



**Universidade Federal do Ceará - UFC  
Pós-Graduação em Economia – CAEN  
Mestrado Profissional em Economia de Empresas - MPE**

**ISAC DE ALCANTARA MACEDO**

**ABERTURA COMERCIAL E INFLAÇÃO: UMA  
EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O BRASIL**

**Fortaleza, Março de 2007**

**ISAC DE ALCANTARA MACEDO**

**ABERTURA COMERCIAL E INFLAÇÃO: UMA  
EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA O BRASIL**

Dissertação de Mestrado apresentada ao curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

**Orientador: Prof. Dr. Emerson  
Marinho**

**FORTALEZA, Março de 2007**

Dissertação apresentada e defendida como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia, outorgado pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca do Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta dissertação é permitida, desde que seja feita em conformidade com a fonte autoral e as normas científicas.

---

Isac de Alcântara Macedo

Dissertação aprovada em \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_ de \_\_\_\_\_

---

Prof. Emerson Marinho  
(Orientador)

---

Prof. Flávio Ataliba  
(Membro da Banca Examinadora)

---

Prof. Mauricio Benegas  
(Membro da Banca Examinadora)

## **AGRADECIMENTOS**

Aos meus pais, Chagas e Régia, que me ensinaram a não temer desafios e a superar os obstáculos com consciência, descortino e humildade.

A empresa, na qual trabalho, Lojas de Calçados Paralelas, pela concordância e disponibilidade de arcar com o custo da mensalidade mensal do curso.

Aos meus irmãos e sócios, pela compreensão e relevamento da minha ausência no trabalho nestes últimos dois anos, dedicado ao curso na universidade e em casa.

A todos os professores e funcionários do CAEN, que sempre se dispuseram a ajudar nos momentos de necessidade.

À minha namorada Lyssa Arrais, por haver-me suportado até o fim com palavras de esperança e confiança.

Ao Prof. Emerson Marinho, pela atenção e paciência dispensada na orientação desta pesquisa.

Aos professores Flávio Ataliba e Mauricio, por aceitarem fazerem parte da banca examinadora desta pesquisa.

Aos colegas e amigos da turma de 2005 do CAEN, em especial às Lúcias ao Valdir, André, Gustavo, Fábio e Américo.

E a todas as demais pessoas, que de forma direta ou indireta contribuíram na elaboração e concretização deste trabalho.

## RESUMO

Esta dissertação analisa o efeito da abertura comercial, a partir da década de noventa, sobre a taxa de inflação no Brasil. De acordo com a literatura teórica e empírica sobre esta relação, quanto maior a abertura comercial, menor o impacto de políticas monetárias discricionárias sobre a taxa de inflação. Neste sentido, utilizando informações dos Estados brasileiros, referente ao período entre 1990 e 2003, estimam-se dois modelos econométricos com dados em painel com o objetivo de verificar se a correlação entre a taxa de inflação e abertura econômica é negativa. De acordo com Romer (1993), em economias com estabilidade e Banco Central independente esta correlação deveria ser fraca ou não significativa. Para o caso brasileiro é de se esperar que esta relação não se mantenha em função do Plano Real, a partir de 1994, por haver estabilizado a economia brasileira e dado maior autonomia ao Banco Central na condução da política monetária. Simultaneamente, no início da década de noventa, a economia intensificou o processo da abertura econômica. De fato, os resultados obtidos a partir da estimação dos modelos mostraram que o impacto da abertura sobre a taxa de inflação não foi significativo e que os fatores determinantes para o seu declínio foram os efeitos do Plano Real juntamente com a maior autonomia do Banco Central.

**Palavras-Chave:** Inflação; Abertura Comercial e Dados em Painel.

# SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>2</b>
<b>2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA</b>	<b>5</b>
<b>3. METODOLOGIA</b>	<b>12</b>
<b>4. DADOS AMOSTRAIS</b>	<b>15</b>
<b>5. RESULTADOS</b>	<b>18</b>
<b>6. CONCLUSÃO</b>	<b>22</b>
<b>7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b>	<b>24</b>
<b>ANEXOS</b>	<b>27</b>

## LISTA DE QUADROS, GRÁFICOS E TABELAS

<b>Quadro 1: Estados da Amostra</b>	<b>16</b>
<b>Gráfico 1: Grau de Abertura contra Tx. de Inflação para os 11 Estados da Amostra</b>	<b>17</b>
<b>Tabela 1: Determinantes Básicos da Inflação</b>	<b>18</b>
<b>Tabela 2: Determinantes Básicos da Inflação</b>	<b>19</b>
<b>Tabela 3: Outros Determinantes da Inflação</b>	<b>20</b>
<b>Tabela 4: Outros Determinantes da Inflação</b>	<b>21</b>
<b>Tabela A: Grau de Abertura dos Estados da Amostra</b>	<b>27</b>
<b>Tabela B: Taxa de Inflação dos estados da amostra</b>	<b>27</b>
<b>Tabela C: PIB <i>per Capita</i> dos estados da amostra</b>	<b>28</b>
<b>Tabela D: Gastos de Custeio em termos nominais dos estados da amostra</b>	<b>28</b>

# 1. Introdução

Nos últimos anos a relação entre abertura comercial e inflação tem sido foco de muita atenção na literatura econômica. Vários trabalhos têm apresentado análises teóricas e empíricas no sentido da consecução de uma maior compreensão entre estas duas variáveis macroeconômicas, dentre os quais podem ser destacados os trabalhos de Romer (1993), Lane (1997), Terra (1998) e Temple (2002).

A análise do efeito da abertura econômica sobre a inflação iniciou-se com o artigo de Kydland and Prescott (1977), mostrando que a ausência de uma regra definida na condução da política monetária pode levar a uma inflação ineficientemente alta. Quando existe competição imperfeita ou um sistema fiscal distorcido, fazendo com que o nível de produto real fique abaixo do ótimo e a política monetária possa afetar o produto real, as autoridades monetárias têm incentivos em criar surpresas inflacionárias.

O artigo de Kydland and Prescott (1997) deu origem a uma vasta discussão na literatura teórica sobre este assunto. Muitos fundamentos microeconômicos e outros fatores foram incorporados a esta análise como, por exemplo, assimetria de informação, análise de múltiplos períodos, vários países, etc.

Posteriormente, Barro e Gordon (1983) corroboraram a idéia inicial destes autores, argumentando que o modelo deles foi bastante valioso na explicação dos atuais modelos de política monetária com significativos *insights* em uma larga escala dos fenômenos.

Por outro lado, Taylor (1983) argumentava que existem instituições ou mecanismos que eliminariam, em grande parte, as tendências de tentativas sistemáticas que causam surpresa inflacionária, induzindo o governo a preparar-se para superar o problema da inconsistência dinâmica em outros contextos. Colaborando ainda mais com esta discussão teórica, Rogoff (1985) coloca que a expansão monetária não antecipada causa uma depreciação na taxa de câmbio real, acarretando assim desestímulos para os benefícios da expansão monetária. Deste modo, a taxa de inflação será mais baixa em países com economias mais abertas.



O principal ponto levantado por Romer (1993) é sobre a verificação empírica da correlação negativa entre inflação e abertura comercial em países de política monetária discricionária. Entretanto, a abertura comercial trabalharia para “frear” o incentivo do governo em gerar inflação. Assim, em tais países, a relação negativa entre inflação e abertura comercial seria verificada. Dito de outra maneira, em países com bancos centrais independentes e estabilidade macroeconômica, esta relação deveria ser fraca ou não significativa.

É importante notar que, a maioria dos trabalhos empíricos abordando este assunto são análises em “*cross-section*”. Nesses trabalhos os autores em geral utilizam a média das variáveis dos diversos países estudados para a verificação a relação entre inflação e abertura comercial em um determinado período de tempo. Neste sentido, técnicas econométricas mais modernas são deixadas de lado. Por exemplo, a metodologia de dados em painel seria mais apropriada para abordar este problema: Permite a verificação da ocorrência de mudanças das várias relações ao longo do tempo, além disso, tal metodologia também enseja a avaliação da existência de efeitos que são característicos de certos países.

O objetivo precípua desta Dissertação é a análise empírica do efeito da abertura econômica sobre a inflação no Brasil nos moldes do procedimento de Romer (1993), ou seja, investigar se existe correlação negativa ou fraca entre abertura comercial e inflação. Para isso, estima-se um modelo econométrico, mediante o uso de dados em painel pela qual as unidades são os Estados brasileiros no período de 1990 a 2003.

A vantagem da utilização de dados em painel neste estudo, é que a estimação do modelo através de séries de variáveis agregadas somente, para o Brasil, poderia “mascarar” a verdadeira relação entre inflação e abertura comercial. Com efeito, existem Estados brasileiros que apresentam maior ou menor grau de abertura e, dependendo do maior número deles, mais abertos ou não, poderia influenciar esta relação quando se utilizassem dados agregados em séries temporais para o Brasil.

No Brasil a implantação do plano real, a partir de 1994, provocou uma completa mudança na estrutura da economia, principalmente com relação à estabilidade macroeconômica e sua desindexação. Neste sentido, houve uma mudança de enfoque em relação aos indicadores econômicos mais relevantes para representar o cenário

econômico atual. Neste mesmo período o Banco Central começou a adquirir maior independência quanto a condução da política monetária no país. Aliado a isso, a política cambial de valorização do real junto ao dolar contribuiu mais ainda para a estabilização do nível geral de preço. Ainda no governo de Fernando Henrique Cardoso, a partir de 1999, foi adotado o plano de meta inflacionária que, sem dúvida, contribuiu para o controle do processo inflacionário.

Paralelamente e principalmente, a partir da década de noventa, a política de abertura comercial foi intensificada através de mudança na política de importação que eliminou os regimes especiais de importação. Posteriormente, em 15 de fevereiro de 1991 o Brasil adotou uma política gradual de redução de suas alíquotas de importação

Neste sentido, com a adoção de uma política monetária mais transparente, um Banco Central com mais autonomia, uma política de valorização da taxa de câmbio (âncora cambial) juntamente com uma maior abertura comercial, é de se esperar que a abertura comercial não tenha tido nenhum efeito sobre a inflação no Brasil. Em outras palavras, o fator isolado da abertura econômica não deve ter tido nenhum efeito significativo sobre a inflação, enquanto que a estabilidade econômica, advinda do Plano Real, deve ter contribuído para o controle do processo inflacionário. Por outro lado, o efeito conjunto destes dois fatores pode haver sido contributivo para a queda da taxa de inflação.

Asim sendo, ao estimar-se o modelo econométrico que será descrito em mais detalhes na Seção 3, é possível afiançar que relação entre abertura comercial e inflação não seja significativa e que a estabilidade econômica, isoladamente, e a interação entre esta última e abertura comercial possa ter diminuído a taxa de inflação.

Esta Dissertação está estruturada da seguinte forma: Além desta introdução, o segundo capítulo apresenta uma ampla revisão da bibliografia acerca da relação entre abertura comercial e inflação, abordando os trabalhos teóricos e empíricos. O terceiro capítulo descreve a metodologia usada, detalhando os modelos e as variáveis utilizadas. O quarto capítulo introduz a seção de dados amostrais. A quinta seção apresenta uma análise dos resultados estimados dos modelos apresentados na seção anterior.

## 2. Revisão Bibliográfica

Em um artigo clássico, Kyland e Prescott (1977) mostraram que a falta de uma regra definida na condução da política monetária pode levar a uma inflação ineficientemente alta, invariavelmente danosa e deletéria a sociedade. Suas argumentações se baseavam nos seguintes pressupostos: No caso em que competição imperfeita ou um sistema de impostos distorcivos faça com que o nível de produto real fique abaixo de seu nível natural e a política monetária pode afetar o produto real, as autoridades governamentais têm incentivos para causar surpresas inflacionárias. No entanto, desde que a expansão monetária não pode, na média, ser maior do que preços e salários esperados, o resultado é uma taxa de inflação inevitavelmente alta, com o produto permanecendo no seu nível de pleno emprego.

Barro e Gordon (1983) corroboram a idéia de Kydland e Prescott (1977), esclarecendo que, políticas discricionárias tendem a elevar a inflação a um patamar mais elevado e, ineficiente, quando comparadas a regimes monetários que seguem regras bem definidas. Assim, com base numa análise intertemporal, os autores argumentam a favor da manutenção de regras, mesmo que isto implique um custo de curto prazo superior ao obtido por meio de políticas discricionárias.

Rogoff (1985) apresenta um modelo formal que prediz uma relação negativa entre abertura e inflação. Para o autor, numa economia aberta, o aumento do produto, devido a uma expansão monetária não antecipada, gera uma depreciação na taxa de câmbio real que termina por diminuir os benefícios da expansão monetária. Com isto, ele chega à conclusão de que, na ausência de uma política monetária que segue regras e que tenha credibilidade, a inflação será mais baixa em países com maior grau de abertura.

A teoria da consistência temporal, através da relação entre inflação e abertura comercial, surge como uma alternativa importante com Hardouvelis (1992), que foi seu primeiro defensor. A idéia básica é a de que a abertura econômica diminui os incentivos do governo na geração de uma “surpresa” inflacionária, pois tal inflação conduziria a uma depreciação real da taxa de câmbio. Desta feita, em países com pouca

credibilidade ou com autoridades monetárias fracas, a abertura econômica serviria como um “freio” para a disposição do governo em gerar inflação. Assim, é de se esperar uma relação negativa entre inflação e abertura comercial.

Um estudo empírico pioneiro sobre relação entre abertura comercial e inflação se deve a Triffin e Grubel (1962). A partir de uma amostra de países da Europa (França, Itália, Alemanha, Holanda, Bélgica e Luxemburgo) esses autores mostraram que referidos países experimentam taxas de inflação mais baixas. Em contrapartida, usando uma amostra mais ampla com 33 países em desenvolvimento, Iyoha (1973) só encontrou uma relação negativa entre abertura comercial e inflação para um modelo contendo apenas essas duas variáveis. Quando são incluídas outras variáveis de controle no modelo (Renda e Taxa de Crescimento), esta relação desaparece.

Romer (1993) testou e verificou a existência de uma relação negativa entre abertura comercial e inflação para uma amostra de 144 de países, exceto para uma sub-amostra de países com alto grau de desenvolvimento. Para estes últimos, a taxa média de inflação foi baixa e era essencialmente não correlacionada com o grau de abertura. A intuição de Romer (1993) pode ser explicada da seguinte maneira: quanto maior for o ganho, em termos de produto, para a geração de uma “surpresa” inflacionária, maior será o incentivo para que o governo a gere. Assim, na ausência de uma autoridade monetária independente ou com credibilidade, que seja capaz de conter este incentivo do governo, maior tende ser a taxa de inflação. No entanto, a abertura econômica funcionaria como um “freio” no ganho gerado pela “surpresa” inflacionária. Romer (1993) mostrou que países mais abertos teriam menores incentivos para gerar inflação, implicando, assim, uma relação negativa entre inflação e abertura econômica. Mais ainda, o impacto estimado da abertura sobre a inflação é grande e responde sozinho por algo em torno de 10% da variação da taxa média de inflação entre os países. Este resultado se mostrou robusto mesmo quando foram testadas hipóteses distintas de endogeneidade para abertura comercial.

Para Lane (1997), a explicação da influência da abertura sobre a inflação, em que um país mais aberto tem menos a ganhar com a geração de uma surpresa inflacionária, por causa da deterioração dos termos de troca, é limitada, pois se aplica somente a países grandes, o bastante para afetar a estrutura internacional dos preços

relativos. Assim, o autor propõe um outro elo de transmissão para explicar a relação entre inflação e abertura comercial. Tal explicação recai na existência de competição imperfeita e na presença de preços nominais rígidos no setor não *tradable*. Ele encontra uma relação negativa entre inflação e abertura comercial, sendo que, tal relação, é mais forte quando controlada pelo tamanho dos países, medido pelo PIB.

Por outro lado, Terra (1998) usa a mesma amostra de países, utilizada por Romer (1993) para o período de 1973-1990, com a diferença de que a amostra é dividida em 4 sub-amostras, nas quais, os países foram classificados de acordo com seus respectivos graus de endividamento. Ela estima as mesmas regressões de Romer (1993) para cada sub-amostra. Além disso, também são apresentadas estimativas para todo o período da análise (1973-1990). O resultado encontrado é que, a forte relação negativa entre inflação e abertura comercial só ocorria para países severamente endividados no período da crise da dívida, nos anos 80. Porém, esta correlação não ocorria para esses mesmos países no período, antes da crise e, para os outros grupos de países, em ambos os períodos.

Terra (1998) assinala que a ligação entre inflação e abertura emerge de uma situação em que o governo tem de recorrer à emissão de moeda diante de uma dívida externa elevada. Neste caso, a criação de moeda é função direta da relação de equilíbrio entre as taxas de câmbio real e a da oferta de moeda. Ou seja, quanto maior o grau de abertura, menor será a taxa de câmbio para um dado estoque de moeda, necessária para equilibrar a balança de pagamentos e, portanto, menor será a taxa de criação da moeda. Daí a inflação ser menor quanto maior for o grau de abertura durante os períodos de crise da dívida. A relação negativa entre inflação e abertura é evidência da falta de regra na condução da política monetária, regra esta que deveria ser observada para países onde isso ocorre e não somente para aqueles em que a dívida externa é alta.

Na sua réplica, Romer (1998) responde a alguns argumentos tanto de cunho teórico como empírico empregados por Terra (1998), o qual no seu entender os resultados dela não são capazes de alterar as conclusões básicas do seu estudo original. Subsiste, contudo, a dificuldade conceitual apontada por Romer (1998), de que o mecanismo, pelo qual a relação entre inflação e abertura comercial coexiste em países muito endividados opera de modo contrário àquele apontado por Terra (1998). Aqui,

Romer (1998) chama a atenção para o fato de que num país cujo endividamento externo é elevado pode persistir mais a situação de déficit que de superávit comercial. Neste caso, para atingir certo superávit quanto menos aberto for o país, mais apreciada deverá estar a moeda, em termos reais e, quanto mais apreciada estiver a moeda, maior a inflação.

Um outro artigo que reforça os resultados de Terra (1998) é o de Machado, Sachsida, Mendonça (2005). Eles verificaram, empiricamente, a existência de uma relação robusta entre inflação e abertura comercial, utilizando um modelo com dados em painel. Seus resultados se aproximam daqueles alcançados por Terra (1998), em que a correlação negativa entre inflação e abertura comercial somente ocorre em países com alto e médio endividamento externo. Além do mais, o estudo chega a concluir que a correlação negativa entre inflação e abertura comercial desaparece quando se leva em consideração o efeito individual entre países.

Por sua vez, Temple (2002) estabelece uma ligação entre abertura comercial e a inclinação da curva de Phillips: A intuição é que a inclinação da curva de Phillips é relacionada com a abertura baseada nos modelos de pequenas economias, abertas em rigidez nominal. Estes modelos não antecipam expansão monetária típica, levada pela depreciação cambial, o que pode ocasionar dois efeitos no *trade-off* entre inflação e produto. Primeiro, quando a inflação é medida em termos de índice de preços ao consumidor (IPC), o efeito da depreciação nos preços domésticos dos bens importados será adicionado aos custos inflacionários de uma expansão monetária. Segundo, se os salários são parcialmente indexados ao IPC ou se os bens estrangeiros são usados como insumos intermediários na produção doméstica, então, novos custos devem ser computados ao ônus da expansão monetária. Com isso em mente, parece correto supor que o ganho de produto decorrente de uma expansão monetária será reduzido. Estes dois argumentos implicam que a curva de Phillips será mais inclinada em economias relativamente abertas. Entretanto, Temple (2002) encontra pouca evidência da correlação entre abertura comercial e as medidas padrão do *trade-off* entre produto e inflação.

Bowdler (2003) usa dados *cross-section* para 20 países, para testar a hipótese de que a inclinação, de curto prazo, da curva de Phillips, varia positivamente com a abertura comercial. A principal conclusão deste estudo é que, desde que o regime cambial seja levado em consideração, o grau de abertura comercial de um país exerce um

efeito positivo e robusto, na inclinação da curva de Phillips. Bowdler (2003) propõe duas explicações para o fato de sua conclusão ser oposta à de Temple (2002): 1) é usada uma nova medida da inclinação da curva de Phillips e, 2) a interação entre abertura comercial e o regime cambial adotado pelo país é explicitamente considerada. De um modo interessante, Bowdler (2003) rejeita a explicação de Romer (1993) para a relação negativa entre abertura e inflação. Os resultados de Bowdler (2003) dão algum suporte à explicação proposta por Taylor (2000), isto é, a relação negativa entre abertura e inflação se deve a um grau moderado de *pass-through* da taxa de câmbio para inflação.

Martins e Vasconcelos (2006), em um estudo para o Brasil, estendem o modelo desenvolvido por Gertler, Gilchrist e Natalucci (2003), através da incorporação de uma tarifa de importação como variável de política comercial, para mostrar, através de simulações que, políticas comerciais estimulando a abertura comercial, mesmo na presença de políticas monetárias expansionistas, podem diminuir os custos da inflação.

Para a América Latina e Caribe, Jácome e Vasquez (2005) ao utilizarem a abordagem de dados em painel para os anos 90, encontraram uma relação negativa entre a independência do Banco Central e a taxa de inflação. Este resultado se mostrou robusto para três medidas alternativas de independência do Banco Central, construídas por estes autores. Ainda mais, esta relação foi testada levando em consideração a possível endogeneidade das reformas dos bancos centrais dos países utilizados nas amostras, inclusive o Brasil.

Apesar de todas as evidências descritas anteriormente, ainda existem economistas que questionam a relação entre abertura comercial e inflação baixa. Por exemplo, no FMI (Fundo Monetário Internacional) - *World Economic Outlook* de 2006, registra que o decréscimo nos preços reais de importação causados pela abertura econômica, pouco influí nas taxas de inflação. No entanto, este estudo ignora os potenciais efeitos indiretos do aumento da concorrência interna nas economias. Produtos de países asiáticos como, por exemplo, da China, não apenas reduzem os preços dos produtos importados, mas os preços de todos os bens vendidos nos mercados domésticos que concorrem. Além do mais, a competição originada da abertura nos países emergentes contribui para uma taxa de inflação mais baixa, não só em função dos bens

comercializáveis com o exterior, mas também daqueles que não são transacionáveis externamente, devido a restrições de aumentos dos salários nominais.





### 3. Metodologia

Inicialmente, de acordo com o que foi narrado na introdução e na revisão da literatura na Seção 2, o objetivo é especificar um modelo econométrico que teste a relação negativa ou não entre a abertura econômica e inflação no Brasil. Adicionalmente, introduzem-se duas variáveis de controle: o PIB *per capita* e os gastos em custeio de cada um dos Estados do Brasil que compõem a amostra. A primeira dá a dimensão do tamanho e desenvolvimento da unidade federativa e, portanto, poderá capturar uma variedade de fatores que poderão influenciar a inflação média. A segunda oferece uma idéia do grau de intervenção do setor público no setor privado

Neste sentido, utilizando-se de um modelo com dados em painel, sua especificação será da seguinte forma:

$$txinf_{it} = \alpha + \beta gaber_{it} + \gamma \log(PIBpc_{it}) + \theta \log(gastpb_{it}) + \varepsilon_{ti} \quad (1)$$

onde,  $txinf_{it}$  é a taxa de inflação do Estado  $i$  no período  $t$ ;  $gaber_{it}$  é o grau de abertura do Estado  $i$  no período  $t$ ;  $\log(PIBpc_{it})$  é o logaritmo do PIB *per capita* real do Estado  $i$  no período  $t$ ;  $\log(gastpb_{it})$  é o logaritmo dos gastos em custeio do Estado  $i$  no período  $t$  e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro aleatório com média zero, podendo ou não apresentar variância constante. O objetivo é estimar os parâmetros  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\theta$ .

De acordo como a discussão teórica da Seção 2, em geral espera-se que haja uma relação negativa entre inflação e grau de abertura econômica. Para a verificação deste fato, duas medidas de grau de abertura são consideradas. A primeira é a soma das exportações, mais importações, divididos pelo PIB de cada estado. A segunda considera somente a relação entre as importações e o PIB real. O objetivo o uso destas duas medidas de grau de abertura é verificar a robustez da relação entre abertura econômica e taxa de inflação.

O impacto do PIB *per capita* sobre a inflação pode ser tanto positivo como negativo, dependendo do grau de desenvolvimento do Estado. Nos modelos ele é utilizado apenas como variável de controle. Por sua vez, a outra variável de controle, gastos em custeio dos governos estaduais, deve apresentar uma correlação positiva com as taxas de inflação dos respectivos Estados.

De acordo com a discussão teórica apresentada na Seção 3, um outro determinante da taxa de inflação é a estabilidade e a independência do Banco Central comprometido com regras de política monetária. Em geral, a consequência disso é o controle do processo inflacionário. Neste sentido, adiciona-se ao modelo (1) uma variável *dummy*, denominada de  $dpr_{it}$ , que capta estes efeitos. Esta variável será igual a zero antes e um após a implementação do Plano Real. Este plano, sem dúvida, deu uma maior estabilidade à economia brasileira, em consequência da âncora cambial e foi nesse período que o Banco Central do Brasil passou a ter maior autonomia na condução da política monetária. Neste sentido, espera-se que a variável  $dpr_{it}$  captando estes efeitos do Plano Real, apresente uma relação negativa com a taxa de inflação e seja significativa estatisticamente.

Desde que simultaneamente à vigência do Plano Real, a economia brasileira, a partir de 1990, iniciava um processo mais intenso de abertura comercial, esperando-se que o efeito conjunto destes fatores tenha contribuído para a amenização do processo inflacionário. Assim, esta relação com a taxa de inflação deveria ser também negativa e significativa. No modelo (2) essa variável é calculada multiplicando-se as variáveis  $dpr_{it}$  e  $gabert_{it}$ , denominando-a de  $dprgabert_{it}$ .

Desta forma, a robustez da relação entre abertura comercial e taxa de inflação pode ser verificada acrescentando-se ao modelo (1) esses dois outros determinantes da taxa de inflação. Com base nestes pressupostos estima-se adicionalmente o seguinte modelo:

$$txinf_{it} = \alpha + \beta gabert_{it} + \gamma \log(PIBpc_{it}) + \theta \log(gastpb_{it}) + \phi dpr_{it} + \varphi dprgabert_{it} + \varepsilon_{ti} \quad (2)$$

O modelo 2 também será apreciado levando-se em consideração as duas medidas de grau de abertura utilizadas na estimativa do modelo 1.

Uma das vantagens da avaliação dos modelos (1) e (2) com dados em painel é captar a heterogeneidade individual das unidades representadas no modelo pelos Estados brasileiros. Assim, o uso de dados em painel sugere características diferenciadoras das unidades, entendidas como “unidade estatística de base”. Estas características podem ou não ser constantes ao longo do tempo, de tal forma que estudos temporais ou seccionais que não tenham em conta tal heterogeneidade poderão produzir, quase sempre, resultados fortemente enviesados. Além do mais, os dados em painel fornecem uma maior quantidade de informação, maior variabilidade dos dados, menor colinearidade entre as variáveis, maior número de graus de liberdade e maior eficiência na estimação. Assim, sua utilização permite conjugar a diversidade de comportamento individual com a existência de dinâmicas de ajustamento, ainda que potencialmente distintas. A maior quantidade de informações disponível aumenta a eficiência da estimativa.

Um modelo com dados em painel pode ser estimado considerando efeitos fixos ou aleatórios. O primeiro permite a existência de correlação entre os efeitos individuais não-observados com as variáveis incluídas. Entretanto, se estes efeitos forem estritamente não-correlacionados com as variáveis explicativas, pode ser mais apropriado modelar estes efeitos como aleatoriamente distribuídos entre as unidades observacionais, deste modo através do modelo de efeitos aleatórios. Para tanto, será realizado o teste de Hausman com o intuito de se estimarem os modelos (1) e (2) com efeitos fixos ou aleatórios.

## 4. Dados Amostrais

Os dados amostrais para os onze Estados brasileiros foram coletados do IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, no MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA e no Tesouro Nacional.

Os dados de índice de preços dos Estados, com base no ano de 2000, e que são utilizados no cálculo do INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor) foram extraídos do IBGE calculou-se a variável dependente, taxa de inflação, dos modelos (1) e (2) foram calculadas como o logaritmo da razão dos índices de preços entre dois períodos consecutivos.

Em seguida, consideraram-se duas medidas de grau de abertura dos Estados. A primeira foi calculada como a soma das exportações, mais importações, dividida pelo PIB real, em preços do ano 2000. A segunda é definida pelas importações como proporção do PIB real. As importações e exportações, em dólares, transformados em reais eram procedentes do MDIC. As variáveis PIB e PIB *per capita*, extraídos do IPEA no sistema IPEADATA.

Os gastos em custeio dos Estados deflacionados pelos respectivos índices de preços que compõem o INPC do IBGE, com preços do ano 2000, originaram-se no *site* [www.tesouronacional.gov.br](http://www.tesouronacional.gov.br). Estes gastos consistem das despesas necessárias à prestação de serviços e à manutenção da ação da administração dos Estados como, por exemplo, o pagamento de pessoal, a compra de material de consumo e a contratação de serviços de terceiros.

Todas as observações cobrem o período de 1990 a 2003 e se referem a onze Estados, apenas da Federação, em função de serem os que possuem contínuas pesquisas de preços realizadas pelo IBGE e que, por agregação, geram o INPC para o Brasil. Desde que os dados são em painéis, tem-se um total de 154 séries de observações, a menos, do índice de preço para Goiás, que só começou a fazer parte da pesquisa a partir de 1991.

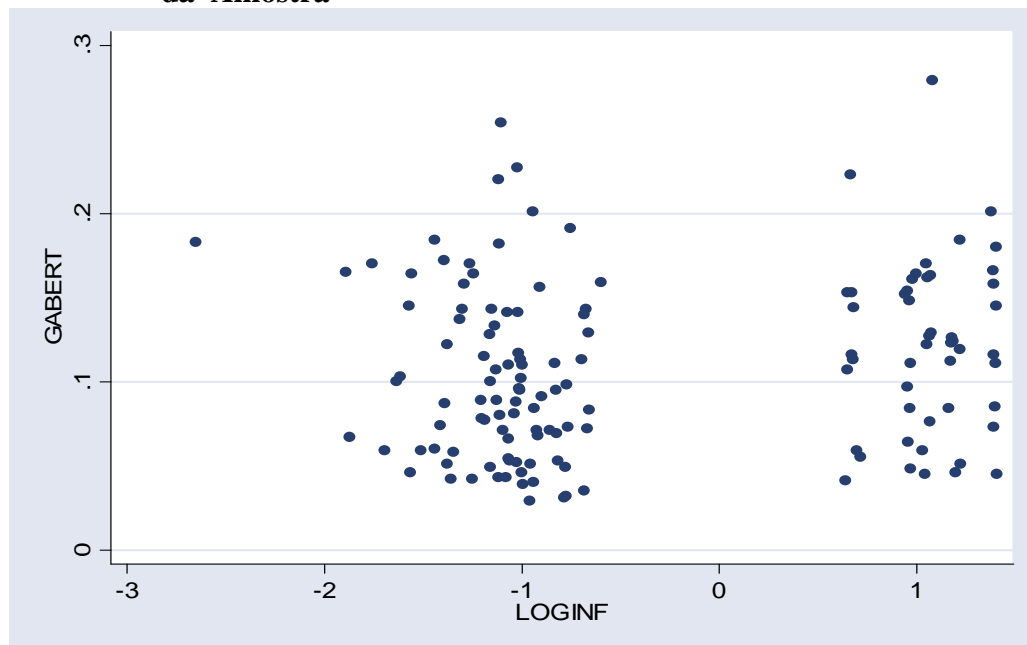
Assim, os estados que compõem a amostra se encontram dispostos no Quadro 1 a seguir:

**Quadro 1: Estados da Amostra**

<b>SIGLAS</b>	<b>ESTADOS</b>	<b>CIDADES</b>	<b>ABRANGÊNCIA</b>
<b>RJ</b>	RIO DE JANEIRO	RIO DE JANEIRO	REGIÃO METROPOLITANA
<b>RS</b>	RIO GRANDE DO SUL	PORTO ALEGRE	REGIÃO METROPOLITANA
<b>MG</b>	MINAS GERAIS	BELO HORIZONTE	REGIÃO METROPOLITANA
<b>PE</b>	PERNAMBUCO	RECIFE	REGIÃO METROPOLITANA
<b>CE</b>	CEARÁ	FORTALEZA	REGIÃO METROPOLITANA
<b>BA</b>	BAHIA	SALVADOR	REGIÃO METROPOLITANA
<b>PR</b>	PARANÁ	CURITIBA	CAPITAL
<b>SP</b>	SÃO PAULO	SÃO PAULO	REGIÃO METROPOLITANA
<b>DF</b>	DISTRITO FEDERAL	BRASILIA	CAPITAL
<b>GO</b>	GOIAIS	GOIANIA	CAPITAL
<b>PA</b>	PARÁ	BELÉM	REGIÃO METROPOLITANA

O Gráfico 1 exibe o diagrama de dispersão do grau de abertura contra o logaritmo da taxa de inflação referente aos dados em painel da amostra. Este diagrama parece evidenciar que não existe nenhuma relação estabelecida entre o grau de abertura e a taxa de inflação dos Estados brasileiros que compõem a amostra. Neste sentido, admitiu-se que a significância entre estas duas variáveis seja fraca na estimação dos modelos (1) e (2).

**Gráfico 1: Grau de Abertura contra Taxa de Inflação para os 11 Estados da Amostra**



No Anexo 2 apresentam-se os gráficos do diagrama de dispersão entre a taxa de inflação e o grau de abertura dos Estados brasileiros que compõem a amostra. Praticamente em nenhum estado se observa uma relação sistemática entre a taxa de inflação de cada Estado e o seu grau de abertura. Isto parece ratificação de que não deve existir nenhuma significância entre a taxa de inflação e a abertura comercial para o Brasil.

## 5. Resultados

Os resultados básicos da estimação do modelo 1 se encontram dispostos na Tabela 1. Inicialmente, aplicam-se o teste de Hausman para verificar-lhe a estimativa com efeitos fixos ou aleatórios. O valor da estatística do teste segue uma distribuição em Qui-quadrado,  $\chi^2(3)$ , onde 3 são os graus de liberdade, iguais ao números de parâmetros a serem estimados, menos um. Este valor foi igual a 7,12, menor, portanto, do que 7,82, que é o valor desta distribuição para o nível de significância de 5%. Nestes termos, estimou-se o modelo 1 pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados com efeitos aleatórios.

TABELA 1: DETERMINANTES BÁSICOS DA INFLAÇÃO

Infl	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística -t	Valor P
Constante	-0,46	0,28	-1,68	0,09
gabert(*)	0,49	0,89	0,55	0,58
Lpibp	-0,10	0,22	-0,47	0,64
Lgastpb	0,06	0,03	2,00	0,05

(\*) O grau de abertura é medido pela soma das exportações e importações dividida pelo PIB em termos reais.

Fonte: construído pelo autor com base nos resultados do programa Stata 8.2.

O resultado esperado, que não haveria nenhuma correlação entre a taxa de inflação e o grau de abertura, é confirmado, dado que o coeficiente estimado do grau de abertura no modelo (1) é não significativo para um nível de significância de 5%. Observar os valores da estatística t e o valor P na Tabela 1. Por outro lado, os gastos em custeio dos Estados impactam, positivamente, em suas taxas de inflação. Assim sendo, desde que o INPC é uma média ponderada dos índices desses Estados, o impacto sobre a taxa de inflação no Brasil também é positivo. A variável de controle PIB *per capita*, que mede o grau de desenvolvimento dos Estados, apresentou resultado não significativo para o mesmo nível de significância de 5%.



Estimando agora o modelo 1 com a variável explicativa, grau de abertura, medida pela proporção das importações, em relação ao PIB de cada Estado, obtêm-se os resultados mostrados na Tabela 2. Os resultados qualitativos são semelhantes aos da Tabela 1. O teste de Hausman apresentou a estatística  $\chi^2(3)$  igual a 7,64 que, comparado ao valor tabelado 7,82 para o nível de significância de 5%, leva à conclusão que o modelo deve ser estimado com efeitos aleatórios. O modelo 1 foi estimado por Mínimos Quadrados Generalizados.

TABELA 2: DETERMINANTES BÁSICOS DA INFLAÇÃO

Infl	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística -t	Valor P
constante	-0,44	0,25	-1,76	0,08
gabert(*)	-1,48	1,08	-1,37	0,17
lpibp	-0,07	0,22	-0,33	0,74
lgastpb	0,07	0,03	2,11	0,04

(\*) O grau de abertura é medido pela proporção das importações em relação ao PIB em termos reais.

Fonte: construído pelo autor com base nos resultados do programa Stata 8.2.

Pode-se verificar a robustez da relação não significativa entre a taxa de inflação e abertura comercial, introduzindo-se no modelo 1 mais dois determinantes da taxa de inflação. Assim sendo, estima-se também o modelo 2 através do método de Mínimos Quadrados Generalizados. No entanto, antes da estimação, realiza-se novamente o teste de Hausman para o teste da hipótese de efeitos aleatórios contra a de efeitos fixos.

TABELA 3: OUTROS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO

Infl	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística -t	Valor P
constante	-0,23	0,27	-0,83	0,41
gabert(*)	-1,09	1,44	-0,76	-0,45
lpibp	-0,01	1,96	-0,06	0,95
lgastpb	0,10	0,03	3,74	0,000
dumpr	-0,79	0,22	-3,55	0,000
dumprga	1,70	1,76	0,97	0,41

(\*) O grau de abertura é medido pela soma das exportações e importações dividida pelo PIB em termos reais.

Fonte: construído pelo autor com base nos resultados do programa Stata 8.2.

O valor da estatística do teste de 3,49 foi menor que o valor 11,07 da distribuição em Qui-quadrado para o nível de significância de 5%. Isso implica que o modelo deve ser estimado com efeitos aleatórios. Os valores dos resultados estimados do modelo 2 estão dispostos na Tabela 3.

A robustez ou a consistência da relação entre taxa de inflação e abertura econômica é verificada, pois o coeficiente estimado da variável, grau de abertura, é não significativo para um nível de 5%. Novamente, o parâmetro estimado da variável, gastos em custeio, dos Estados, é positivo e significativo para o mesmo nível de significância.

Outro resultado importante é a significância para o nível de significância de 5% da variável “dumpr” no modelo. Esta variável capta os efeitos do Plano Real no sentido de que, a partir desse plano, o Banco Central do Brasil adquiriu maior autonomia na condução da política monetária. Além do mais, a valorização da taxa de câmbio que vigorou nos anos iniciais do Plano Real contribuiu para a estabilização da taxa de inflação. Observa-se que o coeficiente estimado desta variável é negativo. Assim sendo, a hipótese de que os efeitos do Plano Real contribuíram para o arrefecimento do processo inflacionário parece confirmar-se.

Por outro lado, o sinal negativo esperado entre o efeito conjunto do Plano Real e abertura econômica sobre a taxa de inflação não se verificou. De fato, para o nível de significância de 5% , o coeficiente da variável “dumprga” não foi significativo.

A Tabela 4, a seguir, apresenta os resultados estimados para o modelo 2 com a variável explicativa, grau de abertura, medida pela proporção das importações com relação ao PIB em termos reais. Novamente, os resultados obtidos são qualitativamente semelhantes aos da Tabela 3. Portanto, a robustez da relação não significativa entre abertura econômica e taxa de inflação fica mais uma vez confirmada para o caso brasileiro.

TABELA 4: OUTROS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO

Infl	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística -t	Valor P
constante	-0,25	0,24	-1,07	0,29
Gabert	127,56	210,04	0,61	0,54
Lpibp	0,04	0,20	0,18	0,86
lgastpb	0,08	0,03	2,76	0,01
Dumpr	-0,71	0,13	-5,49	0,00
dumprga	-125,85	210,10	-0,60	0,55

(\*) O grau de abertura é medido pela proporção das importações em relação ao PIB em termos reais.

Fonte: construído pelo autor com base nos resultados do programa Stata 8.2.

## 5. Conclusão

De acordo com as informações obtidas dos dados empregados na pesquisa conclui-se que: a) Não existe nenhuma correlação negativa entre a taxa de inflação e abertura econômica para o Brasil, ao contrário do que Romer (1993) verificou para uma amostra grande de países listados em Summers e Heston (1988).

Em seu artigo, Romer (1993), argumenta que maior e menos aberta uma economia maior era o incentivo das autoridades em expandir a oferta de moeda causando assim maior inflação. Em outras palavras, na presença de políticas discricionárias, existiria uma relação inversa entre a taxa de inflação e abertura econômica. No entanto, esta relação deveria ser fraca ou não significativa em países com estabilidade política e banco central independente.

b) Para o Brasil, a estimativa de um modelo em que as variáveis de controle são o PIB *per capita* e os gastos de custeio dos Estados, confirma a não existência de uma relação significativa entre as taxas de inflação dos Estados e os seus respectivos graus de abertura. Desde que o INPC é uma média ponderada dos índices de inflação desses estados, o impacto sobre a taxa de inflação no Brasil também deve ser não significativo. Vale salientar que esses resultados se mantêm quando se considera duas medidas de grau de abertura: uma medida pela soma das exportações e importações dividida pelo PIB e uma outra como a proporção das importações em relação ao PIB.

Inicialmente, no modelo básico, a única variável determinante da taxa de inflação foi o gasto de custeio dos governos estaduais enquanto, o PIB *per capita*, que mede o grau de desenvolvimento dos estados mostrou-se não significativo.

Esta relação não significativa entre a taxa de inflação e abertura comercial se mostrou robusta mesmo ao se introduzir mais duas variáveis *dummies* de controle: uma que captava os efeitos do Plano Real tais como âncora cambial, estabilidade e maior independência do Banco Central e uma outra que representava a interação conjunta do Plano Real e abertura econômica.

c) Os efeitos do Plano Real são fatores determinantes no controle do processo inflacionário no Brasil e, ao contrário do que se esperava, o efeito conjunto do Plano Real e abertura econômica sobre a taxa de inflação é não significativo. Mais uma vez, os

gastos de custeio dos governos estaduais foram também determinantes para a aceleração da taxa de inflação.

d) Em termos de recomendação de política econômica, a autonomia do Banco Central na condução da política monetária deve ser mantida se o objetivo for o controle da taxa de inflação, que ganharia mais consistência e confiança se os governos estaduais controlassem seus gastos de custeio, a fim de que não houvesse pressão sobre os níveis de preços.

Desde que a abertura econômica não apresenta nenhum efeito sobre a taxa de inflação, a preocupação das autoridades governamentais deveria ser com a adoção de regras de política monetária e controle dos gastos públicos.

E) Uma política monetária bem conduzida pelas autoridades monetárias, como: uma maior “independência” do Banco Central, uma maior previsibilidade dos vieses da taxa de juros a longo prazo, são contributos para que, independente do grau de abertura comercial, possam ser coadjuvantes no combate da inflação no Brasil.

## 6. Referências Bibliográficas

ABDALLAH, P.R., MACIEL, T.J.L. & TEIXEIRA, E.C. O Impacto Inflacionário Sobre os Preços Agrícolas. **Revista de Economia e Sociologia Rural** 28(3). 1990.

Banco Central do Brasil – Boletim do Banco Central – 1990-2003.

BARRO, R.J. Rational expectations and the role of monetary policy. **Journal of Monetary Economics** 2 (1): 1-33. 1976.

BITTENCOURT, M. Estabilização Econômica e as Mudanças nos Preços Agrícolas e Industriais. EPGE/FGV, 2003.

BRUNO, M., VASCONCELOS, E. Inflação, Abertura Comercial e Coordenação de Políticas Macroeconômicas.

FMI- World Economics Outlook Database – April 2006. Whashington, 2006.

GUJARATI, D N., **Econometria Básica**, 3<sup>a</sup> ed., Pearson Makron Books, 2000.

HARDOUVELIS, G. A. Monetary Policy Games, Inflationary Bias, and Openness. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 16, p. 147-64, 1992.

HAUSMANN, J.A e W.E. Taylor. “Panel Data and Unobservable Individual Effects”, *Econometrica*, 1981.

JÁCOME, LUIS I., VÁZQUEZ, F. Any Link Between Legal Central Bank Independence and Inflation? Evidence from Latin America and the Caribbean. **Working Paper IMF No. 05/75**, april 2005.

KYLAND, Finn E., and Edward C. Prescott. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economy**. 1977

LANE, P. R. Inflation in open economics. **Journal of International Economics**, 42, p. 327-47, 1997.

MACHADO, J B.B. ; SACHSIDA, A e MENDONÇA, M J. C. Abertura Comercial e Inflação: Uma Análise para Dados em Painel, **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 35, n. 3, p. 547-567, Julho-Setembro 2005.

MARQUES, L D. Modelos Dinâmicos com Dados em Painel: Revisão de Literatura. **CEMPRE, Faculdade de Economia do Porto**. 2000.

MARTINS, B e Vasconcelos, Enrico. Inflação, Abertura Comercial e Coordenação de Políticas Macroeconômicas. **EPGE/FGV**. 2006

PINDYCK, R S. e Rubinfeld, D L. **Econometria, Modelos e Previsões**, 4<sup>a</sup> ed., Ed. Campos, 2004.

ROGOFF, K. Can International Monetary Policy Cooperation be Counterproductive? **Journal of International Economic**, 18, p. 199-217, 1985.

ROMER, D. Openness and Inflation: Theory and Evidence. **Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 4, p. 869-903, 1993.

ROMER, D. A New Assessment of Openness and Inflation: reply. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 2, p. 649-52, 1998.

SILBER, S D. Mudanças Estruturais na Economia Brasileira (1988-2002): Abertura, Estabilização e Crescimento. **PROLAM/ USP**. 2004.

SUMMERS, R., HESTON, A. “ A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels Estimates for 130 Countries, 1950-1985”, *Review of Income and Wealth*, XXXIV (March, 1988), 1-25.

TEMPLE, J. Openness, Inflation and the Phillips Curve: a puzzle. **Journal of Money, Credit and Banking**, 2002.

TERRA, C. T. Openness and Inflation: a New Assessment. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 2, p. 641-48, 1998.

ECONOMIST,

VAN. H, T. Price Dispersion and Inflation: Evidence from Israel. In OLIVEIRA J, Uma Análise da Relação entre Inflação e Dispersão de Preços antes e após a Estabilização. **Texto para discussão N° 623. IPEA**. 1999.

VARGAS, A. Apertura y Cambio Estructural de la Economía Brasileña. **CEPAL UN**. 2003.



## ANEXO 1

**Tabela A – Grau de Abertura dos estados da amostra.**

GABERT	GO	DF	PA	CE	PE	BA	MG	RJ	SP	PR	RS
<b>1990</b>			0.184	0.046	0.051	0.112	0.126	0.124	0.119	0.084	0.123
<b>1991</b>	0.041	0.01	0.223	0.059	0.055	0.113	0.153	0.116	0.144	0.107	0.153
<b>1992</b>	0.045	0.008	0.279	0.076	0.059	0.122	0.163	0.129	0.162	0.127	0.17
<b>1993</b>	0.045	0.005	0.201	0.085	0.073	0.116	0.158	0.111	0.166	0.145	0.18
<b>1994</b>	0.048	0.009	0.164	0.084	0.064	0.111	0.148	0.097	0.161	0.154	0.152
<b>1995</b>	0.035	0.01	0.191	0.073	0.072	0.113	0.129	0.083	0.159	0.143	0.14
<b>1996</b>	0.043	0.014	0.172	0.077	0.054	0.1	0.11	0.081	0.156	0.141	0.143
<b>1997</b>	0.051	0.013	0.183	0.067	0.059	0.103	0.137	0.078	0.164	0.17	0.158
<b>1998</b>	0.046	0.013	0.184	0.059	0.06	0.1	0.145	0.074	0.165	0.17	0.164
<b>1999</b>	0.066	0.027	0.254	0.089	0.071	0.133	0.182	0.096	0.22	0.227	0.201
<b>2000</b>	0.042	0.017	0.143	0.058	0.042	0.087	0.089	0.049	0.122	0.128	0.115
<b>2001</b>	0.039	0.017	0.117	0.053	0.043	0.084	0.080	0.052	0.113	0.141	0.110
<b>2002</b>	0.031	0.017	0.098	0.049	0.032	0.069	0.071	0.053	0.091	0.111	0.095
<b>2003</b>	0.040	0.015	0.102	0.046	0.029	0.071	0.068	0.051	0.088	0.107	0.095

**Tabela B – Taxa de Inflação dos estados da amostra.**

INFL	GO	DF	PA	CE	PE	BA	MG	RJ	SP	PR	RS
<b>1990</b>		1.66	16.62	15.82	16.82	14.97	15.20	15.33	16.61	14.62	15.09
<b>1991</b>	4.39	4.67	4.66	4.99	5.24	4.80	4.49	4.71	4.83	4.48	4.72
<b>1992</b>	11.06	10.60	12.07	11.70	10.77	11.36	11.81	11.90	11.44	11.65	11.26
<b>1993</b>	25.53	25.23	24.04	25.03	24.69	24.63	24.76	25.31	24.56	25.45	25.41
<b>1994</b>	9.33	9.29	10.02	9.27	9.07	9.34	9.20	9.00	9.57	9.04	8.75
<b>1995</b>	0.21	0.21	0.18	0.17	0.22	0.20	0.22	0.22	0.25	0.21	0.21
<b>1996</b>	0.08	0.07	0.04	0.07	0.09	0.07	0.10	0.09	0.12	0.08	0.07
<b>1997</b>	0.04	0.04	0.00	0.01	0.02	0.02	0.05	0.06	0.06	0.05	0.05
<b>1998</b>	0.03	0.02	0.04	0.03	0.04	0.02	0.03	0.04	0.01	0.02	0.03
<b>1999</b>	0.09	0.10	0.08	0.07	0.08	0.07	0.08	0.10	0.08	0.10	0.11
<b>2000</b>	0.06	0.06	0.05	0.05	0.04	0.04	0.06	0.07	0.04	0.07	0.06
<b>2001</b>	0.10	0.08	0.10	0.09	0.08	0.12	0.08	0.09	0.10	0.10	0.09
<b>2002</b>	0.16	0.16	0.17	0.17	0.17	0.15	0.14	0.15	0.13	0.15	0.15
<b>2003</b>	0.12	0.12	0.10	0.10	0.11	0.12	0.12	0.11	0.09	0.07	0.10

**Tabela C- PIB per Capita dos estados da amostra**

PIBpc	GO	DF	PA	CE	PE	BA	MG	RJ	SP	PR	RS
<b>1990</b>		8.47	3.4949	2.1468	3.1513	3.1928	4.9854	7.1651	9.8805	6.3512	7.5161
<b>1991</b>	12.035	12.04	3.4062	2.4181	3.4207	3.1056	5.0956	8.1049	9.3443	5.8931	7.1383
<b>1992</b>	10.113	10.11	2.8815	2.361	3.1062	3.0753	5.0047	7.8063	9.2002	5.7327	7.7844
<b>1993</b>	9.8703	9.87	3.9299	2.4246	3.1186	3.1578	5.1212	7.892	9.3342	5.9975	8.4246
<b>1994</b>	10.237	10.24	4.0885	2.6137	3.2788	3.2742	5.6488	7.9577	9.5216	6.4622	8.7923
<b>1995</b>	10.988	10.99	3.2847	2.752	3.5309	3.266	5.6939	8.3251	10.149	6.476	8.4448
<b>1996</b>	11.429	11.43	3.1405	2.891	3.6471	3.3961	5.9797	8.1751	10.104	6.7783	8.3921
<b>1997</b>	12.428	12.43	3.0177	2.96	3.6549	3.4883	6.0542	8.4093	10.442	6.8535	8.3953
<b>1998</b>	14.599	14.6	2.9874	2.9795	3.6538	3.4532	5.8544	8.171	10.296	6.9469	8.0791
<b>1999</b>	11.876	11.88	2.9445	2.8638	3.5771	3.5012	5.7089	8.6583	10.024	7.0308	8.0626
<b>2000</b>	14.223	14.22	3.0153	2.7735	3.6548	3.6672	5.8883	9.5128	9.9191	6.8464	8.3015
<b>2001</b>	14.442	14.44	3.1577	2.6369	3.6648	3.6632	5.784	9.3924	9.8158	6.9401	8.4427
<b>2002</b>	13.822	13.82	3.2935	2.6433	3.7869	3.9129	5.7237	9.6809	9.5911	6.9624	8.4132
<b>2003</b>	12.432	12.43	3.209	2.6584	3.7708	3.9691	5.6639	9.3102	9.2721	7.2671	8.8689

**Tabela D- Gastos de Custeio em termos nominais dos estados da amostra.**

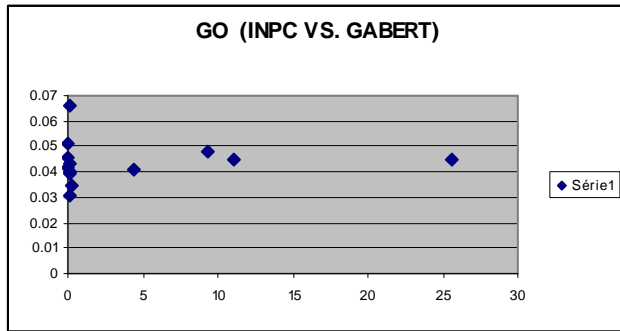
Período	GO	DF	PA	PE	BA	CE
<b>1990</b>	52,943,818	34,331,957	30,928,708	43,457,754	72,348,222	30,499,185
<b>1991</b>	193,112,911	193,129,980	205,170,768	203,016,501	310,087,106	139,813,954
<b>1992</b>	1,832,221,893	1,926,514,811	1,724,540,951	2,066,567,883	3,495,190,671	1,569,509,648
<b>1993</b>	36,449,447	49,433,713	40,505,104	45,328,884	84,551,167	44,127,900
<b>1994</b>	456,068	419,703	474,898	378,848	723,041	350,876
<b>1995</b>	1,082,410	2,596,244	1,042,156	1,472,290	1,799,180	730,061
<b>1996</b>	1,223,725	3,012,998	1,255,022	1,777,063	2,255,167	1,010,401
<b>1997</b>	1,315,857	3,380,098	1,341,363	1,943,686	3,209,373	1,253,025
<b>1998</b>	1,429,245	3,455,877	1,605,853	2,168,570	3,461,072	1,250,777
<b>1999</b>	1,575,087	4,660,509	1,589,459	2,191,195	3,219,391	1,568,710
<b>2000</b>	1,213,212,395	3,821,531,406	1,750,680,328	1,869,972,302	2,832,574,459	1,533,282,033
<b>2001</b>	2,004,870,602	4,015,624,208	1,145,420,853	2,197,483,858	4,298,818,319	2,308,844,000
<b>2002</b>	2,439,373,584	4,602,490,333	1,922,807,641	3,477,580,961	4,104,100,570	2,413,765,320
<b>2003</b>	2,513,314,162	2,256,548,470	2,238,327,855	3,683,571,741	4,887,644,050	2,731,574,870

Período	MG	RJ	SP	PR	RS
<b>1990</b>	137,647,596	144,993,552	635,615,037	46,302,471	103,804,418
<b>1991</b>	687,636,859	484,098,074	2,606,632,641	229,561,460	446,497,855
<b>1992</b>	7,139,947,463	6,479,632,168	29,384,628,172	2,694,666,245	5,560,042,791
<b>1993</b>	152,268,933	132,803,777	753,583,281	58,657,449	112,290,900
<b>1994</b>	1,546,654	1,368,906	6,001,321	559,390	1,036,647
<b>1995</b>	3,755,272	4,588,397	11,692,579	2,484,977	3,573,401
<b>1996</b>	3,963,026	5,492,488	15,955,941	3,199,194	4,724,166
<b>1997</b>	4,282,819	6,071,335	15,687,963	3,908,523	4,937,194
<b>1998</b>	4,107,272	6,760,090	21,857,328	4,713,362	5,549,644
<b>1999</b>	5,905,307	8,777,642	23,566,967	4,679,205	5,843,428
<b>2000</b>	5,718,434,166	8,792,121,618	18,205,230,643	5,730,187,673	3,903,198,777
<b>2001</b>	6,540,993,396	7,315,271,509	15,475,614,670	2,314,623,755	4,483,120,248
<b>2002</b>	9,116,047,524	9,367,944,125	23,913,322,691	4,127,552,122	6,649,727,069
<b>2003</b>	9,300,291,376	11,015,440,412	26,204,838,978	4,826,672,881	7,496,237,105

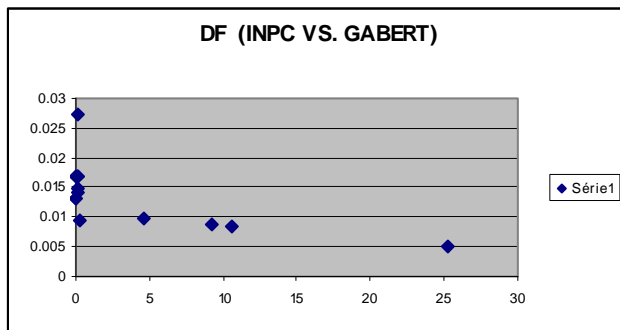
**ANEXO 2 – Diagramas de Dispersão da Taxa de Inflação contra a Abertura Comercial.**

**Região Centro-Oeste**

Grau de Abertura contra Taxa de Inflação

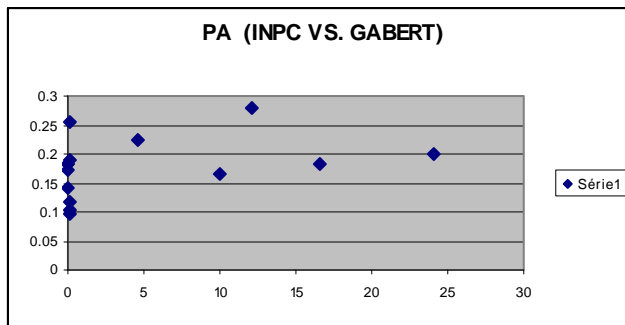


Grau de Abertura contra Taxa de Inflação



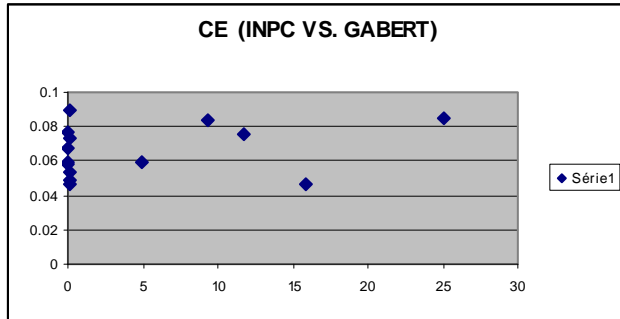
**Região Norte**

Grau de Abertura contra Taxa de Inflação

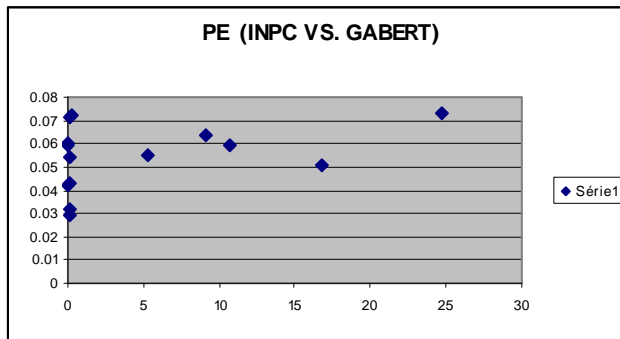


## Região Nordeste

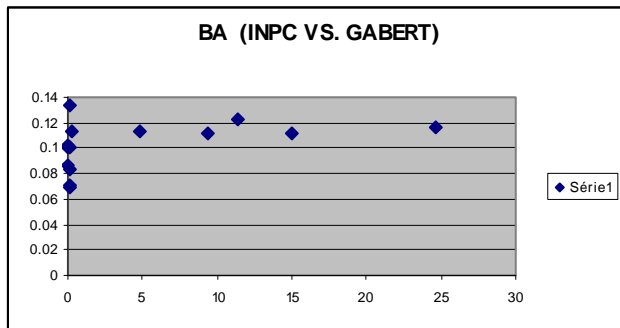
### Grau de Abertura contra Taxa de Inflação



### Grau de Abertura contra Taxa de Inflação

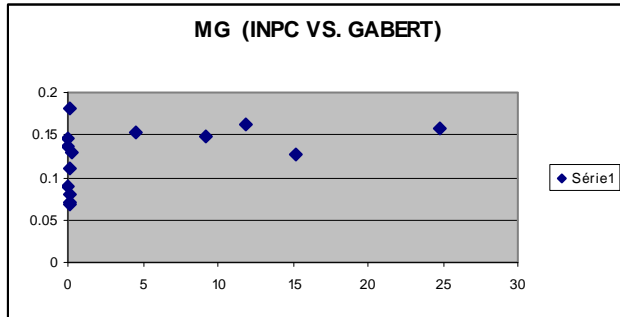


### Grau de Abertura contra Taxa de Inflação

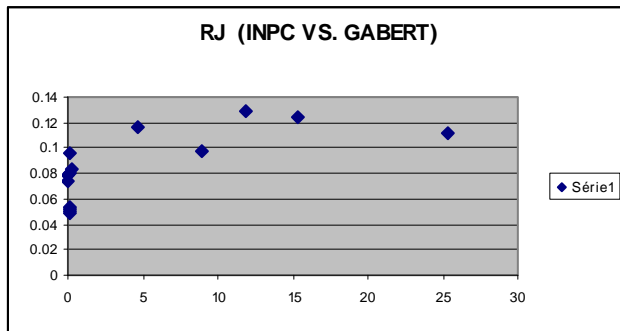


## Região Sudeste

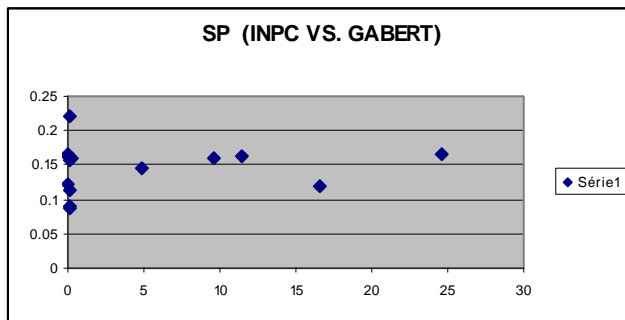
Grau de Abertura contra Taxa de Inflação



Grau de Abertura contra Taxa de Inflação

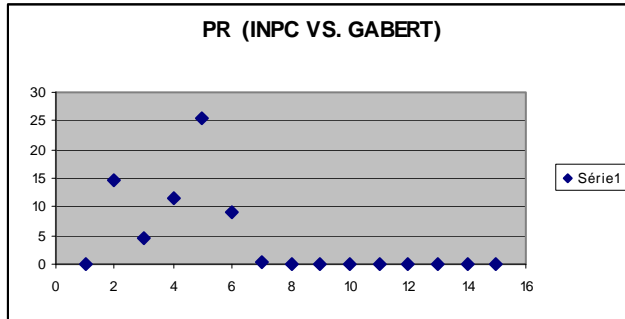


Grau de Abertura contra Taxa de Inflação



## Região Sul

### Grau de Abertura contra Taxa de Inflação



### Grau de Abertura contra Taxa de Inflação

