Abertura Comercial e Inflação:
Uma Análise para Dados em Painel

João Batista de Britto Machado — Universidade Católica de Brasília (UCB)
Adolfo Sachsida — Universidade Católica de Brasília (UCB)
Mário Jorge Cardoso de Mendonça — Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

RESUMO

Este estudo tem como objetivo tentar verificar a existência de uma relação robusta entre inflação e abertura comercial por meio do emprego da metodologia de dados em painel. Romer (1993), usando dados de cross-section para uma amostra ampla de países, concluiu que existe uma forte relação negativa entre essas duas variáveis. Diferentemente, Terra (1997, 1998), usando a mesma base de dados, mostra que isto somente ocorre para países cujo endividamento externo tem influência sobre a condução da política monetária, ou seja, países altamente endividados. Os resultados encontrados no presente trabalho, a partir da aplicação da metodologia para dados em painel, se aproximam daqueles obtidos por Terra (1997, 1998) e mostram que a correlação negativa entre inflação e abertura comercial desaparece quando se leva em consideração o efeito individual de cada país, sendo que ela somente persiste para países com médio e elevado grau de endividamento externo.

PALAVRAS CHAVE

inflação, abertura comercial, endividamento externo, raiz unitária e dados em painel

ABSTRACT

In this article we estimate the relation between inflation and trade openness [e.g; Romer (1993)] using modern panel data techniques. Our rationale is as follows: the higher the gains, in terms of product, in generating an inflationary "surprise", the greater the incentives will be for the government to effect such a "surprise". Therefore, in the absence of an independent monetary authority - or a credible monetary authority - able to restrain the governmental incentive to generate inflation, trade openness would act as a "brake" for the gains generated by the inflationary "surprise". Consequently, more open countries would have fewer incentives to generate inflation, thus pointing to a negative relation between inflation and trade openness.

KEY WORDS

inflation, trade openness, unit root, panel data and foreign debt

JEL Classification

C23, E61

INTRODUÇÃO

A relação entre abertura comercial e inflação tem sido foco de muita atenção na literatura econômica. (ROMER, 1993; LANE, 1997; TERRA, 1998; TEMPLE, 2002, *inter alia*). Seguindo este caminho, alguns estudos tentam verificar a correlação entre abertura comercial e o modo como é conduzida a política monetária (LO, WONG & GRANATO, 2003) ou a relação entre abertura e barganha salarial. (CAVALLARI, 2001). Outros ainda tentam verificar a interação entre grau de abertura econômica e regimes cambiais. (ALFARO, 2002). Por fim, um ponto interessante sobre o tema abertura comercial e inflação é que ele pode se relacionar à literatura referente à questão da consistência temporal da política monetária.[1] De acordo com Hardouvelis (1992), tal correlação mostra a melhor maneira de se testar a teoria de consistência temporal.

O objetivo deste artigo é verificar, com base na metodologia de dados em painel, se existe, de fato, uma relação robusta entre abertura comercial e inflação. Romer (1993), usando dados de *cross-section* para uma amostra ampla de países, concluiu que existe uma forte relação negativa entre abertura comercial e inflação. Contudo, de acordo com Terra (1997, 1998), tal resultado é viesado, visto que a correlação negativa entre inflação e abertura é apenas, e principalmente, gerada pelo alto grau de endividamento existente entre um certo grupo de países. Neste sentido, Terra (1997, 1998) assinala que a ligação entre inflação e abertura se dá quando o governo recorre à emissão de moeda diante de uma dívida externa elevada, o que faz com que tal emissão seja função do equilíbrio entre o câmbio real e a oferta de moeda. Assim, quanto maior o grau de abertura, menor deve ser a taxa de câmbio necessária para equilibrar o balanço de pagamentos e, portanto, menor será a taxa de criação de moeda. Daí ser a inflação menor quanto maior o grau de abertura.

Este trabalho tenta avançar nesta questão, tendo em vista dois pontos fundamentais. Diferentemente de grande parte dos estudos que aparecem na literatura, e que utilizam dados de *cross-section* para países, este artigo faz uso do método de dados em painel que, como será mostrado, enriquece consideravelmente a análise, uma vez que permite levar em conta, de maneira bem mais eficiente, os efeitos específicos dos países como, por exemplo, o grau de autonomia da autoridade monetária e instabilidade política que, segundo alguns autores, são fatores importantes na determinação da inflação. Além disso, o presente estudo incorpora a informação temporal mais recente. Romer (1993) e Terra (1997, 1998) utilizam dados do período 1973-1990, enquanto que este estudo trabalha com o período 1973-2001. Isto se constitui numa vantagem, pois

1 A respeito da consistência temporal de políticas, veja KYDLAND & PRESCOTT (1977) e BARRO & GORDON (1983).

possibilita captar o efeito do aumento do grau de abertura econômica pelo qual passou o mundo durante a década de 1990.

Este trabalho está estruturado da seguinte forma. Além desta introdução, a seção 1 apresenta uma ampla revisão da literatura acerca da relação entre abertura comercial e inflação. A seção 2 descreve a estrutura teórica do modelo, fornecendo informação sobre as variáveis explicativas usada no modelo e também uma descrição sobre a base de dados empregada no estudo. A seção seguinte faz uma análise econométrica preliminar com vistas a verificar se as variáveis usadas no modelo possuem raiz unitária. Isto é feito por meio da aplicação de testes de raiz unitária no contexto de dados em painel. A necessidade de verificar se as séries envolvidas possuem raiz unitária será explicitada adiante. Na seção 4 são apresentados os resultados obtidos a partir do modelo de dados em painel e cujo objetivo fundamental é avançar na discussão acerca da existência ou não de uma relação robusta entre inflação e abertura comercial. As considerações finais sobre os resultados encontrados aparecem na última seção.

1. REVISÃO DA LITERATURA

Num artigo seminal, Kydland e Prescott (1977) mostram que a falta de uma regra definida na condução da política monetária pode levar a uma inflação ineficientemente alta que não afeta o nível do produto, não sendo capaz, portanto, de fazê-lo ultrapassar a taxa natural. Em situações de competição imperfeita, ou quando a economia está sujeita a um sistema fiscal distorcido, o nível real do produto fica abaixo do ótimo, o que abre caminho para o emprego da potência monetária, via choques, com o intuito de gerar surpresa inflacionária. No entanto, a expansão monetária pode ser inferior àquela esperada pelos agentes de modo tal que a taxa de equilíbrio da inflação ocorra num patamar mais elevado, com o produto permanecendo no nível de pleno emprego.

Barro e Gordon (1983) corroboram a idéia que aparece em Kydland e Prescott (1977), argumentando que políticas discricionárias tendem a elevar a inflação a um patamar mais elevado, e ineficiente, que 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.

A literatura sobre independência do Banco Central e sobre credibilidade das regras de política deriva diretamente da questão de consistência temporal. Apesar de este tema assumir papel de destaque no âmbito teórico, os artigos empíricos ainda são escassos. A principal limitação empírica refere-se à dificuldade de se atestar a validade, ou não,

da teoria. Segundo Temple (2002), isto decorre da dificuldade de se medir determinadas variáveis presentes nos modelos teóricos.[2]

Uma alternativa que passou a ganhar importância é a tentativa de estudar a teoria de consistência temporal por meio da relação entre inflação e abertura econômica.[3] Esta alternativa foi inicialmente defendida por Hardouvelis (1992). A idéia básica é a de que a abertura econômica diminui os incentivos do governo em gerar uma "surpresa" inflacionária, pois tal inflação conduziria a uma depreciação real da taxa de câmbio, diminuindo o ganho de produto decorrente dessa inflação não antecipada pelos agentes. Desta feita, em países com pouca credibilidade, ou com autoridades monetárias fracas, a abertura econômica serviria como um "freio" para a disposição do governo gerar inflação. Assim, nesses países, seria de se esperar uma relação negativa entre inflação e abertura.

Um estudo pioneiro sobre a relação entre abertura comercial e inflação se deve a Triffin e Grubel (1962) que, a partir de uma amostra para países da Europa,[4] mostraram que países mais abertos experimentaram 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,[5] essa relação desaparece.

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, chega-se à conclusão que, na ausência de uma política monetária que segue regras e que tenha credibilidade, a inflação será mais baixa nos países mais abertos.

Seguindo a linha de Hardouvelis (1992), Romer (1993) sugeriu a idéia de que a inflação seria maior nos países que tivessem os maiores incentivos para gerar inflação. A intuição pode ser expressa da seguinte forma: quanto maior for o ganho, em termos de produto, de se gerar uma "surpresa" inflacionária, maior será o incentivo para que o governo gere tal "surpresa". Assim, na ausência de uma autoridade monetária independente – ou com credibilidade – que seja capaz de conter o incentivo do governo em gerar inflação, a abertura econômica funcionaria como um "freio" no ganho gerado pela "surpresa" inflacionária.[6] Conseqüentemente, países mais abertos teriam menores in-

2 Por exemplo, é comum nos modelos teóricos o uso de variáveis do tipo: desemprego, alvo do formulador de política econômica, aversão do banco central à inflação, taxa natural de desemprego etc..

3 Aqui a abertura é expressa pela relação entre importação de bens e serviços e o Produto Interno Bruto.

4 Os países abordados nesse estudo foram França, Itália, Alemanha, Holanda, Bélgica e Luxemburgo.

5 Renda e taxa de crescimento da moeda.

6 Nos modelos teóricos de economias abertas, expansões monetárias conduzem a depreciações reais da moeda, o que diminui o ganho em termos de produto de uma "surpresa" inflacionária.

centivos para gerar inflação, implicando, assim, uma relação negativa entre inflação e abertura econômica.

O principal ponto levantado por Romer (1993) é justamente o de que ao se verificar a correlação entre inflação e abertura econômica também se estará verificando a teoria de consistência temporal. Isto é, nos países onde operam Bancos Centrais independentes – ou que dispõem de credibilidade – não deve ser encontrada nenhuma relação entre inflação e abertura. Já em países que não dispõem de autoridades monetárias confiáveis, a abertura econômica agiria como um "freio" ao incentivo do governo em gerar inflação. Assim, nesses países, seria de se esperar uma relação negativa entre inflação e abertura econômica.

Nesta linha de pesquisa, Romer (1993) usa dados de *cross-section* para testar a hipótese da existência de uma relação negativa entre inflação e abertura. Para tal, trabalha com uma amostra ampla de 144 países.[7] As variáveis foram construídas a partir da média obtida para o período 1973-1990.[8] Além dessas variáveis, foram utilizadas as seguintes variáveis de controle: renda real *per capita*, *dummy* para países da OCDE e para outras regiões, e uma outra *dummy* para países onde a inflação e grau de abertura não seguiram a mesma definição adotada para a maioria. Romer (1993) concluiu que existe uma forte relação negativa entre abertura comercial e inflação. Mais do que isso: 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.[9]

Para Lane (1997), a explicação da influência da abertura sobre a inflação – 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. Tal explicação recai na existência de competição imperfeita e na presença de preços nominais rígidos no setor não *tradable*.[10] No estudo em análise estão presentes variáveis de controle como o PIB, renda *per capita*, medidas de instabilidade política e medidas de independência do Banco Central, tendo sido usadas informações referentes

7 Os dados derivam do *International Financial Statistics*, mantido pelo Fundo Monetário Internacional. Dados sobre países de economia centralmente planejada não se encontram presentes neste estudo.

8 Neste estudo, a inflação é medida como sendo a média anual da variação no logaritmo do deflator do Produto Interno Bruto (PIB). Para os países onde esta série não esta disponível foi usada a mudança no logaritmo do Índice de Preços ao Consumidor (IPC), sendo que o grau de abertura é a média da participação das importações no PIB desde 1973.

9 Este tema será retomado mais adiante na seção 3.

10 Vale ressaltar que este arcabouço continua sendo condizente com o teste da teoria de consistência temporal.

aos mesmos 114 países do estudo de Romer (1993) para o período 1973-1988. Lane (1997) encontra uma relação negativa entre inflação e abertura comercial, sendo que tal relação é mais forte quando controlada pelo tamanho do país medido pelo PIB. Para o autor supracitado, isto constitui uma evidência contrária à explicação tradicional da relação entre inflação e abertura.

Propondo uma outra explicação para a relação negativa entre inflação e abertura, Terra (1997, 1998) argumenta que esta é gerada principalmente por países severamente endividados, durante o período da crise da dívida.[11] Terra assinala que a ligação entre inflação e abertura emerge numa 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 a taxa de câmbio real e a 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 o balanço de pagamentos e, portanto, menor será a taxa de criação de 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 uma 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 onde a dívida externa é alta.

Para demonstrar seu ponto de vista, Terra (1998) usa a mesma amostra de países de Romer (1993), com a diferença que desta vez a amostra é dividida em 4 subamostras, nas quais os países foram classificados de acordo com seus respectivos graus de endividamento.[12] Terra (1998) estima as regressões de Romer para cada grupo de países em separado. Além disso, também são apresentadas estimativas para todo o período de análise (1973-1990), apenas para o período pré-crise da dívida (1973-81) e com o período da crise (1982-1990). Assim, a principal conclusão de Terra (1997, 1998) é que o grau de abertura é importante para explicar inflação apenas para aqueles países onde o endividamento externo é elevado.

Na sua réplica, Romer (1998) enumera alguns argumentos, tanto de cunho teórico como empírico, que no seu entender mostra que o artigo de Terra (1998) não é capaz de alterar as conclusões básicas do seu estudo original. (ROMER, 1993). Subsiste, contudo, a dificuldade conceitual apontada por Romer (1998), de que o mecanismo pelo qual a relação entre inflação e abertura 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 per-

11 BILGINSOY (1993) estuda a relação entre inflação e o "gargalo" de divisas estrangeiras na Turquia, e conclui que existe uma diferença estrutural entre períodos de escassez e facilidade de divisas estrangeiras, e isto influencia a relação entre inflação-moeda-renda.

12 A discriminação foi feita da seguinte forma: países pouco endividados, muito endividados, altamente endividados, e outros (demais países).

sistir mais situação de déficit que de superávit comercial. Neste caso, quanto menos aberto o país for, mais apreciada deverá estar a moeda, em termos reais, para atingir certo superávit, e quanto mais apreciada estiver a moeda, mais inflação haverá. Assim, segundo Romer (1998), o que Terra (1998) prediz é uma relação positiva entre inflação e abertura, o que não é suportado pelos resultados empíricos obtidos por Terra.

A dificuldade empírica apontada por Romer (1998) recai no fato de que não existe evidência de que o superávit comercial seja, em média, maior para países endividados que para os demais. De modo a justificar esse argumento, Romer (1998) calcula a relação entre superávit comercial e PIB para os quatro grupos de países agrupados segundo o grau de endividamento, como aparece em Terra (1998), para os períodos pré e durante a crise da dívida externa, não encontrando qualquer evidência de que esta relação apresenta uma alteração robusta de um período para outro. Dessa maneira, Romer (1998) rejeita o fato de que a relação negativa entre abertura econômica e inflação seja verificada somente para países altamente endividados.

De acordo com Bleaney (1999), a correlação negativa entre inflação e abertura, encontrada em vários estudos de *cross-section*, foi um fenômeno característico do período 1970-1980. Entretanto, tal correlação teria desaparecido na década seguinte (1990). Estimando uma regressão *cross-section* para os períodos 1973-1988 e 1989-1998, para aproximadamente 100 países, Bleaney concluiu que foi o PIB *per capita* a variável que mais influenciou negativamente a inflação na década de 1990. Este fato é um indício de que os países ricos conseguiram combater, com maior sucesso, a inflação do que os países pobres. Ainda de acordo com o autor, a evidência mais consistente obtida desde 1973 é a de que países com câmbio flexível têm se deparado com inflações mais altas que países com câmbio fixo.

Num estudo de séries temporais para a economia koreana, com dados trimestrais para o período 1960(1)-1997(3), Jin (2000) estima um vetor auto-regressivo (VAR) para tentar relacionar os impactos da abertura comercial sobre a taxa de crescimento do produto e sobre o nível de preços. Tais impactos são verificados por meio da análise da função de impulso-resposta. Segundo o autor, os resultados encontrados apontam uma forte relação negativa entre um choque de abertura comercial e a taxa de crescimento do produto e a inflação. Isto indica que um aumento da abertura leva a uma queda da inflação e a uma queda na taxa de crescimento do produto. O autor também ressalta que este resultado é robusto a alterações no tamanho das defasagens, mudança no ordenamento das variáveis e a diferentes medidas de abertura comercial.[13]

13 KIRKPATRICK & NIXON (1977) já haviam alertado sobre a dificuldade de se estabelecer uma *proxy* adequada para a variável abertura econômica.

Trabalhando com uma abordagem de jogos, Cavallari (2000) insere a relação entre abertura comercial e inflação dentro de um modelo caracterizado por produção monopolística, no setor doméstico da economia, e por um mercado de trabalho sindicalizado. O resultado do modelo teórico é que a abertura comercial pode afetar tanto positiva como negativamente a inflação. O resultado final depende do grau de concentração da barganha salarial do país. A autora estimou tanto regressões *cross-section* (para o período 1973-1988) como de dados de painel (para os anos 1980, 1990 e 1994) para 19 países da OCDE. Os resultados econométricos indicaram que nos países onde a barganha salarial é concentrada não existe relação entre a abertura comercial e inflação. Já em países onde a barganha salarial é descentralizada existe uma relação negativa entre abertura e inflação.

Para Goldfajn e Werlang (2000) a relação entre inflação e abertura pode se dar de maneira contrária àquela observada em Romer (2000) se for considerada a questão do "*pass-through*", ou seja, o impacto na inflação que decorre da desvalorização cambial. Goldfajn e Werlang assinalam que numa economia aberta uma desvalorização tem forte efeito sobre os preços. Os autores supracitados desenvolvem um modelo teórico que mostra que maior grau de abertura[14] induz a um repasse (*pass-through*) maior da depreciação cambial sobre a inflação.

Numa estimativa usando dados de painel para 15 países, no período 1980-1997, Ashra (2002) mostra que existe um efeito negativo, e estatisticamente significativo, da abertura comercial (medida como a taxa das importações sobre o PIB) sobre a inflação. Contudo, quando a abertura comercial é medida como sendo a taxa das exportações sobre o PIB, a abertura passa a ter um efeito positivo, e estatisticamente significante, sobre a inflação.

Explorando a metodologia de dados de painel, Alfaro (2002) inclui tanto um efeito fixo de país como um efeito de tempo na regressão entre abertura e inflação. Neste estudo a amostra é composta por 146 países, no período 1973-1998. Os resultados indicam que no curto prazo não existe nenhuma influência da abertura comercial sobre o nível de inflação. Em contrapartida, é mostrado que no curto prazo uma taxa de câmbio fixa é um importante fator para reduzir a inflação. Em relação ao longo prazo, a autora conclui que existe uma relação negativa, e estatisticamente significante, entre abertura comercial e inflação.

Temple (2002) tenta estabelecer uma ligação entre abertura comercial e a inclinação da curva de Phillips. A intuição de que a inclinação da curva de Phillips está relacionada com a abertura se baseia em modelos de pequenas economias abertas com rigidez no-

14 GOLDFAJN & WERLANG (2000) usam um conceito de abertura distinto daquele usado neste trabalho, ou seja, definem a abertura como sendo a soma das exportações mais importações pelo PIB.

minal. Em tais modelos, expansões monetárias não antecipadas tipicamente conduzem à depreciação real da moeda, 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, 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.

Lo, Wong e Granato (2003) constroem um modelo teórico onde a função de reação de política monetária depende do grau de abertura econômica do país. Com isso, os autores tentam relacionar essa literatura com a literatura da regra de Taylor. (TAYLOR, 1993). Fazendo uma regressão *cross-section* para uma amostra que inclui 103 países, no período 1949-2001, os autores investigam a relação entre abertura econômica e agressividade da autoridade monetária para garantir a estabilidade de preços e encontram que países mais abertos tendem a ter uma política monetária mais agressiva, que resulta numa menor persistência (e volatilidade) da taxa de inflação. Eles também ressaltam que tais evidências são mais fortes após 1990. Além disso, o efeito negativo da abertura sobre a persistência da inflação é mais pronunciado nos países desenvolvidos do que nos em desenvolvimento.

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 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 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 a inflação.

2. *ABERTURA X INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE COM BASE EM DADOS DE PAINEL*

Na seção anterior apresentamos as principais abordagens encontradas na literatura que tentam explicar a relação entre inflação e abertura. Nesta seção nosso objetivo é aprofundar a discussão com intuito de dar continuidade à linha de pesquisa iniciada em Romer (1993) e aprofundada por Terra (1997, 1998). Enquanto Romer tenta demonstrar que uma relação negativa entre inflação e abertura é robusta, Terra assinala que tal relação somente se verifica para um conjunto de países que possuem elevado grau de endividamento externo, onde a criação de moeda deriva da relação entre a taxa de câmbio real e a oferta de moeda. Para um maior o grau de abertura, menor será a taxa de câmbio exigida para equilibrar o balanço de pagamentos e, portanto, menor será a taxa de criação de moeda. Isso faz com que em países em que o débito externo a ser administrado pelo governo é grande se verifique uma relação negativa entre inflação e o grau de abertura durante os períodos de crise da dívida e, principalmente, para períodos de crise da dívida.

No sentido de avançar na discussão a respeito de qual das duas propostas é a mais adequada, faremos uso, nesta seção, da metodologia de dados em painel para estimar a relação entre inflação e abertura. Algumas razões podem ser apresentadas para justificar o fato de que o impacto da abertura sobre inflação deve ser estimado por meio de dados em painel. A estrutura formal para dados em painel permite combinar dados advindos de séries de tempo com dados de *cross-section*, o que faz com que a importância de problema de variável omitida se torne bem menor quando se estima um modelo com base em séries de tempo ou *cross-section*. (HSIAO, 2003). Isto permite levar em consideração os efeitos específicos atrelados às unidades individuais, no caso os países, principalmente quando existe grande heterogeneidade na amostra, o que não ocorre quando a estimação de *cross-section* é feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Assim, fatores como o grau de autonomia da autoridade monetária e instabilidade política, que são variáveis difíceis de serem mensuradas e, segundo alguns autores, importantes determinantes da inflação, podem ser levados em conta quando se estima um modelo com base em dados de painel.

Neste estudo será estimado um modelo de regressão com base na estrutura básica para dados em painel, que pode ser expressa da seguinte forma:

$$Inflação_{it} = \alpha + \beta * Abertura_{it} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it}\,,\, i = 1,...,N; t = 1,...,T \qquad (1)$$

onde $\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$

O subscrito i se refere à unidade *cross-section* (país), enquanto t refere-se ao tempo (ano). Como pode ser visto numa estrutura básica do modelo de regressão de dados em painel, o distúrbio ε_{it} é formado por dois componentes: α_i, que é um termo estocástico inerente às unidades individuais (países) de forma que $\alpha_i \sim (0, \sigma_\alpha^2)$, e que se denomina efeito individual; e u_{it}, que é um distúrbio estocástico, tal que $u_{it} \sim (0, \sigma_u^2)$. (HSIAO, 2003). Temos ainda que $E[u_i \alpha_i]=0$. e $E[u_{it} x_{it}]=0$. O efeito individual α_i, próprio das unidades, pode ou não ser correlacionado com o vetor de variáveis explicativas x_{it}. A existência de correlação entre o efeito individual e os regressores pode ser detectada por meio da aplicação do teste de Hausman (1978), cuja hipótese nula é de não correlação entre α_i e as variáveis explicativas do modelo. No caso de haver correlação, a estimação deve ser feita a partir do estimador de efeito fixo (LSDV),[15] do contrário, o estimador de efeito aleatório é o mais apropriado. (HSIAO, 2003). X_{it} é o vetor de variáveis de controle do modelo.

Testaremos como variáveis de controle as taxas de expansão da oferta moeda (moeda) e de crescimento real do PIB (pib).[16] A taxa de inflação (inflação) é medida como sendo a primeira diferença do logaritmo do deflator implícito do PIB, enquanto a abertura comercial (abertura) é definida aqui como a razão entre importações e o PIB. (ROMER, 1993 e ALFARO, 2002). Usamos neste trabalho a mesma amostra de países que aparece em Romer (1993) para o período ampliado de 1973 a 2000. Também serão feitas estimativas com base nas quatro subamostras definidas a partir do grau de endividamento externo, tal como aparece em Terra (1997, 1998). No entanto, antes de passarmos ao emprego das técnicas de estimação de dados em painel é necessário verificar se a natureza estatística das séries envolvidas permite obter estimativas não espúrias consistentes para o nosso modelo.

3. RAIZ UNITÁRIA E DADOS EM PAINEL

Com a crescente expansão do uso de dados macroeconômicos para dados em painel, o foco da discussão econométrica recaiu sobre o estudo das propriedades assintóticas onde coexistem uma grande quantidade de dados de *cross-section* aliada a uma elevada quantidade de informação temporal, diferentemente da situação vislumbrada anteriormente, em que a ênfase recaía sobre a análise das propriedades assintóticas de micropainéis, cuja característica é o elevado número de unidades individuais para pequeno número de períodos. A análise das propriedades assintóticas de processos integrados em painel aparece extensivamente tratada em Phillips e Moon (1999, 2000). Tal como ocorre no estudo de séries de tempo, a existência de raiz unitária em dados

15 *Least Square Dummy Variable*.

16 Ambas as variáveis medidas pela primeira diferença do logaritmo.

de painel pode fazer com que a relação econométrica estimada seja espúria. Assim sendo, o objetivo desta seção é a aplicação dos testes de raiz unitária para dados em painel com vistas a verificar se as séries envolvidas neste estudo apresentam ou não raiz unitária. Dois fatos mutuamente excludentes derivam caso as séries sejam não estacionárias: a) a relação estimada obtida a partir do uso da metodologia convencional para dados em painel é espúria (ENTORF, 1997) ou, b) uma relação consistente para dados em painel somente pode ser gerada a partir da aplicação do método de co-integração neste contexto. (PEDRONI, 2000).

O uso de teste de raiz unitária em séries temporais é uma prática já comum na econometria aplicada, contudo o emprego de teste de raiz unitária em painel é recente. (LEVIN & LIN, 1992; IM, PESARAN & SMITH, 1997; TAYLOR & SARNO, 1998; HADRI, 2000). O teste LL (LEVIN & LIN, 1992) admite que o distúrbio para cada unidade (grupo) tenha uma mesma estrutura auto-regressiva (AR[1]), além de permitir a existência de efeito individual. Este teste pode ser considerado como um teste de Dickey-Fuller com dados agrupados (*pooling*), ou, ainda, um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) caso as defasagens sejam incluídas. A hipótese nula é de que cada série do painel seja integrada de ordem um, contra a hipótese alternativa em que todas as séries sejam estacionárias. O teste IPS (IM, PESARAN & SMITH, 1997) é construído a partir de uma média das t-estatísticas de Dickey-Fuller t-sobre cada unidade do painel. O teste IPS assume por hipótese nula que todas as séries são não estacionárias contra a hipótese alternativa de que pelo menos uma série é estacionária. Defasagens para a variável dependente podem ser introduzidas de modo a permitir autocorrelação do erro para cada série.

Por fim, o teste ST (TAYLOR & SARNO, 1998) é uma extensão do teste desenvolvido por Abuaf e Jorion (1990), no qual um único parâmetro auto-regressivo é estimado sobre todas as séries do painel. Este teste utiliza a metodologia SUR,[17] desenvolvida inicialmente como método para estimar equações simultâneas para as N unidades do painel. A hipótese nula consiste em que todas as séries são realizações de um processo estocástico do tipo I(1). A hipótese nula é violada se apenas uma série do painel for estacionária.

Antes de estimarmos a equação (1), vamos verificar primeiramente a ordem de integração das séries. A Tabela 1 apresenta o resultado dos quatro testes distintos de raiz unitária acima. De acordo com os resultados presentes na Tabela 1, temos que as séries de abertura comercial, como a de inflação, taxa de crescimento da moeda e taxa de crescimento real do produto são todas estacionárias, não apresentando, portanto, raiz unitária. Desta forma, não são necessários testes adicionais de co-integração para esti-

17 *Seemingly unrelated equation estimator.*

mar o modelo. Deve-se ter em mente que os testes de raiz unitária não foram aplicados à totalidade de países definidos na amostra advinda de Romer, já que muitos deles apresentam dados para séries de tempo com tamanho suficiente para que os testes possam ser feitos de modo fidedigno.

TABELA 1 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA EM DADOS DE PAINEL

Variável	Teste	Ordem da Defasagem	Estatística t	Valor t	Valor P
Inflação	LL:	2	T-star: -5.261	-11.335	0.000
Abertura	LL	2	T-star: -3.473	-8.847	0.000
Moeda	LL	3	T-star: -7.471	-11.335	0.000
PIB	LL	4	T-star: -2.645	-10.235	0.000
Inflação	IPS	2	W[t-bar]: -5.006	-6.990	0.000
Abertura	IPS	2	W[t-bar]: -1.984	-7.310	0.024
Moeda	IPS	3	W[t-bar]: -4.984	-7.541	0.000
PIB	IPS	4	W[t-bar]: -2.837	-8.215	0.020
Inflação	ST	2	Z(tau): 36.560*	Z(mu): 45.271*	0.030
Abertura	ST	2	Z(tau): 24.450*	Z(mu): 443.768*	0.000
Moeda	ST	3	Z(tau): 14.394*	Z(mu): 53.510*	0.022
PIB	ST	4	Z(tau): 10.498*	Z(mu): 77.411*	0.000

Modelo: constante * distúrbios homoscedásticos entre as unidades. Período: 1973-2000.

4. *MODELO DE DADOS EM PAINEL PARA ESTIMAR A RELAÇÃO ENTRE INFLAÇÃO E ABERTURA*

Nosso próximo passo será estimar a equação (3) para dados de painel. A Tabela 2 apresenta os resultados do modelo de morbidade estimado com a utilização de dados em

painel. A coluna (1) ilustra a estimação do modelo por regressão MQO (*pooling*). As colunas (2) e (3) apresentam os resultados da regressão para efeito aleatório e efeito fixo, respectivamente. A inclusão dos resultados por MQO tem o objetivo de servir de base para a análise, pois ela não leva em consideração a discriminação do efeito individual omitido. A estimação por MQO permite também identificar a multicolinearidade existente entre as variáveis explicativas, a partir do emprego da estatística VIF (*Variance Inflation Factor*), que calcula o impacto sobre a variância de cada variável decorrente das correlações advindas da presença dos outros regressores. Conforme pode ser observado, o valor dessa estatística indica que não existe, nessa regressão, nenhum problema de multicolinearidade. A literatura assinala que para que haja alguma indicação de multicolinearidade o valor que denota o maior (VIF) deve ser superior a 5. (JUDGE *et alii*, 1982).

Muitas considerações importantes podem ser feitas com base nos resultados da Tabela 2. Conforme pode ser notado, a não consideração dos fatores específicos às unidades individuais (países), que é feito quando se perfaz a regressão por MQO, altera significativamente os resultados do modelo. A necessidade do uso de dados em painel para estimar o modelo é corroborada pelo teste de Breusch-Pagan, cuja hipótese nula é de que variância do componente individual α_i seja igual a zero. O resultado deste teste ao final da coluna dois indica claramente a presença do componente individual no modelo. A presença do componente individual é também corroborado pelo valor do coeficiente RHO, que indica a proporção da variância estimada do componente individual em relação à variância estimada do distúrbio. Nos dois modelos esse valor é superior a 90%, ilustrando a importância do componente individual do distúrbio. Tudo isto sugere que o emprego, aqui, da metodologia de dados em painel fornece relevante ganho de informação. Neste caso, a estimação por MQO (*pooling*) gera resultados viesados no modelo. Observa-se que no modelo de dados agrupados (MQO), aquele que mais poderia se assemelhar com o estimado por Romer (1993), o coeficiente da abertura comercial é significativo.

Uma vez que se tenha verificado que a metodologia de dados em painel é mais adequada que a estimação por MQO, a questão agora está na escolha da estimação por efeito aleatório ou fixo. Neste caso, o teste de Hausman indica a existência de correlação do efeito individual com os regressores. Este resultado aponta que a estimação do modelo por efeito aleatório não gera estimadores consistentes para o modelo. Assim sendo, quando se toma o resultado por efeito fixo, a abertura comercial perde significância. A mensagem aqui é que a abertura comercial não é importante na determinação da inflação quando fatores específicos a cada país, o que é captado pelo estimador de efeito fixo, são levados em consideração. Entre os fatores específicos de cada país, mencionado na seção 1, que podem afetar a estimação da equação (1) estão a instabilidade política, o grau de independência do Banco Central e os fatores regionais. Estes três fatores fo-

ram controlados por Romer (1993), sendo que a abertura se mostrou significativa no modelo de inflação, o que mostra que ainda existem outros efeitos individuais que foram omitidos e que devem ser perseguidos para se obter um modelo mais completo que possa, de fato, esclarecer o dilema inflação e abertura.

TABELA 2 – MODELO ECONOMÉTRICO PARA INFLAÇÃO

Variáveis Independentes	Dados Agrupados* (MQO) (1)	Efeito Aleatório (MQG) (2)	Efeito Fixo (LSDV) (3)
Abertura	-0,087	-0,106	-0,101
	(0,001)	(0,020)	(0,105)
Moeda	0,005	0,005	0,002
	(0,000)	0,000	0,000
PIB	-0,286	-0,145	-0,119
	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Constante	0,175	0,207	0,175
	(0,000)	(0,000)	(0,000)
R^2	0,101	0,100	0,100
VIF	1,01	–	–
1/VIF	0,98		
RHO	–	0,401	0,510
Teste de Hausman	–	132,81	–
		(0,000)	
Teste de Breusch-Pagan	–	522,18	–
		(0,000)	
Observações	2249	2249	2249

Nota: Valores entre parênteses representam o P-valor. * Dados Empilhados.

5. *TERRA (1997, 1998) VERSUS ROMER (1993)*

No sentido de dirimir dúvidas, e tentar encontrar explicações sobre a natureza do viés resultante de variável omitida no modelo, vamos utilizar o trabalho de Terra (1997, 1998) para ver o que se pode extrair com relação a este ponto. Terra (1998) desagrega a amostra de países usada por Romer (1993) em quatro categorias distintas conforme o grau de endividamento externo,[18] sendo que a análise econométrica é feita separada-

18 TERRA (1997, 1998) divide a amostra usada por ROMER (1993) em quatro categorias distintas: altamente, medianamente e pouco endividados, além de uma categoria denominada por outros países, ou seja, países de renda elevada de acordo com ROMER (1998), que são aqueles mais desenvolvidos ou não possuem quase nenhum débito externo.

mente para cada um desses grupos. Quando se emprega este artifício, constata-se que a abertura apresenta correlação com a inflação apenas para países altamente endividados. No sentido de levar adiante a análise elaborada por Terra (1997, 1998), e com intuito de verificar até que ponto o impacto do endividamento externo, que por hipótese é um efeito individual de cada país, afeta a relação entre inflação e abertura, iremos executar o modelo apresentado na Tabela 2 para as distintas categorias de países que aparece em Terra (1998).

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos por *pooling* (MQO) e o efeito aleatório para os grupos de países altamente, medianamente e pouco endividados.[19] A discriminação aqui é a mesma empregada por Terra (1998).[20] O motivo pelo qual não serão mostrados os resultados por efeito fixo ficará explícito imediatamente. Tendo em vista os resultados da Tabela 3, fica evidenciada, de acordo com o teste de Breusch-Pagan e o valor de RHO, a importância da regressão para cada grupo ter sido estimada por dados em painel. No entanto, o teste de Hausman não mais acentua a existência de correlação entre o componente omitido e os regressores,[21] o que faz com o estimador de efeito aleatório seja o mais eficiente para os três grupos distintos.

Os resultados mostrados na Tabela 3 permitem tecer importantes considerações. Observa-se que, tomando os resultados obtidos a partir do estimador de efeitos aleatórios, a abertura comercial somente importa para os grupos de países com padrão alto e médio de endividamento; para países pouco endividados a abertura não se mostra relevante.[22] Embora não seja aqui apresentado, por economia de espaço, para o grupo de "outros países" na terminologia de Terra (1998) ou de alta renda (ROMER, 1998), o resultado é qualitativamente o mesmo que o encontrado para os países com baixo endividamento.

Nota-se que se somente fossem considerados os resultados por MQO, a abertura se mostraria significativa para os três grupos. Assim, nossos resultados se aproximam mais daquele que aparece em Terra (1998), distanciando-se um pouco daquele obtido por Romer (1993). Na verdade, Romer (1998) observa que, no que refere às estimativas feitas por Terra (1998), não existe diferença significativa entre países muito e moderadamente endividado no concernente aos resultados alcançados, tal como se observa no presente estudo.

19 Aqui naturalmente ficam de fora aqueles inseridos na categoria de outros países.

20 A relação completa conforme o grau de endividamento externo aparece listada neste trabalho.

21 Embora não sejam aqui apresentados, quando se perfaz a regressão para o grupo de outros países o teste de Hausman indica existência de correlação entre o efeito individual e os regressores.

22 O mesmo resultado é obtido para a categoria de outros países.

TABELA 3 – MODELO ECONOMÉTRICO PARA INFLAÇÃO: POR GRAU DE ENDIVIDAMENTO EXTERNO

	Altamente Endividados		Medianamente Endividados		Pouco Endividados	
Variáveis Independentes	Pooling (MQO) (1)	Ef. Aleatório (2)	Pooling (MQO) (1)	Ef. Aleatório (2)	Pooling (MQO) (1)	Ef. Aleatório (2)
Abertura	-0,311	-0,435	-0,229	-0,252	-0,047	-0,036
	(0,000)	(0,002)	(0,000)	(0,000)	(0,042)	(0,245)
Moeda	0,006	0,006	0,001	0,002	0,006	0,003
	(0,000)	0,000	(0,050)	(0,050)	(0,040)	0,011
PIB	-0,872	-0,764	-0,543	-0,558	-0,664	-0,678
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Constante	0,283	0,333	0,224	0,227	0,141	0,134
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
R^2	0,670	0,669	0,100	0,125	0,342	0,344
VIF	1,01	–	1,01	–	1,01	–
1/VIF	0,98		0,98		0,98	
RHO	–	0,206	–	0,218	–	0,091
Hausman	–	1,271	–	0,771	–	0,815
		(0,735)		(0,857)		(0,155)
Breusch-Pagan	–	106,09	–	233,58	–	14,10
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Observações	423	423	563	563	380	380

Comparando os resultados das Tabelas 2 e 3, a idéia básica que surge é que para países em que o endividamento externo é um fator relevante na condução da política econômica, realmente a abertura comercial importa, o que não se verifica onde o débito externo não apresenta problemas. Os resultados gerados por efeito aleatório na Tabela 3 parecem indicar que quando o endividamento externo é importante, ficando omitido no modelo, ele carrega todo o efeito individual que se correlaciona possivelmente ou com a oferta de moeda ou o grau de abertura, o que faz com que quando a desagregação se dá a partir do endividamento essa correlação desapareça.

CONCLUSÕES E COMENTÁRIOS FINAIS

Dando seguimento a literatura que trata da relação entre abertura comercial e inflação (ROMER, 1993; LANE, 1997; TERRA, 1997, 1998; TEMPLE, 2002, *inter alia*), este estudo teve como motivação principal verificar se existe, de fato, uma relação ro-

busta entre estas duas variáveis com base na metodologia que emprega técnicas de dados de painel.

O apelo para o emprego de dados em painel é que este método se constitui no mais apropriado quando se leva em consideração os efeitos específicos dos países, como, por exemplo, autonomia da autoridade monetária e instabilidade política que, segundo alguns autores, são fatores importantes na determinação da inflação, além da grande heterogeneidade existente entre os países. Isto constitui um avanço, porquanto alguns dos estudos mais importantes sobre o tema (ROMER, 1993; TERRA, 1997, 1998) foram elaborados com base em dados de *cross-section* dos países. Além disto, este estudo incorpora informação temporal mais recente, abarcando o período 1973-2001, o que se constitui numa vantagem à medida que possibilita a captação do aumento do grau de abertura econômica pela qual passou o mundo durante a década de 1990.

Os resultados encontrados neste estudo, e obtidos a partir da metodologia de dados em painel, se aproximam daqueles alcançados por Terra (1997, 1998), se distanciando daquele apresentado em Romer (1993). Terra (1997, 1998) assinala que a correlação negativa entre inflação e abertura comercial somente é encontrada para países com alto e médio endividamento externo. Romer (1993), pelo contrário, concluiu que existe uma forte relação negativa entre essas duas variáveis. Neste trabalho mostramos que a correlação negativa entre inflação e abertura desaparece quando se leva em consideração o efeito individual entre os países. Mostramos também que como o efeito individual está muito vinculado ao endividamento, a ligação entre inflação e abertura comercial somente se verifica para países cujo endividamento externo é razoavelmente importante, ou seja, apenas isso se verifica para países com grau alto ou médio de endividamento externo, na terminologia de Terra (1997, 1998).

Para finalizar, duas sugestões para pesquisas futuras devem ser feitas. Em primeiro lugar, são necessários novos estudos que incorporem novas variáveis de controle no modelo, tais como a taxa de câmbio e expectativa de inflação futura. Segundo, é possível que o canal que liga inflação e abertura seja outro inteiramente distinto, de tal forma que a abertura comercial seja um meio de estancar a elevação dos preços mediante a vinda de produtos mais baratos do exterior, ou mesmo forçando as empresas nacionais a atuarem de modo mais competitivo, diminuindo os custos via aumento da eficiência.

BIBLIOGRAFIA

ABUAF, N.; JORION, P. Purchasing power parity in the long run. *Journal of Finance* 45, p. 157-174, 1990.

ALFARO, L. Inflation, openness and exchange rate regimes: the quest for short-term commitment. *Harvard Business School Working Paper Series*, n. 02-014, 2001.

ASHRA, S. Inflation and openness: a study of selected development economies. Indian Council For Research on International Economic Relations, *Working Paper* n. 84, May 2002.

BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons, 1995.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of Political Economy*, v. 91, n. 4, p. 589-610, 1983.

BILGINSOY, Cihan. Inflation, growth, and import bottlenecks in the Turkish manufacturing industry. *Journal of Developments Economics*, 42, p. 111-31, 1993.

BLEANEY, M. The disappearing openness-inflation relationship: a cross-country analysis of inflation rates. *IMF Working Paper*, n. 161, December 1999.

BOWDLER, C. Openness and output-inflation tradeoff. *Nuffield College Working Paper*, March 2003.

CAVALLARI, L. Inflation and openness with non-atomistic wage setters. University of Rome "La Sapienza", *Working Paper*, 2001.

ENTORF, H. Random walks with drifts: Nonsense regressions and spurious fixed-effect estimation. *Journal of Econometrics,* v. 80, issue 2, p. 287-296, 1997.

GOLDFAJN, I.; WELANG, S. R. C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Texto para Discussão* 05, Banco Central do Brasil, 2000.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3, p. 148-161, 2000.

HARDOUVELIS, G. A. Monetary policy games, inflationary bias, and openness. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, p. 147-64, 1992.

HAUSMAN, J. A. Specification test in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.

HSIAO, Cheng. Analysis of panel data. *Econometric Society Monographs*, N. 11, 2003.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, p. 53-74, 2003.

IYOHA, M. A. Inflation and openness in less development economies: a cross-country analysis: reply. *Economic Development and Cultural Change*, v. 26, n. 1, p. 153-55, 1977.

JUDGE, G.; HILL, C.; GRIFFITHS, W.; LEE, T.; LÜTKEPOHL, H. *Introduction to the theory and practice of econometrics*. New York: Wiley, 1982.

KIRKPATRICK, C. H.; NIXON, F. I. Inflation and openness in less development economies: a cross-country analysis: comment. *Economic Development and Cultural Change*, v. 26, n. 1, p. 147-52, 1977.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 3, p. 473-91, 1977.

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

LEVIN, A.; LIN, C.; CHIA-SHANG, James Chu. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, p. 1-24, 2002.

LO, M.; WONG, M. C. S.; GRANATO, J. Openness and aggressive monetary policy: a study of inflation volatility and persistence. *University of Southern Mississippi Working Paper*, 2003.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration test in heterogeneous panels with multiple regressions. *Oxford Economic Papers*, v. 61(0), p. 653-670, Special Issue 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; MOON, H. R. Linear regression limit theory for nonstationary panel data. *Econometrica*, v. 67, n. 5, p. 1057-1111, 1999.

PHILLIPS, P. C. B. & MOON, H. R. Estimation of autoregressive roots near unity using panel data, *Econometric Theory*, v. 16, n. 6, p. 927-998, December, 2000.

ROGOFF, Kenneth. Can international monetary policy cooperation be counterproductive? *Journal of International Economics*, 18, p. 199-217, 1985.

ROMER, David. A new assessment of openness and inflation: reply. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 2, p. 649-52, 1998.

_____. Openness and inflation: theory and evidence. *Quarterly Journal of Economics*, v. 108, n. 4, p. 869-903, 1993.

TAYLOR, Mark P.; SARNO, Lucio. The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period. *Journal of International Economics*, 46, p. 281-312, 1998.

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*, 34, p. 1-25, 1988.

TELLA, R.; MacCULLOCH, R. Unemployment benefits as a substitute for a conservative Central Banker. *Harvard Business School Working Paper Series*, May 2000.

TEMPLE, Jonathan. Openness, inflation and the Phillips Curve: a puzzle. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002, forthcoming.

TERRA, C. T. Debt crisis and inflation. *Revista de Econometria*, v. 17, n. 2, p. 21-48, 1997.

_____. Openness and inflation: a new assessment. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 2, p. 641-48, 1998.

TRIFFIN, R.; GRUDEL, H. The adjustment mechanism to differential rates of monetary expansion among the countries of the European Economic Community. *Review of Economics and Statistics*, 44, p. 486-91, 1962.

WALSH, C. E. *Monetary theory and policy*. Massachusetts Institute of Technology, 1998.

Endereço para Correspondência: Mestrado em Economia de Empresas, Pró-Reitoria de Pós-Graduação e Pesquisa, Universidade Católica de Brasília, SGAN 916 – Módulo B – Asa Norte, Brasília – DF – 70.390-045, Brazil, Tel: (+61) 340-5550, Fax: (+61) 347-4797, E-mail: sachsida@pos.ucb.br.

Adolfo Sachsida agradece o apoio da bolsa de produtividade do CNPq.

(Recebido em novembro de 2003. Aceito para publicação em abril de 2005).