados são aqueles denominados *ad hoc*, nos quais fica a cargo do autor tanto estabelecer as regras para identificar os períodos de início e fim da desinflação como também para calcular o produto potencial. Com estas regras em mãos, os autores identificam nos dados os períodos de desinflação de cada país e aplicam a fórmula citada anteriormente, chegando assim à taxa de sacrifício. A maioria dos trabalhos segue a metodologia de Ball (1994) que consiste em definir um “pico” como um ponto no tempo no qual a média móvel de nove períodos da inflação é maior do que nos quatro períodos anteriores e posteriores e um “vale” como um ponto no qual esta média é inferior aos últimos quatro trimestres, anteriores e posteriores. Os episódios de desinflação seriam aqueles nos quais a diferença da taxa de inflação entre um “pico” e um “vale” fosse superior a 2%, sendo que foram descartados processos nos quais a inflação inicial estivesse acima de 20%. Para o cômputo do produto potencial, Ball (1994) parte da hipótese de que o produto efetivo é igual ao potencial no início do período de desinflação e que o produto efetivo retorna ao seu nível potencial quatro trimestres após o fim do processo desinflacionário; entre estes dois pontos, o produto potencial cresce (ou decresce) de maneira log-linear.

O fato de desinflações causarem perdas de produto é, para a maioria dos autores, uma regra com poucas exceções. A explicação novo clássica para isso está fortemente atrelada à questão da credibilidade. Sargent (1983) argumenta que um banco central com alta credibilidade é capaz de desinflacionar a economia sem grandes custos simplesmente anunciando ao público um plano de redução da inflação que seja convincente, facilmente compreensível e de improvável descumprimento. Sargent critica então os planos graduais de contenção da inflação, pois estes dariam margem à especulação sobre desvios no futuro da política monetária restritiva, o que diminuiria a credibilidade da autoridade monetária, impondo maiores custos ao processo desinflacionário.

⁸Cukierman (1992), Grilli et al. (1991) e Alesina e Summers (1993) buscaram verificar as relações entre independência do banco central e o nível e a variabilidade da inflação. Os trabalhos de Grilli et al. (1991) e Alesina e Summers (1993) também analisaram a relação entre a independência e variáveis relacionadas ao crescimento econômico.

⁹Ball (1994), Zhang (2005) e Hofstetter (2008) empregaram métodos *ad hoc* para calcular a taxa de sacrifício. Já Cecchetti e Rich (1999) estimam a taxa de sacrifício utilizando uma metodologia de VAR estrutural.

Em contrapartida, Fischer (1984) e Taylor (1983) apresentam uma opinião diferente de Sargent (1983). Ambos enfatizaram a importância da presença de rigidez nominal, ou seja, o fato de que muitos preços e salários são estabelecidos em termos nominais e não se reajustam rapidamente quando há mudanças na política monetária. Fischer argumentava que, ainda que o banco central possuísse alta credibilidade, uma política desinflacionária levada a cabo muito rapidamente levaria a um desemprego mais alto. Mesmo que a autoridade monetária consiga convencer trabalhadores e firmas que será capaz de cumprir a política desinflacionária proposta, os contratos salariais refletirão expectativas de inflação que vigoravam antes do estabelecimento desta política e, assim, a inflação corrente já seria composta pelos acordos de salário vigentes, não podendo ser reduzida de maneira instantânea e sem custos. Taylor destacou o fato de que os contratos salariais não são todos estabelecidos no mesmo instante, mas sim escalonados. Se os trabalhadores se preocupam sempre com os salários relativos, desejarão salários não muito diferentes dos existentes nos contratos vigentes e, devido a essa estrutura, uma política monetária restritiva implementada de forma rápida não levaria a uma queda igualmente veloz da inflação. Ao invés disso, esta política reduziria os saldos monetários reais, desencadeando assim uma recessão e um aumento no desemprego. Estes autores recomendam então que as desinflações sejam executadas de maneira lenta e gradual, a fim de que os trabalhadores tenham tempo suficiente para incorporar as mudanças da política em seus contratos salariais.

Dessa forma, partindo da hipótese que bancos centrais mais independentes promovem desinflações com maior credibilidade e mais rapidamente, as conclusões de Sargent e de Fischer/Taylor implicam em visões diferentes sobre a relação entre independência do banco central e custos de desinflação. Para Sargent, mais independência (ou seja, mais credibilidade) reduz a taxa de sacrifício, enquanto para Fischer e Taylor, mais independência (ou seja, desinflações mais rápidas) pode aumentar a taxa de sacrifício.

Motivados por esse debate teórico, muitos autores se dedicaram a verificar empiricamente quais os efeitos de uma maior independência do banco central sobre os custos de desinflação medidos pela taxa de sacrifício. Um conjunto de importantes artigos empíricos sobre esta relação são resumidos na Tabela 2.

Tabela 2: Artigos empíricos que verificam a relação entre independência do banco central e taxa de sacrifício

Artigo	Relação Encontrada	Qtde. Países	Período	Metodologia
Gärtner (1997)	Positiva e Significante	9	1960- 1988	MQO
Fischer (1996)	Positiva e Significante	9	1960- 1988	MQO
Jordan (1997)	Positiva e Significante	19	1960- 1992	MQO
Baltensperger e Kugler (2000)	Negativa e Significante	19	1970- 1996	Painel - Efeitos Aleatórios (FGLS)
Daniels et al. (2005)	Positiva e Significante	19	1960- 1990	MQO
Katayama et al. (2011)	Positiva e Significante	18	1960- 1998	MQO

É possível notar, pela tabela, que a maioria dos artigos encontra uma relação positiva entre as variáveis de interesse: países com bancos centrais mais independentes apresentam maiores taxas de sacrifício, ou seja, uma relação positiva entre as variáveis, contrariando a visão de Sargent de que haveria um prêmio para credibilidade em termos de custos de desinflação. Em todos os artigos analisados, os resultados são robustos à especificação econométrica empregada e a trocas do índice de independência utilizado.

Devido à robustez dos resultados obtidos pela literatura, os autores passaram então a buscar razões que pudessem explicar a relação positiva entre independência e custos de desinflação. Fischer (1996) afirma

que isso ocorre pois bancos centrais mais independentes deparam-se com Curvas de Phillips mais planas, o que intensifica o *trade-off* entre inflação e atividade. No entanto, os resultados de Gärtner (1997) indicam que essa talvez não seja uma explicação razoável, pois variáveis tais como flexibilidade do mercado de trabalho e grau de abertura econômica, que influenciam a inclinação da Curva de Phillips, não se mostraram significantes na determinação da taxa de sacrifício. Gärtner (1997) aponta como possível explicação para os resultados obtidos um fenômeno que o mesmo denomina como *formação endógena de expectativas de inflação*: quanto mais variável a taxa de inflação, mais as pessoas estão preparadas para substituir expectativas adaptativas por processos mais racionais de formação de expectativas, que levam em conta outras variáveis além da própria inflação. Um banco central mais independente, ao estabilizar a inflação, acaba por incentivar os agentes a formar expectativas adaptativamente e, assim, os mesmos não ajustam instantaneamente suas expectativas para baixo diante de um plano de desinflação anunciado pelo banco central independente, incorrendo assim em maiores taxas de sacrifício.

Baltensperger e Kugler (2000), por sua vez, argumentam que a relação entre independência do banco central e taxa de sacrifício poderia refletir custos marginais crescentes de desinflação, pois quanto mais independentes os bancos centrais, mais inclinados os mesmos estarão a iniciar desinflações ainda que o nível de inflação da economia não esteja tão alto. Como a inflação inicial está negativamente relacionada com a magnitude da taxa de sacrifício¹⁰, isso fará com que bancos centrais mais independentes incorram em maiores custos de desinflação. O trabalho de Baltensperger e Kugler (2000) é um dos poucos que encontra resultados diferentes do restante da literatura sobre o tema. Os autores criticam os trabalhos anteriores, pois os mesmos interpretam qualquer episódio desinflacionário como uma mudança permanente no patamar de inflação. Se nenhuma diferenciação é feita entre a natureza da desinflação, isso implicaria no fato de que os bancos centrais agem da mesma forma independentemente de as mudanças na inflação serem permanentes ou temporárias, o que não seria razoável. Os autores controlam então para os períodos em que as séries de inflação dos países analisados apresentaram quebras estruturais e constatam que, controlando para essas datas, os efeitos encontrados da independência do banco central sobre a taxa de sacrifício passam a apresentar sinal negativo.

Ao realizar uma análise breve da Tabela 2 é possível notar que estes artigos, que pouco diferem da maioria dos artigos empíricos sobre o tema, utilizam como metodologia econométrica somente regressões lineares através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)¹¹. Assim, caso exista algum tipo de endogeneidade ou viés de seleção na relação que se deseja estimar, os resultados obtidos via MQO poderão estar viesados. O problema de viés de seleção ocorre quando as razões pelas quais um indivíduo participa de um determinado tratamento são correlacionadas com os resultados do mesmo, ou seja, quando o tratamento não é exógeno. Assim, ao assumir que o grau de independência do banco central corresponde a um tratamento, a não ser que o mesmo seja distribuído de maneira aleatória entre os países (o que não parece plausível), as estimativas de MQO serão potencialmente viesadas. Em outras palavras, se existem variáveis que exercem influência tanto sobre a decisão do grau de independência quanto sobre a taxa de sacrifício, esta relação pode estar sujeita ao viés de seleção e, por isso, deve ser estimada por um método alternativo ao MQO.

O presente trabalho sugere que se os países possuem diferentes níveis de aversão à inflação e a mesma influencia tanto a escolha do grau de independência dos bancos centrais, quanto o nível inicial de inflação a partir do qual um país estaria disposto a começar uma desinflação (o que por sua vez afeta a magnitude dos custos de desinflação), então haverá viés de seleção na relação estimada entre independência e taxa de sacrifício. Devido a isso, busca-se então estimar a relação entre independência e custos de desinflação através dos métodos de seleção em observáveis baseados em *propensity score*, mais especificamente o *propensity score generalizado*, utilizado quando o tratamento assume valores contínuos, como é o caso da independência do banco central. A seção seguinte apresentará com maior detalhamento a metodologia econométrica empregada e o possível mecanismo que induziria o viés de seleção entre as variáveis de interesse.

¹⁰Ver Ball (1994).

¹¹Com exceção do artigo de Baltensperger e Kugler (2000).

3 Metodologia Empírica

A principal hipótese subjacente ao presente trabalho aponta para uma possível existência de viés de seleção na relação entre o grau de independência dos bancos centrais e a taxa de sacrifício de seus países. Assim, torna-se necessária a utilização de métodos econométricos que sejam capazes de expurgar esse viés. Para tal, o grau de independência de cada país será interpretado como um tratamento e modelos de seleção em observáveis baseados em *propensity score* serão utilizados para estimar o impacto desse tratamento sobre os custos de desinflação dos países da amostra. As subseções seguintes trazem então um maior detalhamento as metodologias que lidam com tal problema e do possível mecanismo que induziria a presença de viés de seleção na relação estimada entre a independência do banco central e os custos de desinflação.

3.1 Viés de seleção e os métodos de seleção em observáveis baseados em *propensity score*

A problemática do viés de seleção tem papel de destaque nos estudos de microeconometria aplicada que buscam avaliar qual o efeito causal de uma política sobre alguma variável de interesse. Tal conceito pode ser mais facilmente explicado tomando como ponto de partida a questão analisada pelo trabalho de Hirano e Imbens (2004), que buscou avaliar o impacto de vencer na loteria sobre a oferta de trabalho dos ganhadores. Nesse caso, a variável de tratamento (vencer na loteria) é distribuída aleatoriamente entre todos os indivíduos que apostam na loteria, ou seja, indivíduos mais avessos a trabalhar não têm maiores nem menores chances de ganhar na loteria do que aqueles mais inclinados a trabalhar, que utilizariam o prêmio para começar um negócio, por exemplo. Logo, nesse caso, a variável de tratamento é ortogonal ao resultado de interesse, situação que a literatura denomina hipótese de ignorabilidade. Satisfazer a hipótese de ignorabilidade é particularmente importante pois, sempre que a mesma é válida, a diferença de médias da variável de resultado entre os grupos de tratados e não tratados será uma estimativa não viesada para o efeito causal do tratamento. Logo, voltando ao exemplo, como o tratamento é distribuído aleatoriamente entre os indivíduos, a hipótese de ignorabilidade é satisfeita e, assim, ao se comparar a oferta de trabalho média dos indivíduos que venceram na loteria e daqueles que não venceram, um estimador não viesado para o efeito do tratamento é obtido.

Encaixando a questão que o presente trabalho deseja analisar no arcabouço da inferência causal, a independência do banco central será interpretada como a variável de tratamento e os custos de desinflação (medidos pela taxa de sacrifício) como a variável de resultado. O cenário ideal seria aquele em que o grau de independência do banco central fosse aleatoriamente distribuído entre todos os países da amostra, o que certamente não ocorre. Diversas variáveis são levadas em conta na determinação do nível de independência do banco central, como o histórico de inflação e crescimento econômico e o grau de aversão que o país tem em relação à inflação, por exemplo. Como a variável de tratamento não é aleatorizada entre os países, uma simples diferença de médias da taxa de sacrifício entre tratados e não tratados torna-se um estimador viesado do efeito causal da independência do banco central, sendo esse viés denominado “viés de seleção”¹².

Para entender o surgimento do viés de seleção, supondo inicialmente, por simplificação, que a independência do banco central é uma variável binária, define-se uma variável latente $Y = (Y_0, Y_1)$, que expressa os potenciais valores que pode assumir a variável de resultado (neste caso, a taxa de sacrifício), em que 1 indica resultado para os tratados e 0 para os não tratados. Define-se também uma variável binária T_i que assume valor 1 para os países cujo banco central é independente (grupo de tratamento) e 0 para os que não

¹²É importante mencionar que, como pode ser visto em Angrist e Pischke (2008), na estimação por Mínimos Quadrados Ordinários de uma regressão linear simples entre a variável de resultado e a de tratamento, o parâmetro estimado para a variável de tratamento é equivalente a uma diferença de médias entre tratados e controles. Logo, em uma situação em que a variável de tratamento não é aleatorizada, as estimativas obtidas através de MQO, metodologia utilizada pela maioria da literatura empírica sobre o tema aqui estudado, também estarão viesadas.

possuem independência (grupo de controle). Para o pesquisador, no entanto, encontram-se disponíveis somente Y_1 para os tratados e Y_0 para os controles e, portanto, o Y_0 dos tratados caso eles não fossem tratados é desconhecido, configurando um caso de *missing data*. Devido a isso, a diferença entre as médias de Y dos tratados e não tratados (Δ) torna-se um estimador viesado do impacto do tratamento, como pode se verificar abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta &= E[Y_{1i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0] \\ &= \underbrace{\{E[Y_{1i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 1]\}}_{ATT} + \underbrace{\{E[Y_{0i}|T_i = 1] - E[Y_{0i}|T_i = 0]\}}_{Viés de Seleção} \end{aligned} \quad (2)$$

Na expressão acima, é possível perceber que a simples diferença de médias pode ser decomposta em dois termos: o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT - *average treatment on the treated*) e um componente de viés de seleção. Para tentar resolver esse problema de viés diante de situações em que não foram realizados experimentos aleatórios, desenvolveram-se os métodos de seleção em observáveis, que buscam reproduzir um experimento *ex post*, condicionando em um conjunto de variáveis observáveis. Assim, a idéia geral por trás desses métodos é fazer com que, após controlar para um conjunto de variáveis observáveis, a variável de tratamento passe a ser ortogonal à variável de resultado, ou seja, a hipótese de ignorabilidade mencionada anteriormente seja válida.

Dentre os métodos de seleção em observáveis, os mais utilizados são aqueles baseados em *propensity score*, que resumem todas as características observáveis dos indivíduos, presentes em um vetor X , em uma única dimensão, representada pelo *propensity score*: $p(X) = P(T_i = 1 | X)$. O *propensity score* pode ser calculado através de algum método paramétrico, como o Logit ou o Probit, ou não paramétrico. A metodologia baseada em *propensity score* utilizada com maior frequência na literatura é o *Propensity Score Matching*, que busca parear membros do grupo de tratamento com os pertencentes ao grupo de controle que possuam *propensity scores* semelhantes¹³. Para cada pareamento é computada a diferença na variável de resultado Y que se deseja analisar e o efeito médio do tratamento é então dado pelo valor médio dessas diferenças.

As metodologias apresentadas até este ponto, contudo, objetivam estimar os efeitos de um tratamento binário ou categórico. No entanto, muitas vezes o tratamento de interesse assume valores em um conjunto contínuo, como no presente trabalho, já que o grau de independência do banco central é representado por um índice que assume valores no intervalo $[0, 1]$. Nesse contexto, torna-se interessante então a estimação de uma *função de resposta à dose*, que indicaria o impacto da independência do banco central sobre a taxa de sacrifício para cada grau de independência no contínuo entre 0 e 1. Hirano e Imbens (2004) desenvolveram uma extensão dos métodos de *propensity score* para os casos de tratamento contínuo, o *Propensity Score Generalizado* (ou GPS), elaborando uma hipótese de ignorabilidade análoga à dos métodos de seleção em observáveis, através da qual, condicional a um conjunto de covariadas, o viés de seleção é eliminado.

3.2 O *propensity score* com tratamentos contínuos

Considere uma amostra aleatória de países, indexados por i , tal que $i = 1, \dots, N$. Seja T o conjunto com todos os possíveis valores que o tratamento pode assumir e $t \in T$ a dosagem da variável de tratamento (neste caso, o grau de independência do banco central). Para cada i existe um conjunto de valores potenciais $Y_i(t)$, que expressam a taxa de sacrifício do país i diante do grau de independência do banco central t . Para cada país i são observados um conjunto de covariadas X_i , a dosagem recebida do tratamento, $T_i \in [0, 1]$, e a taxa de sacrifício correspondente a esse tratamento $Y_i = Y_i(T_i)$.

¹³Existem diversas maneiras de realizar os pareamentos. A mais convencional, que será utilizada neste trabalho, é denominada *nearest neighbor* e consiste em parear um indivíduo do grupo de tratamento com o indivíduo do grupo de controle cujo *propensity score* seja o mais próximo do seu.

Definindo a função de resposta à dose média como $\mu(t) = E[Y_i(t)]$, o foco de interesse é estimar o efeito sobre a taxa de sacrifício médio de um incremento marginal ($\varepsilon > 0$) na independência do banco central, em relação a um nível inicial t de independência. Logo, o efeito de interesse é dado por:

$$\theta(t) = \mu(t + \varepsilon) - \mu(t) = E[Y_i(t + \varepsilon)] - E[Y_i(t)]; \text{ com } t, t + \varepsilon \in T. \quad (3)$$

A hipótese chave para a metodologia proposta por Hirano e Imbens (2004) é uma generalização para tratamentos contínuos da hipótese de ignorabilidade, dada por ¹⁴:

$$Y(t) \perp T \mid X, \text{ para todo } t \in T. \quad (4)$$

Esta hipótese garante que, ao condicionar em um conjunto de covariadas X , qualquer possível dosagem do tratamento é ortogonal à variável de resultado e , dessa forma, é removido qualquer viés na comparação entre dois grupos com diferentes dosagens de tratamento.

Seguindo a metodologia de Hirano e Imbens (2004), o próximo passo consiste em definir o *propensity score generalizado*, ou GPS. Seja $r(t, x)$ a densidade condicional do tratamento, dadas as covariadas:

$$r(t, x) = f_{T|X}(t \mid x) \quad (5)$$

Então o GPS é $R = r(T, X)$.

Hirano e Imbens (2004) provam então que, a hipótese de ignorabilidade também é satisfeita condicionando-se somente no GPS, ao invés de todo o vetor X . Ou seja, para cada t , tem-se:

$$f_T\{t \mid r(t, X), Y(t)\} = f_T\{t \mid r(t, X)\}^{15}. \quad (6)$$

Hirano e Imbens (2004) propõem então uma estratégia em dois estágios para estimar $\mu(t)$. No primeiro estágio estima-se a distribuição da variável de tratamento T_i , condicional às covariadas. Para tal, assume-se que a independência do banco central (o tratamento) segue uma distribuição normal, dadas as covariadas:

$$g(T_i) \mid X_i \sim N\{\beta_0 + \beta_1'X_i, \sigma^2\} \quad (7)$$

em que $g(T_i)$ é uma transformação da variável de tratamento (pode ser a função identidade) e β_0, β_1 e σ^2 são estimados por máxima verossimilhança. Ao assumir a normalidade, o GPS pode ser calculado como:

$$\hat{R}_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\hat{\sigma}^2}(g(T_i) - \beta_0 - \beta_1'X_i)^2\right\} \quad (8)$$

Na segunda etapa da estimação, a esperança condicional da variável de resultado Y_i , dados T_i e o GPS (R_i), é estimada através de uma função flexível desses dois argumentos, através de aproximações polinomiais de ordem menor ou igual a três, por convenção. Assim, o modelo mais complexo a ser considerado seria o seguinte:

$$\begin{aligned} \beta(T_i, R_i) &= E(Y_i \mid T_i, R_i) \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 T_i^2 + \alpha_3 T_i^3 + \alpha_4 R_i + \alpha_5 R_i^2 + \alpha_6 R_i^3 + \alpha_7 T_i \cdot R_i \end{aligned} \quad (9)$$

em que o conjunto de parâmetros $\alpha = (\alpha_0, \dots, \alpha_7)$ pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários.

Com os parâmetros $\hat{\alpha}$ estimados, torna-se possível estimar a taxa de sacrifício média, dado o grau t de independência do banco central:

$$\begin{aligned} \hat{\mu}(t) &= E[\hat{Y}(t)] \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \{\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 t_i + \hat{\alpha}_2 t_i^2 + \hat{\alpha}_3 t_i^3 + \hat{\alpha}_4 \hat{r}(t, X_i) + \hat{\alpha}_5 \hat{r}(t, X_i)^2 + \hat{\alpha}_6 \hat{r}(t, X_i)^3 + \hat{\alpha}_7 t_i \hat{r}(t, X_i)\}. \end{aligned} \quad (10)$$

¹⁴Para simplificar a notação, o subscrito i será suprimido no que se segue.

¹⁵A prova do teorema se encontra em Hirano e Imbens (2004).

Pode-se calcular então $\hat{\mu}(t)$ para todos os níveis de tratamento t . Dessa forma, o efeito estimado de um incremento marginal ε na independência do banco central será dado por:

$$\hat{\theta}(t) = \hat{\mu}(t + \varepsilon) - \hat{\mu}(t) \quad (11)$$

Assim, os dois produtos finais da metodologia de *propensity score generalizado* são:

- A *função resposta à dose*, expressa por $\hat{\mu}(t)$ para cada $t \in T$;
- A *função efeito do tratamento* $\hat{\theta}(t)$, que indica o efeito causal de incrementos marginais na variável de tratamento.

É importante ressaltar que, entre o primeiro e o segundo estágio da estimação das funções de resposta à dose e efeito do tratamento, é necessária a verificação de duas propriedades: a de normalidade e a de balanceamento. A propriedade de normalidade da distribuição condicional do tratamento é verificada através de testes de qualidade do ajuste (*goodness-of-fit*): Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Francia, Shapiro-Wilk ou algum teste de assimetria e curtose. Caso a hipótese de normalidade seja rejeitada, tornam-se necessárias transformações $g(\cdot)$ na variável de tratamento que tornem a hipótese válida.

A propriedade de balanceamento é importante, pois quando satisfeita, garante que os grupos tratamento e de controle são semelhantes em relação às covariadas utilizadas no cômputo do *propensity score*. Para verificar se a propriedade é válida, primeiramente a amostra é dividida em K grupos, de acordo com a distribuição da variável de tratamento. Dentro de cada grupo, utiliza-se o valor mediano da variável de tratamento para avaliar o GPS através da expressão (9) para todas as observações da amostra. Depois, em um segundo passo, divide-se cada um dos K grupos em M blocos, baseados na distribuição do GPS avaliado na mediana. Para cada grupo $k \in K$, dentro de cada um dos $m \in M$ blocos é calculada a diferença de médias de todas as covariadas entre as observações do bloco que pertencem a k e as que não pertencem. Depois, para cada covariada calcula-se uma média das M diferenças e realiza-se um teste de médias, para verificar se a média das covariadas em um grupo k é diferente da dos outros grupos pertencentes a K . Caso a hipótese nula não seja rejeitada, conclui-se que as médias das covariadas são estatisticamente iguais e, portanto, a propriedade de balanceamento é satisfeita para o grupo k . Esse procedimento deverá ser repetido para todos os $k \in K$ e para todas as covariadas do GPS.

Apresentados o problema de viés de seleção e as metodologias mais adequadas para lidar com o mesmo, a subseção seguinte detalha qual seria então um possível mecanismo que justificaria a presença de viés de seleção na relação entre independência do banco central e custos de desinflação.

3.3 Viés de seleção na relação entre independência do banco central e custos de desinflação

A ocorrência de viés de seleção se dá sempre que a variável de tratamento está, de alguma forma, correlacionada com a variável de resultado. Na tentativa de descrever um possível mecanismo que induziria o viés de seleção entre o grau de independência do banco central e os custos de desinflação, o presente trabalho se baseia em três hipóteses:

1. Um maior grau de independência do banco central sinaliza uma maior aversão à inflação em um determinado país;
2. Um maior grau de independência do banco central está relacionado a desinflações iniciadas a partir de patamares mais baixos de inflação;
3. É mais custoso para um país que tem uma inflação inicial menor desinflacionar um mesmo montante do que outro país com inflação inicial maior.

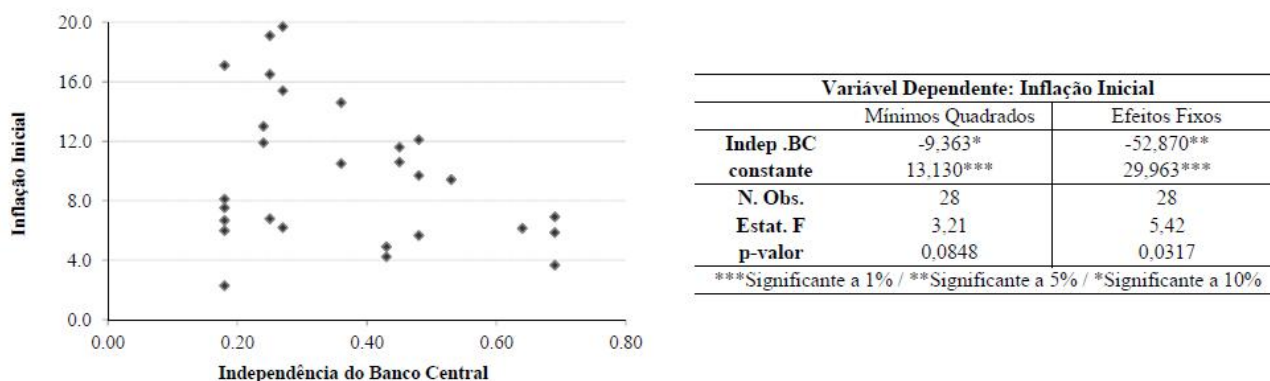
A primeira hipótese constitui um ponto bastante controverso na literatura sobre o tema. Para muitos autores, os conceitos de independência do banco central e aversão à inflação são intimamente relacionados. Rogoff (1985), desenvolve um modelo teórico cujo resultado final sugere que a sociedade maximiza seu

bem-estar quando indica um banco central independente, conhecido por atribuir maior peso à estabilização da inflação (em relação à estabilização do emprego) do que o incorporado na função de perda social. No entanto, diversos autores atentam para os problemas de se fazer uma associação tão direta entre independência do banco central e aversão à inflação, principalmente devido à forma como a independência é comumente mensurada. Como exposto na seção 2, os principais índices de independência do banco central se concentram nos aspectos legais da independência, que em muitos casos não coincidem com as ações de fato da política monetária. Assim, possuir um banco central independente não necessariamente implicaria em uma política monetária ativa, que prioriza a estabilização da inflação ¹⁶. De qualquer forma, os índices de independência do banco central utilizados com maior frequência nos trabalhos empíricos sobre o tema aqui considerado atribuem um maior valor para legislações nas quais a estabilidade de preços é o único objetivo a ser perseguido pela autoridade monetária. Assim, ainda que possam existir desvios entre a independência legal e a vigente de fato, o cômputo dos índices de independência permite que bancos centrais mais comprometidos com o controle da inflação possuam, tudo mais constante, um maior grau de independência do banco central.

Se a primeira hipótese é válida, a segunda hipótese, sugerida por Baltensperger e Kugler (2000), parece bastante razoável e indicaria que países mais avessos à inflação, e que expressam essa aversão através de um banco central mais independente, serão mais inclinados a iniciar desinflações a partir de níveis menores de inflação. Na tentativa de encontrar embasamento empírico para esta segunda hipótese, fazendo uso da amostra de Ball (1994), estimou-se uma regressão simples que relaciona a inflação inicial do período de desinflação ao grau de independência do banco central, controlando para os efeitos fixos de cada país ¹⁷. Os resultados encontram-se na Figura 1.

Nota-se que uma relação negativa e significativa entre a independência e a inflação inicial do período de desinflação é obtida. Portanto, conclui-se que a evidência empírica aqui encontrada é compatível com a segunda hipótese proposta.

Figura 1: Relação entre Inflação Inicial e Independência do Banco Central - Amostra Ball (1994)



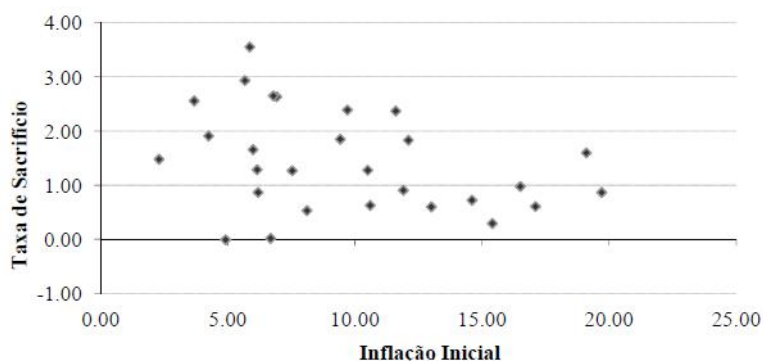
Finalmente, a terceira hipótese tem origem nos modelos novo-keynesianos, que lidam com a existência de rigidez nominal. Uma inflação inicial mais alta poderia incentivar renegociações de contrato mais frequentes, reduzindo a rigidez nominal da economia, o que aumentaria a velocidade das desinflações, fazendo com que as taxas de sacrifício subjacentes fossem mais baixas. Diversos trabalhos encontram no mínimo evidências fracas de que essa hipótese se sustenta empiricamente, dentre eles Zhang (2005) e Hofstetter (2008). É possível observar, através de uma regressão linear simples, que evidências, ainda que fracas, também são encontradas na amostra de Ball (1994), frequentemente empregada pela literatura empírica sobre o tema e utilizada nas estimações deste trabalho.

Ao juntar as três hipóteses, torna-se possível construir um argumento que indicaria a existência de viés de seleção na relação entre independência do banco central e custos de desinflação. Países mais avessos à

¹⁶Para uma discussão mais detalhada sobre o tema, ver Hayo e Hefeker (2002).

¹⁷Incluindo na regressão uma variável *dummy* para cada país da amostra.

Figura 2: Relação entre Inflação Inicial e Taxa de Sacrifício - Amostra Ball (1994)



Variável Dependente: Taxa de Sacrifício	
Mínimos Quadrados	
ln(Infl. Inicial)	-0,673*
constante	2,093***
N. Obs.	28
Estat. F	3,55
p-valor	0,0708

*Significante a 10%

inflação e que expressam tal aversão através de um banco central mais independente tendem a promover desinflações a partir de níveis iniciais mais baixos de inflação, acarretando assim em custos de desinflação maiores. Através desse mecanismo, a variável de resultado (taxa de sacrifício) acaba sendo correlacionada com o tratamento em questão (a independência do banco central), gerando assim a existência de viés de seleção na relação de interesse. Em outras palavras, dois países em uma situação inicial idêntica podem acabar tendo custos de desinflação bastante diferentes, devido à divergência no grau de aversão dos mesmos à inflação, o que interfere no processo de auto-seleção do nível de independência do banco central destes, que por sua vez afetará os custos de desinflação, dado que uma maior independência levaria a desinflações a partir de níveis mais baixos de inflação. Nesse contexto, para estimar os efeitos da independência do banco central sobre os custos de desinflação, torna-se então mais adequada a utilização da metodologia de *Propensity Score Generalizado*, que visa eliminar o viés de seleção para os casos de tratamentos contínuos.

4 Descrição dos Dados

Como o principal objetivo deste trabalho é complementar uma literatura empírica já existente, é necessário que os resultados aqui obtidos sejam comparáveis com os de outros artigos sobre o tema. Logo, para as estimações realizadas foram utilizados os mesmos dados que basearam os artigos contidos na Tabela 2 da revisão de literatura.

Assim como na maioria da literatura, as taxas de sacrifício calculadas por Ball (1994), cuja metodologia foi apresentada na seção 2.2, foram usadas como medida de custo de desinflação. Ball identificou 28 episódios desinflacionários para 9 países diferentes¹⁸ no período entre 1960 e 1988. Já para a independência do banco central, empregou-se o índice de independência legal computado por Cukierman (1992) e descrito na seção 2.1. Na tentativa de verificar a robustez dos resultados obtidos, usaram-se também outras cinco medidas alternativas de independência. Quatro destas medidas foram calculadas, reponderando os quatro componentes que constituem o índice de Cukierman. Para as reponderações, retirou-se 10% do peso de uma das categorias do índice e redistribuiu-se tal porcentagem entre as outras três, proporcionalmente ao peso das mesmas no índice original. Além dos quatro índices reponderados, utilizou-se também o indicador de independência do banco central computado por Grilli et al. (1991), que também foi apresentado na seção 2.1.

Para a estimação do *propensity score generalizado*, foram consideradas as seguintes variáveis:

- Inflação inicial;
- Média da inflação nos cinco anos anteriores à desinflação;
- Média da variação do PIB nos cinco anos anteriores à desinflação.

¹⁸São eles: Alemanha, Austrália, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Reino Unido e Suíça

Como já argumentado na seção 3.3, a inflação no início do período de desinflação é uma variável bastante importante para o possível mecanismo que induziria o viés de seleção entre as variáveis de interesse. Além disso, a inflação e o crescimento do PIB são variáveis recorrentemente presentes na função de perda do banco central ¹⁹ e, sendo assim, ao menos em teoria, são relevantes para a determinação do grau de independência dos mesmos ²⁰.

A Tabela 3 resume todas as variáveis utilizadas, detalhando suas fontes, descrições e principais estatísticas descritivas.

Tabela 3: Descrição e estatísticas descritivas das variáveis presentes na amostra

Variável	Descrição	Fonte	Obs.	Média	Desv. Pad.	Min.	Max.
tsball	Taxa de sacrifício	Ball (1994)	28	1,44	0,93	-0,01	3,56
cbi_cukierman	Índice de Independência Legal do Banco Central (IBC)	Cukierman (1992)	28	0,36	0,17	0,18	0,69
cbi_rep1	IBC - 1ª reponderação	Cukierman (1992)*	28	0,34	0,19	0,13	0,70
cbi_rep2	IBC - 2ª reponderação	Cukierman (1992)*	28	0,38	0,17	0,18	0,70
cbi_rep3	IBC - 3ª reponderação	Cukierman (1992)*	28	0,38	0,17	0,20	0,71
cbi_rep4	IBC - 4ª reponderação	Cukierman (1992)*	28	0,37	0,16	0,20	0,71
cbi_gmt	IBC	Grilli et al. (1991)	28	0,56	0,20	0,33	0,87
inf0	Taxa de inflação no trimestre inicial do período de desinflação	Ball (1994)		9,72	4,79	2,29	19,70
gdp5ypre	Média do crescimento do PIB nos 5 anos anteriores ao período de desinflação	FMI - World Economic Outlook*	28	0,09	0,11	0,01	0,45
cpi5ypre	Média da inflação dos 5 anos anteriores ao período de desinflação	FMI - World Economic Outlook*	28	0,08	0,05	0,03	0,24

*Variáveis elaboradas a partir de dados dessas fontes.

É possível notar que, apesar das diferentes ponderações, todas as medidas de independência do banco central baseadas em Cukierman (1992) são bastante semelhantes entre si e apresentam estatísticas descritivas muito parecidas. O índice de Grilli et al. (1991) apresenta média e desvio padrão mais altos, mas, ainda assim, possui alta correlação (0,88) com o índice de Cukierman. Os resultados obtidos com os dados e variáveis aqui detalhados encontram-se a seguir.

5 Resultados

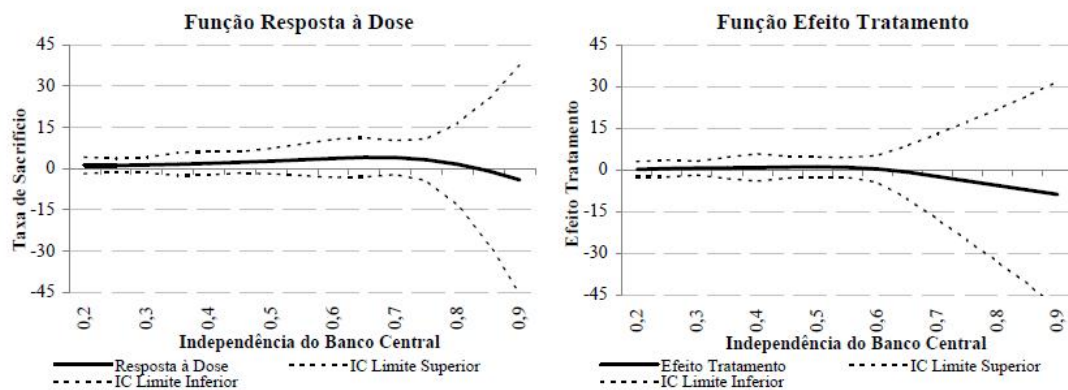
Nesta seção, uma maior ênfase será dada aos produtos finais da metodologia de *propensity score generalizado*: as funções de resposta à dose e de efeito do tratamento ²¹. Para todos os modelos estimados e apresentados aqui, as propriedades de normalidade do tratamento e balanceamento das covariadas foram satisfeitas a um nível de significância de 5%. Fazendo-se uso do índice de independência de Cukierman (1992), os resultados obtidos encontram-se na Figura 5.

¹⁹Ver Rogoff (1985).

²⁰Outras variáveis também foram avaliadas (velocidade de desinflação, variância da inflação e do crescimento do PIB e volatilidade da formação bruta de capital fixo), mas estas não produziram os modelos com melhor especificação (maior significância conjunta).

²¹Os resultados das outras etapas da estimação encontram-se disponíveis com os autores, caso haja interesse.

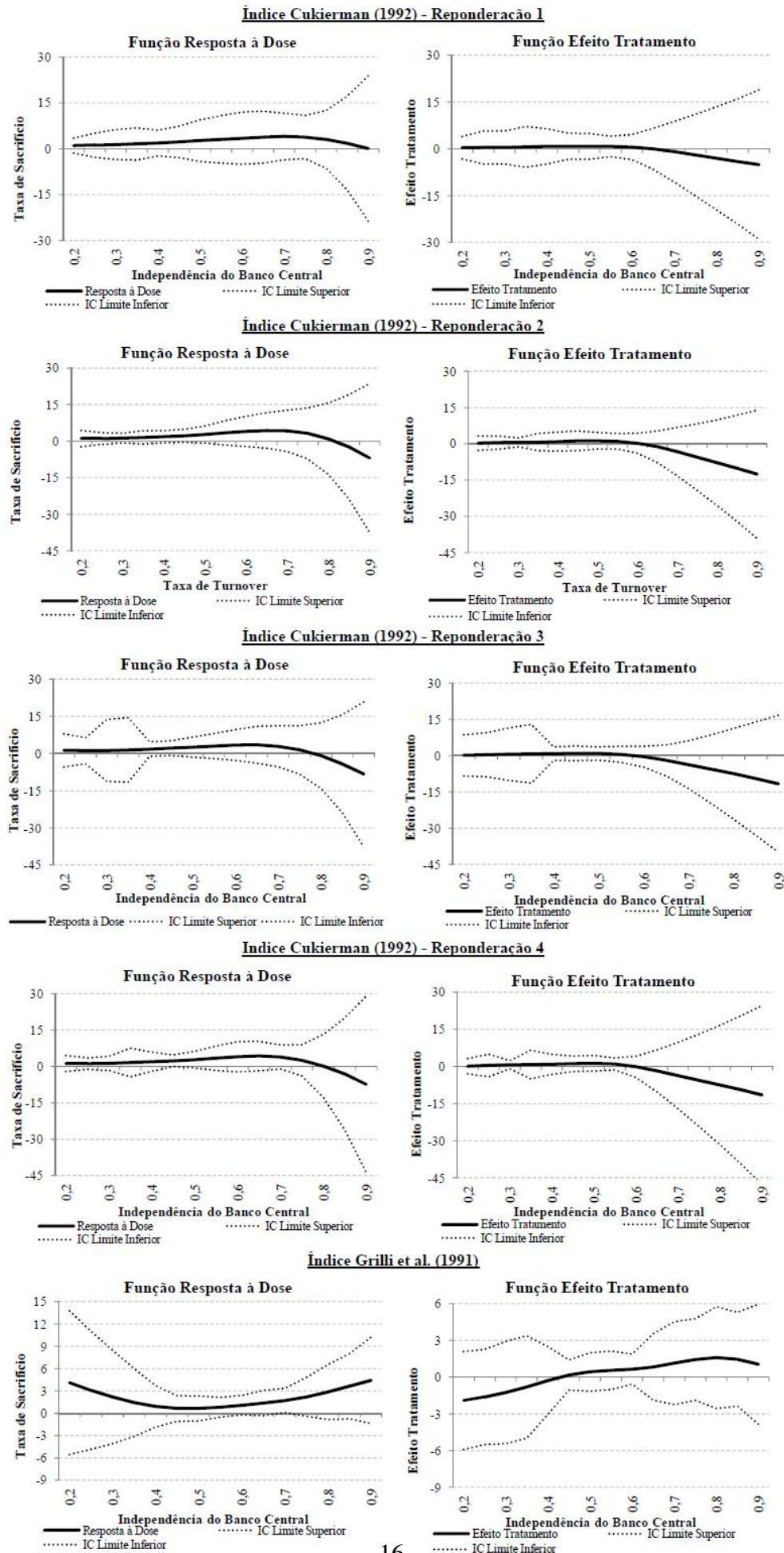
Figura 3: Funções de Resposta à Dose e Efeito do Tratamento



A função de efeito do tratamento obtida indica que, ao longo de todo o domínio da independência do banco central, um incremento marginal no grau de independência tem efeito nulo sobre a taxa de sacrifício. Para níveis mais elevados de independência do banco central, a função de efeito do tratamento chega a apontar para um efeito marginal negativo da independência, o que iria de encontro com o argumento novo-clássico do prêmio de credibilidade, mas os desvios-padrão são muito altos devido ao baixo número de observações nesses extremos da distribuição do tratamento, o que leva a concluir que, também para níveis mais altos de independência, o efeito marginal desta sobre os custos de desinflação é estatisticamente nulo.

A fim de verificar se os resultados são robustos à medida de independência do banco central adotada, como já mencionado na seção 4, o mesmo modelo foi estimado para outras cinco medidas de independência do banco central: quatro reponderações do índice de Cukierman (1992) e o indicador computado por Grilli et al. (1991). Na Figura 4 encontram-se as funções de resposta à dose e de efeito do tratamento obtidas.

Figura 4: Exercícios de Robustez - Funções de Resposta à Dose e Efeito do Tratamento



Nota-se que, para todas as reponderações do índice de Cukierman (1992), os formatos das funções de resposta à dose e de efeito do tratamento são muito parecidos com o inicialmente obtido e levam à mesma conclusão: o efeito da independência do banco central sobre a taxa de sacrifício é insignificante para todos os valores do domínio do tratamento. Para o índice de Grilli et al. (1991), a função de efeito do tratamento possui um formato diferente, no qual níveis de independência maiores acarretariam em maiores custos de desinflação, mas novamente os desvios-padrão são muito altos e, portanto, comprova-se mais uma vez que o efeito do tratamento é estatisticamente insignificante. Logo, em qualquer destes casos obtemos que incrementos marginais na independência do banco central não acarretam em maiores perdas de produto.

6 Considerações Finais

O presente trabalho buscou trazer novas contribuições à literatura que avalia a relação entre independência do banco central e custos de desinflação. Os trabalhos que analisaram os efeitos de maior independência sobre os custos de desinflação, medidos através da taxa de sacrifício, constataram que episódios desinflacionários mais custosos estavam associados a países com maior independência do banco central, contrariando a teoria novo clássica de que haveria um prêmio para a credibilidade da política monetária em termos de custo de desinflação. A maioria destes trabalhos, todavia, limitou-se a uma metodologia baseada em regressões lineares estimadas via Mínimos Quadrados Ordinários, método incapaz de controlar para a existência de algum tipo de endogeneidade ou viés de seleção na relação de interesse. A ocorrência de viés de seleção é possível dado que os países possuem diferentes graus de aversão à inflação e isso afeta tanto a escolha do grau de independência de seus bancos centrais quanto o nível de inflação a partir do qual o banco central teria disposição para iniciar uma desinflação, o que por sua vez impacta no tamanho dos custos de desinflação. Sendo assim, tentou-se complementar o que já foi realizado até o momento na literatura, utilizando os métodos baseados em *propensity score*, que são capazes de lidar com a possível existência de viés de seleção na relação de interesse.

Os resultados obtidos divergem do restante dos artigos empíricos sobre o tema. Aplicando à amostra frequentemente empregada na literatura metodologias que buscam expurgar o viés de seleção do efeito estimado, conclui-se que o impacto da independência do banco central sobre os custos de desinflação é insignificante. Este resultado contraria o restante dos trabalhos empíricos sobre o tema, que encontram uma relação positiva e significativa entre as duas variáveis. Logo, se é válido o mecanismo de viés de seleção aqui sugerido, os resultados obtidos indicam que o efeito da independência do banco central é anulado ao se controlar para o fato de que diferentes países possuem níveis distintos de aversão à inflação e, devido a isso, países semelhantes podem ter taxas de sacrifício diferentes, pois bancos centrais mais independentes, normalmente relacionados a economias mais sensíveis à inflação, iniciam processos desinflacionários a partir de taxas iniciais de inflação mais baixas. Portanto, os resultados aqui encontrados sugerem que um país é capaz de conceder maior independência a seu banco central, para que o mesmo priorize o controle da inflação, sem trazer quaisquer custos adicionais à sua atividade econômica.

Referências

ALESINA, A.; SUMMERS, L. Central bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 25, n. 2, p. 151–162, 1993.

ANGRIST, J.; PISCHKE, J. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2008.

BALL, L. What determines the sacrifice ratio? In: *Monetary Policy*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1994.

BALTENSPERGER, E.; KUGLER, P. Central bank independence and sacrifice ratios: some further considerations. *Open economies review*, v. 11, n. 2, p. 111–125, 2000.

- CECCHETTI, S.; RICH, R. Structural estimates of the us sacrifice ratio. *FRB of New York Staff Report*, n. 71, p. 1–33, 1999.
- CUKIERMAN, A. *Central bank strategy, credibility, and independence: Theory and evidence*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1992.
- DANIELS, J.; NOURZAD, F.; VANHOOSE, D. Openness, central bank independence, and the sacrifice ratio. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 37, n. 2, p. 371–379, 2005.
- EIJFFINGER, S.; HAAN, J. de. The political economy of central-bank independence. *Princeton Studies in International Economics*, v. 19, 1996.
- FISCHER, A. Central bank independence and sacrifice ratios. *Open economies review*, v. 7, n. 1, p. 5–18, 1996.
- FISCHER, S. Contracts, credibility, and disinflation. *NBER Working Papers*, v. 1339, p. 1–30, 1984.
- GRILLI, V.; MASCIANDARO, D.; TABELLINI, G. Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic Policy*, v. 6, n. 13, p. 342–392, 1991.
- GÄRTNER, M. Central bank independence and the sacrifice ratio: The dark side of the force. *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, v. 133, n. III, p. 513–538, 1997.
- HAYO, B.; HEFEKER, C. Reconsidering central bank independence. *European Journal of Political Economy*, v. 18, n. 4, p. 653–674, 2002.
- HIRANO, K.; IMBENS, G. The propensity score with continuous treatments. *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-Data Perspectives*, p. 73–84, 2004.
- HOFSTETTER, M. Disinflations in latin america and the caribbean: A free lunch? *Journal of Macroeconomics*, v. 30, n. 1, p. 327–345, 2008.
- JORDAN, T. Disinflation costs, accelerating inflation gains, and central bank independence. *Review of World Economics*, v. 133, n. 1, p. 1–21, 1997.
- KATAYAMA, H.; PONOMAREVA, N.; SHARMA, M. Central bank independence, political regimes, and the sacrifice ratio: A replication study of Caporale and Caporale (2008). *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 43, n. 5, p. 1035–1042, 2011.
- MISHKIN, F. Monetary policy strategy: How did we get here? *NBER Working Papers*, n. 12515, 2006. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12515>>.
- ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 100, n. 4, p. 1169–1189, 1985.
- SARGENT, T. Stopping moderate inflations: The methods of Poincare and Thatcher. In: DORNBUSCH, R.; SIMONSEN, M. (Ed.). *Inflation, debt and indexation*. Cambridge, MA: MIT Press, 1983. p. 54–96.
- TAYLOR, J. Union wage settlements during a disinflation. *The American Economic Review*, v. 73, n. 5, p. 981–993, 1983.
- WALSH, C. Central bank independence. *New Palgrave Dictionary*, 2008. Disponível em: <<http://econ.ucsc.edu/~walshc>>.
- ZHANG, L. Sacrifice ratios with long-lived effects. *International Finance*, v. 8, n. 2, p. 231–262, 2005.