

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro
Departamento de Economia

Expectativas de inflação e repasse cambial

Bruno Caiado Balassiano

No. De matrícula: 1010408

Orientador: Carlos Viana de Carvalho

junho de 2014

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

Departamento de Economia

Expectativas de inflação e repasse cambial

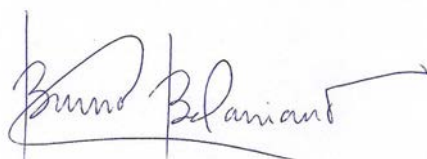
Bruno Caiado Balassiano

No. De matrícula: 1010408

Orientador: Carlos Viana de Carvalho

junho de 2014

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

A handwritten signature in black ink, reading "Bruno Balassiano". The signature is written in a cursive style with a horizontal line underneath the name.

As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor.

Sumário

Introdução	5
Revisão bibliográfica	7
Como mensurar ancoragem de expectativas de inflação?	9
Metodologia	16
Resultados	18
Conclusão	22
Bibliografia	24
Anexo	25

Índice de gráficos e tabelas

Tabela 1	13
Tabela 2	18
Gráfico 1	14
Gráfico 2	15
Gráfico 3	15
Gráfico 4	20
Gráfico 5	21
Gráfico 6	21

Introdução

Em 2013, tanto o sistema de metas para inflação quanto a desvalorização do real e subsequente flexibilização da taxa de câmbio completaram catorze anos. Ao longo desses anos, ocorreu um total de nove episódios de depreciação cambial onde a variação da taxa de câmbio ultrapassou 10% em um trimestre. Esses episódios de depreciação cambial requerem grande atenção, pois movimentos na taxa de câmbio têm algum grau de repasse para preços internos, afetando, portanto, a taxa de inflação. A correta estimativa do repasse cambial é essencial na formulação de uma resposta de política monetária adequada para à manutenção da meta de inflação.

A experiência brasileira com o câmbio flexível nos dá um exemplo claro do impacto que uma forte depreciação cambial pode ter sobre a taxa de inflação: em outubro de 2002, uma semana antes da eleição do Presidente Lula, a taxa de câmbio chegou ao pico de 3,95 R\$/US\$, correspondendo a uma depreciação da ordem de 70% em relação ao início do ano. As taxas de inflação medidas pelo IPCA nos anos de 2002 e 2003 foram de 12,5% e 9,3% respectivamente. Em ambos os anos, a meta de inflação não foi cumprida.

Há poucas dúvidas quanto ao que causou a crise de confiança que levou a saída de capitais do Brasil e conseqüente depreciação cambial. A desconfiança de que uma vitória eleitoral do PT levaria ao abandono da ortodoxia na condução da política macroeconômica foi responsável pela turbulência ocorrida nos mercados financeiros e esse trabalho não se propõe a investigar esses eventos. Contudo, a medida em que se concretizou a vitória eleitoral do PT, a equipe econômica incumbente deixou de ter credibilidade uma vez que não se acreditava que a mesma seria mantida nem que haveria a continuidade da política corrente. Evidentemente, seria necessário um grande reajuste de preços internos, dada a magnitude da depreciação que ocorrera ao longo de 2002. Porém, é possível que esse repasse tenha sido aumentado pela falta de credibilidade da equipe econômica como um todo e, especialmente, do Banco Central e a conseqüente desancoragem das expectativas de inflação.

Caso os agentes pensassem que a vitória eleitoral do PT fosse acarretar um uma política monetária acomodatória (uma hipótese razoável dada a fuga de capitais que se verificou no país), eles teriam um incentivo a repassar uma parcela maior da

depreciação para os preços internos já que não estariam contando com uma resposta de política monetária contracionista.

Períodos de desancoragem de expectativas concomitantes a aumentos do grau de repasse cambial para a inflação certamente não são um fenômeno exclusivo ao Brasil. O objetivo deste artigo é investigar a relação entre desancoragem de expectativas de inflação e intensidade do repasse de variações cambiais para a taxa de inflação. Tentarei inferir se esse efeito existe e se ele é expressivo.

Revisão Bibliográfica

As décadas de 1990 e 2000 foram marcadas por um período de inflação persistentemente baixa e estável nas economias avançadas. Os bancos centrais das mesmas, e de diversas economias emergentes, atingiram grau elevado de sucesso na implementação de regimes monetários voltados para estabilidade de preços. Muitos desses países estabeleceram metas explícitas de inflação. Os que não o fizeram, ainda assim trabalham dentro de um regime monetário que atribui elevado grau de importância à estabilidade de preços.

Concomitantemente, parece ter havido uma redução do nível de repasse cambial para preços internos. As crises cambiais da década de 1990 foram seguidas, em geral, por repasses cambiais muito menores do que crises de décadas passadas. Cunningham e Haldane (1999) discutem as desvalorizações no Reino Unido e Suécia durante a crise do ERM, em 1992, e a desvalorização no Brasil, em 1999. Eles expõem a surpreendente queda no repasse das desvalorizações cambiais para preços internos em relação outros episódios de desvalorização em décadas anteriores.

Gagnon e Ihrig (2001) documentam a diminuição do repasse cambial em 11 países industrializados a partir da década de 1990 e encontram evidências de que menor variabilidade da inflação está associada a repasses mais baixos. Há evidências também de que países que adotam metas de inflação como regime monetário tiveram uma diminuição maior de repasse cambial que países que não adotaram.

Taylor (2000) afirma que taxas de inflação baixas e inflação pouco persistente (choques inflacionários se dissipam rapidamente) são os principais responsáveis pela diminuição do repasse cambial observado na década de 1990. Taylor interpreta essa redução do repasse como uma redução do poder de formação de preços das firmas. Em um ambiente de inflação estável, e existe a crença de que o Banco Central não permitirá a permanência de choques inflacionários, firmas estarão menos inclinadas a repassar custos de origem cambial.

Choudhri e Hakuna (2005) testam a hipótese de Taylor e, com dados para 71 países de 1979 a 2000, encontram evidências significantes de associação entre inflação média e grau de repasse cambial. Eles também encontram evidências de que a taxa de inflação explica melhor diferenças de repasse cambial entre regimes monetários que outras variáveis macroeconômicas. Campa e Goldberg (2002) também encontram

correlação entre inflação baixa e estável e menor repasse. Porém, eles indicam que esse efeito, em países da OCDE, parece ser menos pronunciado e que aspectos microeconômicos dessas economias individuais são determinantes mais importantes no repasse cambial.

A literatura acerca do repasse cambial parece encontrar evidências relevantes de que o ambiente inflacionário favorável que se configurou nas últimas duas décadas está associado a repasses mais baixos. A argumento geralmente construído é um baseado em expectativas (Taylor, 2000). Os agentes esperam preços estáveis no longo prazo e, portanto, não repassam choques cambiais a preços de mercado. Contudo, os testes realizados até então, apesar de sugerir um papel relevante de expectativas, não quantificam de fato a correlação entre credibilidade do Banco Central e repasse cambial. Eles se atêm à correlação entre estabilidade de preços e repasse cambial.

Este artigo busca explorar, através de um painel de países, a relação desancoragem de expectativas de inflação e intensidade do repasse cambial. Tentarei inferir se expectativas desancoradas aumentam a intensidade do repasse cambial para a inflação.

Como mensurar ancoragem de expectativas de inflação?

Para estimar o efeito de desancoragem de expectativas de inflação sobre o repasse cambial, devemos primeiro ter uma proxy de desancoragem de expectativas. A primeira estratégia para mensurar desancoragem de expectativas que utilizarei é bastante simples: o desvio das expectativas de inflação em relação à meta de inflação. Como mencionado, essa métrica tem como principal vantagem a sua simplicidade e facilidade de interpretação. Se a meta de inflação serve de âncora nominal para a taxa de inflação, então desvios das expectativas em relação à meta podem ser interpretados como expectativas desancoradas. Naturalmente, essa metodologia restringe a nossa amostra apenas a países que possuam um regime monetário com uma meta de inflação explícita. Sejam π_t^e , π_m e α a taxa de inflação esperada m meses à frente no período t , a meta de inflação e a proxy de desancoragem de expectativas respectivamente. Então, calcularemos a proxy α como o desvio percentual da expectativa de inflação em relação à meta:

$$\alpha = (\pi_t^e - \pi_m) / \pi_m \quad (1)$$

Esse método, apesar de simples, tem suas limitações. Primeiramente, as expectativas de inflação podem estar contaminadas por choques exógenos. Por exemplo, uma seca provavelmente terá um impacto negativo sobre a oferta de alimentos, levando a um aumento de preços. Esse aumento foi causado puramente por um choque de oferta e nada tem haver com o quão bem ancoradas estão as expectativas de inflação. Contudo, os agentes certamente incorporarão esse choque às suas expectativas. Tudo mais constante, essas expectativas estarão mais altas do estariam caso a seca não houvesse acontecido.

O caso da seca ilustra um problema mais geral. Quanto menor o horizonte de tempo para o qual se projeta a inflação, mais informação existirá sobre choques exógenos que possam ter afetado o nível de preços. Quanto mais choques estiverem contidos nas expectativas, menor será a quantidade de informação que poderemos extrair acerca de quão ancoradas essas expectativas estão. Portanto, para que tenhamos dados razoavelmente limpos desse tipo de ruído, devemos usar expectativas de inflação para um horizonte de tempo suficientemente grande. É mais difícil prever a ocorrência

de uma seca dois anos à frente que dois meses à frente. Porém, existe pouca disponibilidade de pesquisas de expectativas de inflação para um horizonte tão longo. A maioria das pesquisas restringe a um horizonte de tempo de um ano, restringindo ainda mais a amostra de países disponíveis.

Outros problemas podem surgir com o uso de dados de pesquisa. Primeiramente, cada uma dessas pesquisas é produzida independentemente por instituições de cada país e suas metodologias podem divergir. Um exemplo frequente deste problema é o fato de algumas instituições coletarem expectativas de consumidores enquanto outras coletam expectativas de analistas do mercado financeiro. À priori, não há nenhuma razão para que estas duas métricas sejam equivalentes. Neste artigo, trabalharei com a hipótese de que essa diferença na coleta de dados não causa nenhum tipo de viés e que, estando ancoradas, tanto as expectativas de analistas quanto de consumidores deverão convergir para a meta. Qualquer diferença entre as duas é apenas ruído.

Outro problema, possivelmente mais grave, é o fato de que, a maioria destas pesquisas é produzida por bancos centrais. Ou seja, pelas instituições responsáveis pela manutenção a estabilidade de preços. Existe um incentivo a publicar expectativas viesadas em direção à meta de inflação. Existe a possibilidade de, em países com ambientes institucionais mais fracos, os dados oriundos das pesquisas terem viés. Além de desviar em direção a meta, há também o incentivo a divulgar séries mais suavizadas. Expectativas de inflação erráticas provavelmente não são um bom indicativo de que as mesmas estão ancoradas. Esse tipo de viés torna difícil a estimação com base na variância intertemporal das expectativas. A solução encontrada para esse problema é aumentar o número de países na amostra, de forma a usar a variância na dimensão *cross-section* para tentar capturar o efeito de expectativas no repasse cambial. Porém, como já mencionei, existe um número muito restrito de países com regimes de meta de inflação de dados de expectativas com um horizonte de tempo longo o bastante. A amostra consiste em apenas oito países.

Existe outra forma de se obter dados de expectativas de inflação. Poderíamos usar como proxy de expectativas a métrica conhecida como *breakeven*, o prêmio entre um título pré-fixado e um título indexado a algum índice de inflação. Essa é uma boa forma de contornar os problemas associados a horizontes curtos de tempo dado que títulos indexados a inflação geralmente têm prazos mais longos. Porém, existem poucos países com metas de inflação que emitem esse tipo de títulos. Além disso, muitos deles têm pouca liquidez e nos leva a questionar o quão bem eles refletem as expectativas de

inflação dos agentes. Dado que incluir *breakevens* não aumentaria minha amostra, não os utilizei.

Para tentar aumentar a amostra de países disponíveis, recorri a uma segunda metodologia para mensurar desancoragem de expectativas. A partir de uma Curva de Phillips, Davis e Mack (2013) chegam a uma medida de sensibilidade da inflação corrente a desvios da inflação passada em relação à inflação esperada. O modelo abaixo é uma versão simplificada do modelo de Davis e Mack¹ onde a inflação depende apenas das expectativas de inflação, mas não do hiato:

$$\pi_{t-1,t} = E_t[\pi_{t,t+1}] \quad (2)$$

Onde $\pi_{t-1,t}$ é a inflação do período t-1 a t e $E_t[\pi_{t,t+1}]$ é a expectativa em t para a inflação do período t a t+1. Ou seja, a inflação é *forward-looking*: depende apenas da expectativa para a inflação futura.

$$E_t[\pi_{t,t+1}] = E_{t-1}[\pi_{t-1,t}] + \gamma(\pi_{t-1,t} - E_{t-1}[\pi_{t-1,t}]) \quad (3)$$

Ou seja, a expectativa de inflação em t é a expectativa em t-1 mais o desvio da inflação em relação à inflação esperada em t-1 ponderada por um fator γ . Logo, γ pode ser interpretado como a elasticidade das expectativas de inflação em relação a surpresas na inflação passada. Substituindo (3) em (2), temos:

$$\pi_{t-1,t} = (1 - \gamma)^{N-1} E_{t-N-1}[\pi_{t-N-1,t-N}] + \sum_{n=1}^N \gamma (1 - \gamma)^{n-1} \pi_{t-n-1,t-n} \quad (4)$$

Para $\gamma > 0$, o limite de $(1 - \gamma)^{N-1} E_{t-N-1}[\pi_{t-N-1,t-N}]$ quando N tende a infinito é zero e podemos ignorar o termo de expectativas. Em contrapartida, se $\gamma = 0$, então ficamos com uma constante $E_{t-N-1}[\pi_{t-N-1,t-N}]$. Caso $\gamma < 0$, os agentes esperam que parte do choque ao nível de preços é temporário e será revertido no período seguinte, de forma que há uma correlação negativa entre a inflação presente e passada. Para chegar ao parâmetro γ , estimo a seguinte equação:

¹ O modelo derivado é foi replicado de Davis e Mack (2013), e a única modificação foi a exclusão do componente de atividade, de forma que a inflação dependa apenas das expectativas de inflação.

$$\pi_t = c + \sum_{n=1}^N \gamma(1 - \gamma)^{n-1} \pi_{t-n} \quad (5)$$

A regressão foi estimada para uma amostra de 32 países. O número de defasagens incluídas na regressão Como em Davis e Mack (2013), o número de defasagens incluídas é $N=24$. O índice de inflação utilizado é o índice de preços ao consumidor cheio.

Uma possível desvantagem de se utilizar essa metodologia para estimar desancoragem de expectativas é que, diferente das pesquisas de expectativas de inflação, esta métrica não consegue nos dizer a direção na qual as expectativas estão desancoradas. No caso de um país com metas de inflação, por exemplo, não podemos saber através do γ se os agentes esperam uma inflação persistentemente acima ou abaixo da meta. Isso pode causar viés nos resultados. A priori, não sabemos se o efeito de desancoragem de expectativas sobre o repasse cambial é simétrico. Caso essa situação se afigure, então a nossa medida γ pode ser inadequada, pois será positiva sempre que houver persistência na inflação, independentemente dela ser persistentemente mais alta ou mais baixa que meta de inflação.

É difícil imaginar que exista uma medida perfeita de desancoragem de expectativas. Portanto, testarei minha hipótese através das duas métricas descritas para obter um resultado mais robusto.

A tabela 1, abaixo, mostra o parâmetro γ obtido da regressão (5) para o período de 1996 a 2013 e a inflação anual média de cada país de 1997 a 2013. A tabela mostra alguns pontos interessantes. Primeiro, parece haver uma forte correlação positiva entre nível de inflação e ancoragem de expectativas. Segundo, existem alguns *outliers* que servem de evidência para o argumento da assimetria descrito anteriormente.

O Japão, por exemplo, foi, dentre os países da amostra, aquele com a inflação média mais baixa, de 0,0% ao ano. Ainda assim, ele se afigura dentre os países com γ mais alto, de 0,23. Brasil e Colômbia, por outro lado, tiveram uma inflação média relativamente parecida com os demais países da primeira coluna da tabela 1. Contudo, apresentaram, respectivamente, o maior e segundo maior γ da amostra. O caso de Israel é particularmente interessante, tendo tido uma inflação média consideravelmente mais baixa que os demais países na primeira coluna, mas um γ consideravelmente mais alto. Parece razoável supor que há mais por trás do grau de ancoragem de expectativas, e da persistência de choques inflacionários, que meramente o nível de inflação.

Os parâmetros γ abaixo foram estimados para o período de 1996-2013

Tabela 1							
	País	γ	Inflação		País	γ	Inflação
34	Brasil	0,75	6,3%	17	Portugal	0,15	2,3%
33	Colômbia	0,66	6,8%	16	Dinamarca	0,14	1,9%
32	Uruguai	0,60	8,6%	15	Canadá	0,12	1,9%
31	Israel	0,60	2,7%	14	França	0,11	1,5%
30	Turquia	0,51	28,1%	13	Noruega	0,10	1,9%
29	Polônia	0,48	4,4%	12	República Tcheca	0,10	3,2%
28	México	0,47	6,6%	11	Suíça	0,09	0,6%
27	Perú	0,41	3,1%	10	Holanda	0,08	2,1%
26	Islândia	0,35	5,2%	9	Itália	0,05	2,2%
25	Tailândia	0,34	2,9%	8	Reino Unido	0,05	2,1%
24	Romênia	0,31	24,0%	7	Suécia	0,04	1,6%
23	Filipinas	0,28	5,0%	6	Áustria	0,04	1,9%
22	Hungria	0,26	6,7%	5	Grécia	-0,02	2,9%
21	Coreia	0,26	3,1%	4	Finlândia	-0,05	1,9%
20	Japão	0,23	0,0%	3	Bélgica	-0,11	2,0%
19	Índia	0,20	7,1%	2	Alemanha	-0,19	1,6%
18	Rússia	0,18	17,1%	1	Taiwan	-0,28	1,0%

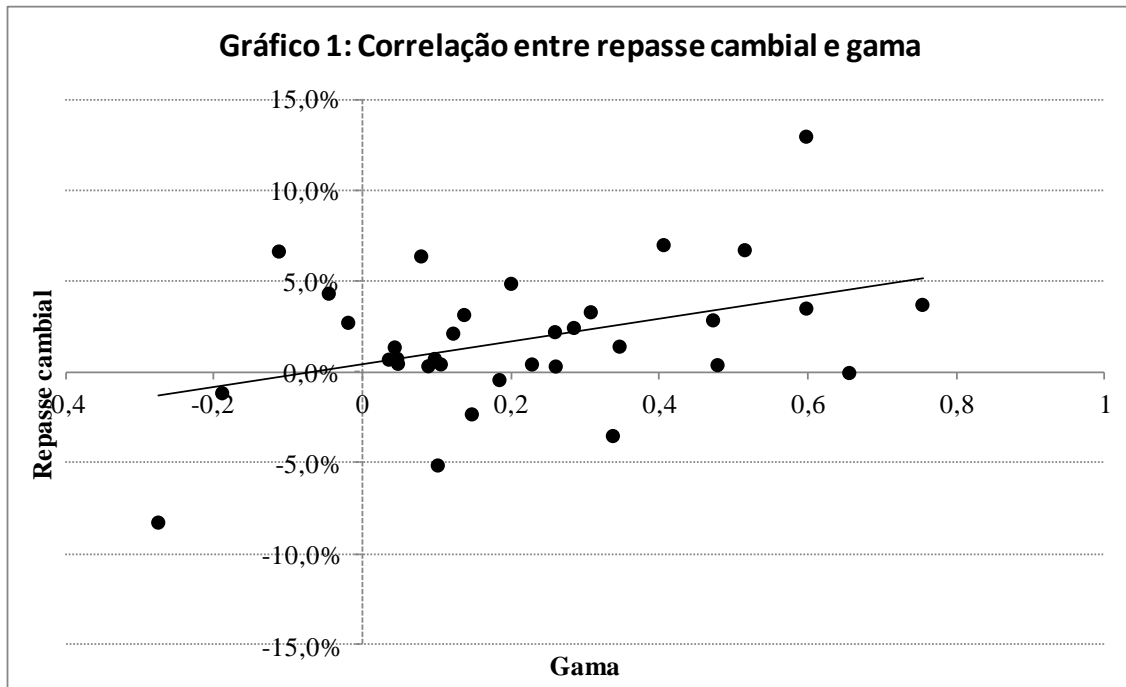
O gráfico 1 correlaciona o γ de cada país da tabela acima com uma métrica simples de repasse cambial obtida a partir da seguinte regressão²:

$$\pi_t = c + \beta_1 \pi_{t-1} + \sum_{n=1}^5 \beta_{n+1} e_{t+n-1} \quad (6)$$

Onde e_t é a variação percentual da taxa de câmbio³ e t é o trimestre. A medida de repasse cambial é o efeito acumulado de uma variação na taxa de câmbio na taxa de inflação, $\sum_{n=1}^5 \beta_{n+1}$. Fica claro que existe uma correlação positiva entre o coeficiente de desancoragem de expectativas e o repasse cambial π .

² Foram estimadas regressões individuais para cada país com dados trimestrais para o período de 2001 a 2013.

³ Todas as taxas de câmbio utilizadas são em relação ao dólar americano.

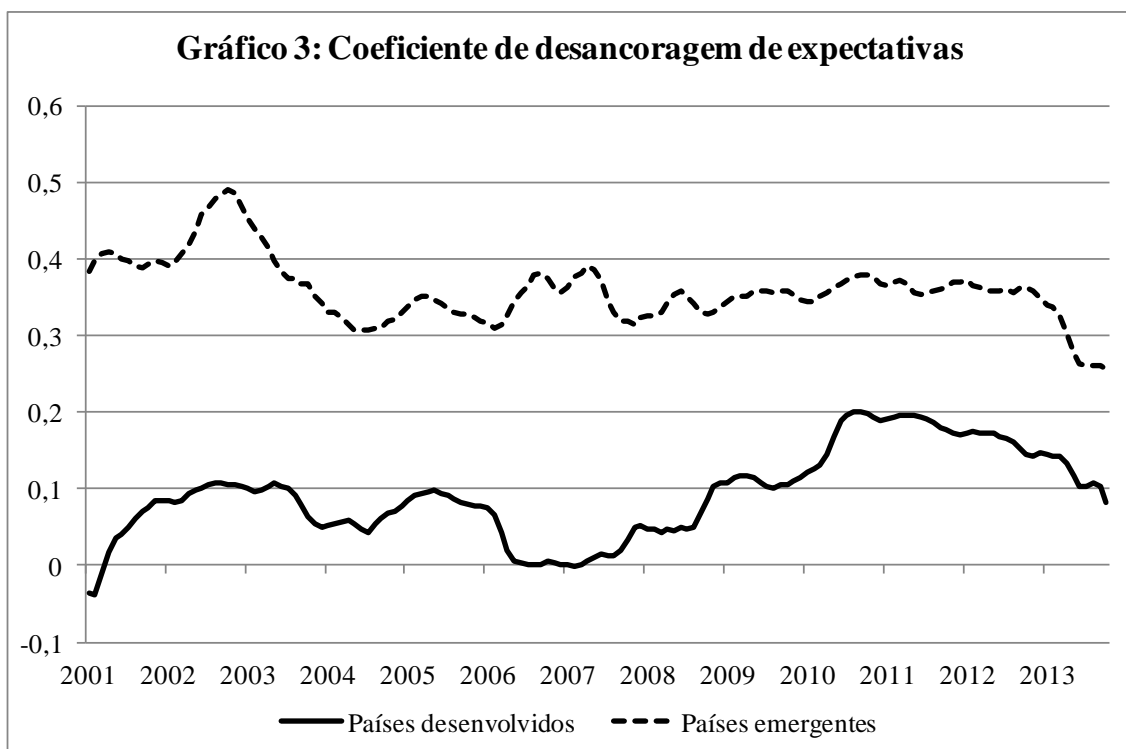
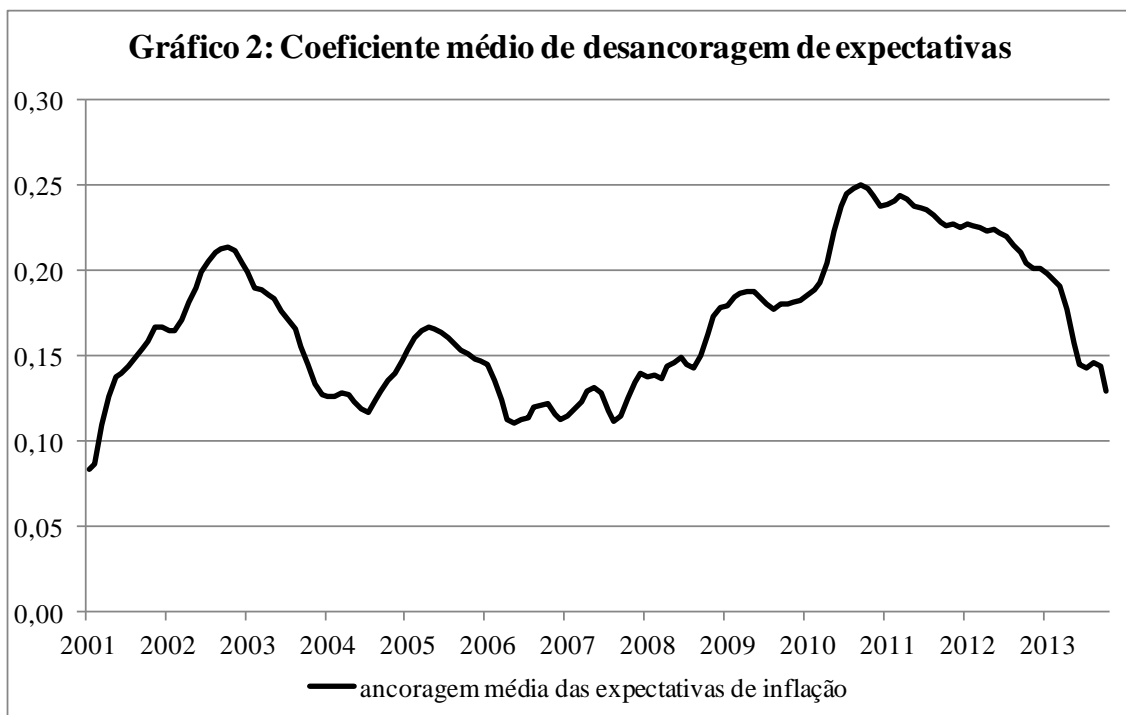


Para obter uma série de histórica de γ para cada país, a regressão (5) foi estimada com uma janela móvel de cinco anos. O gráfico 2 exhibe a média dos γ de cada país estimado na janela móvel de cinco anos.

É interessante notar como o período que se iniciou na Grande Recessão, particularmente a partir de 2009, teve um aumento expressivo na desancoragem de expectativas de inflação. O γ permanece elevado até meados de 2013. Contudo, esse comportamento não foi uniforme entre os países: como mostra o gráfico 3, os responsáveis pelo aumento do coeficiente de desancoragem de expectativas foram os países desenvolvidos⁴.

Esse resultado é particularmente interessante pois, como se pode observar pela diferença no nível do γ de emergentes e desenvolvidos no gráfico 2, os países desenvolvidos são, historicamente, aqueles com as expectativas mais bem ancoradas. Curiosamente, estes são, em geral, os países que tiveram a maior desaceleração do crescimento econômico nos anos que se seguiram à crise. Contudo, a razão pela qual as expectativas nesses países se tornaram menos ancoradas está além do escopo deste trabalho.

⁴ Dentre os países da amostra (listados na tabela 1), os países considerados desenvolvidos são Áustria, Bélgica, Canadá, República Tcheca, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Hungria, Islândia, Israel, Itália, Japão, Coreia do Sul, Holanda, Noruega, Polônia, Portugal, Suíça, Taiwan e Reino Unido. Os demais países foram considerados emergentes.



Metodologia

Gopinath, Itshoki e Rigobon (2010) estimam o repasse cambial para a inflação dos EUA de diferentes moedas estrangeiras. Como eles buscam estimar o repasse de cada moeda individual, eles utilizam como variáveis endógenas séries de preço de importações de bens cujo comércio seja denominado em cada uma das moedas em questão. A regressão é composta de defasagens da inflação, medido pelo Índice de preços ao consumidor, de defasagens da variação percentual da taxa de câmbio das diferentes moedas e da variação percentual do PIB.

Neste artigo não investigarei a variação no repasse entre as diferentes moedas. Todas as taxas de câmbio utilizadas são em relação ao dólar americano. A não distinção entre as diferentes moedas na qual o comércio internacional é realizado pode causar alguns problemas de estimação. Alguns dos 34 países incluídos na amostra são países cujo comércio é, em grande parte, denominado em outra moeda, que não o dólar. Esses são, basicamente, países europeus que não fazem parte da Zona do Euro.

Evidentemente, os países da Zona do Euro têm uma parcela maior do seu comércio denominado em euros. Contudo, dado que a taxa de câmbio nominal entre esses países é fixa – a taxa de câmbio nominal entre países que utilizam a mesma moeda é sempre 1 – o dólar é a melhor moeda para mensurar variações nos mesmos.

Contudo, o mesmo não pode ser dito sobre países europeus que não fazem parte da Zona do Euro. Devido à proximidade à Zona do Euro de países como Suécia, Noruega, Reino Unido, Turquia, Polônia, Rússia, Hungria, etc., essas economias tem um alto grau de integração. Consequentemente, uma parcela substancial do seu comércio internacional é denominada em euros, e não em dólares. Consequentemente, ao estimar o repasse para a inflação do câmbio em relação ao dólar nesses países, corre-se o risco de não encontrar um efeito significativo. Porém, o efeito pode existir, contanto que se utilize a taxa de câmbio em relação ao euro.

Calcular a parcela do comércio internacional de cada país denominado em euros ou dólares é uma tarefa além do escopo deste trabalho. Gopinath, Itshoki e Rigobon (2010) concluem que o repasse cambial tende a ser consideravelmente maior através do comércio denominado em outras moedas que no comércio denominado em dólares. Portanto, parece que corremos o risco de subestimar o repasse, e não de superestimar.

Como veremos à frente, os resultados do teste são robustos apesar desse viés, o dá um grau de confiança maior para o resultado.

Estimo a seguinte regressão:

(7):

$$\pi_{k,t} = c + a_k + b_t + \sum_{n=1}^N \alpha_n \pi_{k,t-n} + \sum_{n=0}^N \beta_n e_{k,t-n} + \sum_{n=0}^N \theta_n \lambda_{k,t} e_{k,t-n} + y_{k,t}$$

Onde $\pi_{k,t}$ é a variação percentual no nível de preços, medido pelo Índice de preços ao consumidor cheio, do país k no trimestre t em relação ao trimestre t-1, $e_{k,t}$ é a variação percentual da taxa de câmbio média do país k do período t em relação ao período t-1, $\lambda_{k,t}$ é o coeficiente de desancoragem de expectativas de inflação, medido tanto pela primeira métrica – desvio das expectativas de inflação em relação à meta – quanto pela segunda – sensibilidade da inflação corrente à inflação passada (γ) – $y_{k,t}$ é a variação percentual da produção industrial e a_k e b_t são, respectivamente, efeitos fixos de país e período.

Resultados

Os principais resultados obtidos encontram-se na tabela 2, abaixo. Nas regressões I e III, foram utilizadas como coeficiente de desancoragem de expectativas de inflação a métrica, sugerida por Davis e Mack (2013), de sensibilidade da inflação corrente à inflação passada. Na regressão II, foi utilizado o desvio das expectativas de inflação em relação à meta. Ambas as métricas são representadas na tabela por λ .

Tabela 2: Regressões

	I	II	III
	$\pi(t)$	$\pi(t)$	$\pi(t)$
$e(t)*\lambda(t)$	0,051 (0,013)***	-0,012 (0,025)	0,016 (0,013)
$e(t-1)*\lambda(t)$	0,036 (0,013)***	0,022 (0,02)	0,034 (0,014)**
$e(t-2)*\lambda(t)$	0,008 (0,013)	0,052 (0,022)**	0,009 (0,012)
$e(t-3)*\lambda(t)$	0,029 (0,013)**	0,021 (0,02)	-0,004 (0,012)
$e(t-4)*\lambda(t)$	-0,059 (0,012)***	-0,001 (0,022)	-0,025 (0,012)*
$e(t-5)*\lambda(t)$	-	-	-0,023 (0,012)
$e(t-6)*\lambda(t)$	-	-	0,016 (0,013)
$e(t-7)*\lambda(t)$	-	-	-0,013 (0,013)
$e(t-8)*\lambda(t)$	-	-	-0,004 (0,012)
R-quadrado ajustado	0,65	0,62	0,68
Variáveis marco de controle	sim	sim	sim
Lag máximo de π incluído	t-4	t-4	t-8
Lag máximo de e incluído	t-4	t-4	t-8
Efeito fixo cross-section	sim	sim	sim
Efeito fixo período	sim	sim	sim
Cross-sections	34	8	34
Períodos	48	44	44
Observações	1632	352	1496

Ressalto que, apesar de não incluídas na tabela, as variações da taxa de câmbio foram incluídas como variáveis independentes. Ou seja, o repasse cambial total é soma dos coeficientes associados ao termo cruzado de câmbio e desancoragem e dos coeficientes associados apenas ao câmbio.

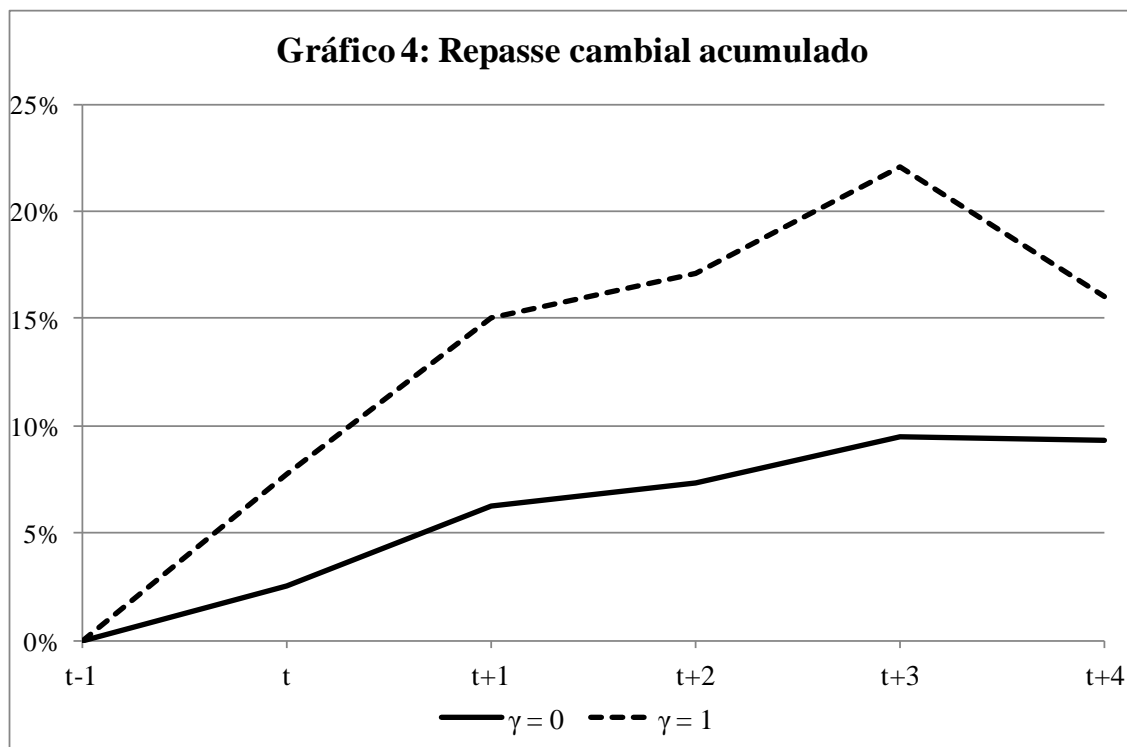
Os resultados das regressões II e III são menos significantes que da regressão I. Assim como na regressão III, Gopinath, Itshoki e Rigobon (2010) incluem em sua estimação defasagens da taxa de câmbio de até dois anos. Contudo, a inclusão de mais defasagens altera pouco o poder explicativo da regressão. A regressão III, com defasagens até apresenta R-quadrado ajustado apenas ligeiramente superior ao da regressão I e as variáveis associadas a γ ficam menos significantes. Porém, um teste F⁵ associado ao conjunto de variáveis $\sum_{n=0}^1 \theta_n \gamma_{k,t} e_{k,t-n}$ na regressão III indica que a inclusão do termo de desancoragem de expectativas não é redundante.

O resultado da regressão I sugere que, para $\gamma = 1$, o repasse acumulado de uma depreciação cambial para a inflação no período de um ano é 6,71 pontos percentuais acima do que seria caso as expectativas de inflação estivessem perfeitamente ancoradas. Naturalmente, $\gamma = 1$ é uma hipótese extrema. Para o período de 1996 a 2013, o Brasil apresentou o maior γ dentre os 34 países da amostra, de 0,75. Ainda assim, é um resultado bastante expressivo.

O gráfico 4 mostra a magnitude do efeito de desancoragem de expectativas sobre o repasse cambial. O gráfico ilustra o repasse acumulado ao longo de um ano, de acordo com os coeficientes estimados pela regressão 1, supondo $\gamma = 0$ e $\gamma = 1$. No terceiro trimestre após uma variação cambial, o repasse acumulado com $\gamma = 1$ chega a ser maior que o dobro do repasse caso $\gamma = 0$.

Como foi descrito anteriormente, o principal problema de usar γ como medida de desancoragem de expectativas é a assimetria inerente a essa métrica: diferente das expectativas de inflação, ela é incapaz de dizer se os agentes acreditam que a inflação será persistentemente mais alta ou mais baixa. Ela apenas nos diz se a inflação é ou não persistente. Consequentemente, o γ é um bom previsor da diferença de repasse cambial entre países: como se pode ver no gráfico 1, países com expectativas historicamente mais bem ancoradas (o gráfico 1 foi com γ estimado em uma janela de 17 anos), ou seja, com γ mais baixo, tendem a ter coeficientes mais baixos de repasse cambial. Contudo, γ não é tão bom previsor da variação intertemporal no coeficiente de repasse.

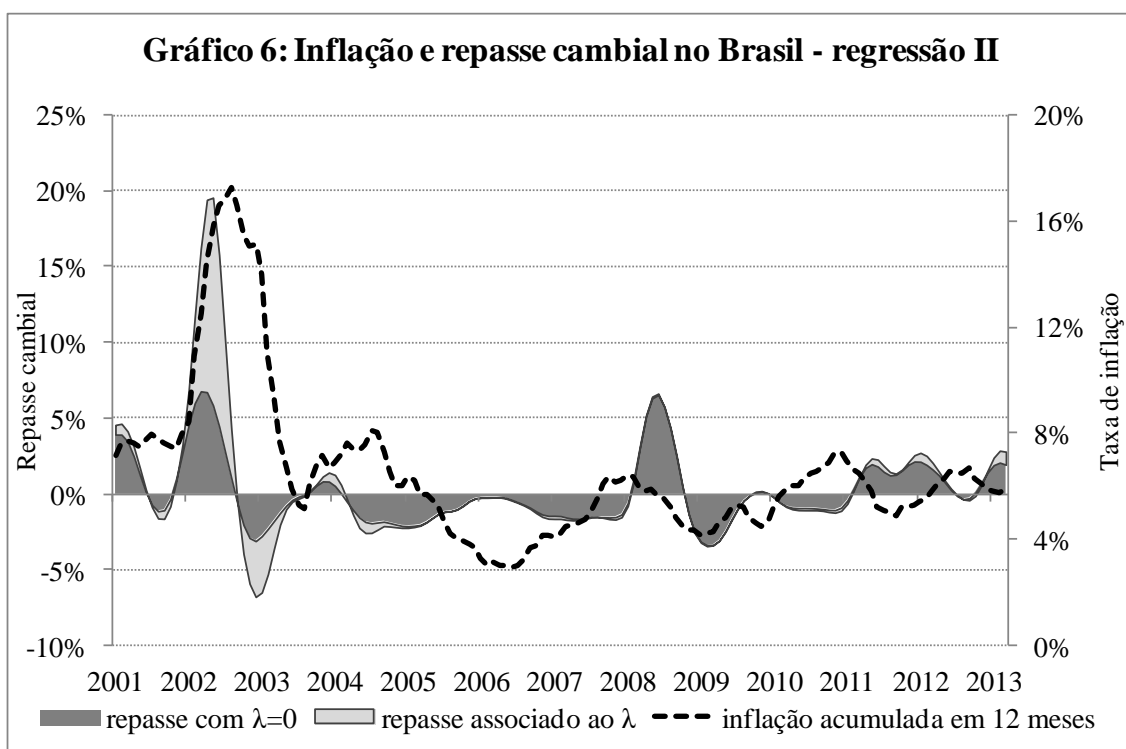
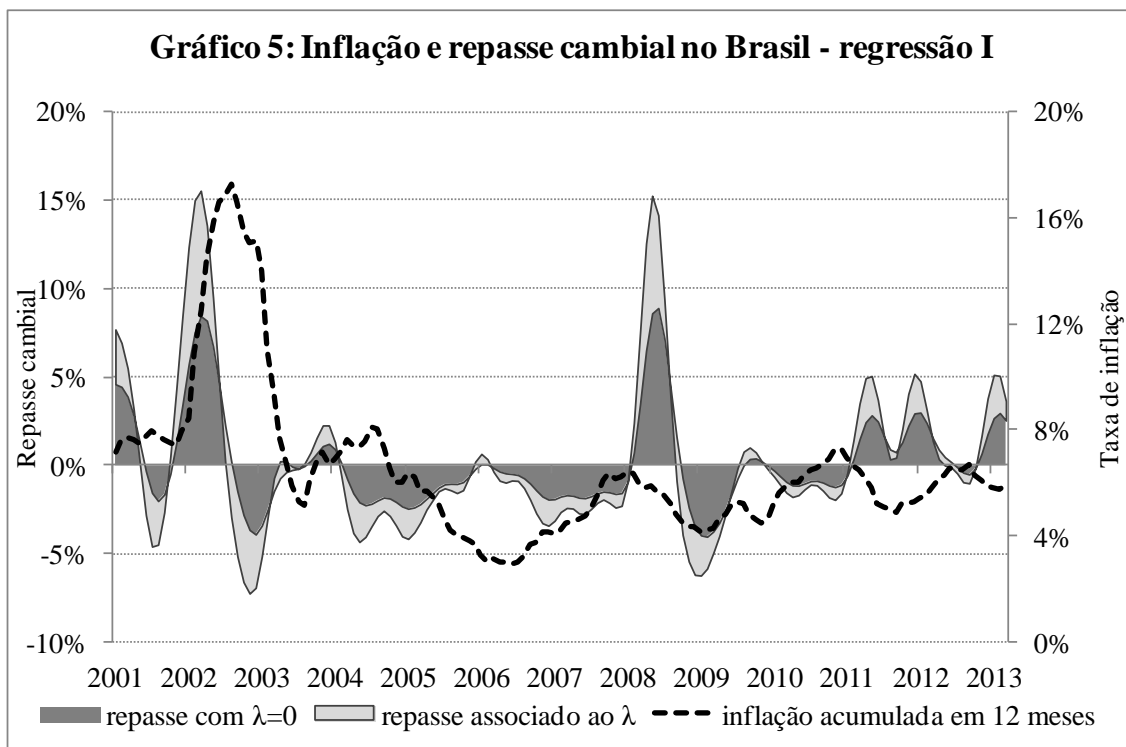
⁵ Probabilidade de rejeição equivocada da hipótese nula é menor que 1%



A inércia de γ , resultante de sua estimação em uma janela longa de tempo, e o fato de γ , essencialmente, mensurar apenas a persistência da inflação, torna-o uma métrica menos favorável para capturar variações intertemporais mais curtas no grau de ancoragem de expectativas. Esse ponto pode ser explicado através dos gráficos 5 e 6. Ambos os gráficos comparam o coeficiente de repasse cambial acumulado em doze meses com a inflação acumulada em doze meses no Brasil. Porém, o gráfico 5 utiliza o coeficiente previsto pela regressão I, com γ , e o gráfico 6 utiliza o coeficiente previsto pela regressão II, com o desvio das expectativas de inflação em relação à meta.

Curiosamente, a regressão II parece explicar melhor o caso do Brasil. A diferença entre o coeficiente estimado pelas regressões I e II durante o período da Grande Crise (2008 a 2009), em especial, chama a atenção. O fato de as expectativas de inflação terem sido excepcionalmente baixas durante a crise explica bem o repasse cambial neste período ter sido mais baixo.

Naturalmente, devemos tirar conclusões a partir de um país individual em uma amostra de 34. Porém a grande diferença entre os coeficientes de repasse cambial estimados a partir de cada uma das regressões I e II nos dá uma boa razão para suspeitar que não devemos olhar apenas para a persistência do nível de inflação. O lado para o qual as expectativas dos agentes estão desancoradas também parece ser importante para explicar a variação no repasse cambial para a inflação.



Conclusão

Neste artigo, mostro que há evidência empírica suficiente para suspeitar que a forma como se comportam as expectativas de inflação tem um impacto relevante sobre a intensidade do repasse de variações cambiais para a taxa de inflação. Há correlação significativa entre o grau de desancoragem de expectativas de inflação e, tanto a diferença no repasse cambial entre países quanto entre períodos.

Contudo, separar essas diferenças, em suas dimensões *cross-section* e intertemporal, é uma tarefa não trivial. O maior desafio consiste em mensurar desancoragem de expectativas. Neste artigo, utilizei duas estratégias distintas para chegar a uma métrica de desancoragem de expectativas. Em uma, medi o desvio das expectativas de inflação em relação à meta de inflação para uma amostra de países que seguem um regime monetário de metas de inflação. Na outra, medi a sensibilidade da inflação corrente à inflação passada e mostrei que essa é uma forma coerente de se interpretar a ancoragem de expectativas. Choques inflacionários mais persistentes são compatíveis com expectativas de inflação menos ancoradas.

Cada uma dessas métricas tem vantagens e desvantagens. A principal vantagem da primeira é sua capacidade de dizer se os agentes esperam que a inflação será persistentemente alta ou persistentemente baixa. Contudo, ao utilizá-la, incorremos em problemas relacionados à pequena amostra de países com dados disponíveis, a diferenças de metodologia na coleta de expectativas de inflação e a um possível viés que resulta do fato de a coleta de expectativas ser realizada pelo Banco Central, a mesma instituição responsável pela condução da política monetária.

A segunda métrica traz a vantagem de podermos utilizar uma metodologia única para uma grande amostra de países. Ao medir a persistência da inflação, captam-se diferenças relevantes no processo formação de expectativas entre países. Contudo, a estimação desse coeficiente de ancoragem de expectativas em uma janela longa de tempo dá a ele um forte caráter inercial. A persistência de períodos curtos de desancoragem de expectativas (exemplificado na introdução pelo episódio da eleição do Lula à presidência do Brasil) acaba sendo superestimada. Além disso, essa métrica é incapaz de dizer se os agentes esperam inflação persistentemente alta ou baixa. Isso força uma assimetria na estimação do repasse cambial, que, a priori, não sabemos se existe, resultando em um possível viés.

Ambas as métricas são significantes em explicar diferenças na intensidade do repasse cambial. Contudo, a persistência da inflação parece explicar melhor a variância do repasse entre países que entre períodos do tempo. Já o desvio das expectativas de inflação em relação à meta parece captar melhor a variância intertemporal. Este artigo apresenta boas evidências de que há uma correlação entre o comportamento das expectativas de inflação e o repasse cambial. Contudo, essas evidências não podem ser consideradas conclusivas.

O desafio que o artigo propõe é, primeiro, compreender melhor o que é desancoragem de expectativas e como ela varia para poder estimar de forma mais precisa e conclusiva os seus efeitos sobre o repasse cambial. Devemos investigar se as duas métricas utilizadas são, de fato, formas diferentes de se mensurar um mesmo efeito ou se elas refletem aspectos inteiramente diferentes do processo de formação de expectativas de inflação.

Bibliografia

Campa, J. & Goldberg L. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon? *Working Paper Staff Report, Federal Reserve Bank of New York*, No. 149

Choudhri, E. & Hakuna, D. (2005). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance* 25 (2006) 614e639

Cunningham, A. & Haldane, A. (2000). The monetary transmission mechanism in the United Kingdom: Pass-through and policy rules. *Central Bank of Chile*, Working No.83

Davis, S. & Mack, A. (2013). Cross-Country Variation in the Anchoring of Inflation Expectations. *Federal Reserve Bank of Dallas Staff Paper* No. 21

Gagnon, J. & Ihrig, J. (2001). Monetary policy and exchange rate pass-through. *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance*, Discussion Papers No.704

Goldfajn, I & Werlang, S. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: A panel study. *Central Bank of Brasil Working Paper Series* 5

Gopinath, G., Oleg Itskhoki, O., & Rigobon, R. (2010). Currency Choice and Exchange Rate Pass-through. *American Economic Review* 100, no. 1: 304-336.

Taylor, J. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review* 44 (2000) 1389-1408

Anexo

Os gráficos abaixo contém os coeficientes γ de sensibilidade da inflação corrente à inflação passada para todos os 34 países da amostra.

