

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

UMA MEDIDA DE PREÇOS DESEJADOS PARA O BRASIL

PEDRO VAISSMAN GUINSBURG

Nº DE MATRÍCULA: 0620419-8

ORIENTADOR: MARCELO DA CUNHA MEDEIROS

Dezembro de 2011

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

UMA MEDIDA DE PREÇOS DESEJADOS PARA O BRASIL

PEDRO VAISSMAN GUINSBURG

Nº DE MATRÍCULA: 0620419-8

ORIENTADOR: MARCELO DA CUNHA MEDEIROS

12/2011

"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".

Pedro Vaissman Guinsburg

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

Índice:

Introdução	5 – 10
Rigidez de Preços, Efeitos Reais de Política Monetária e Complementaridade Estratégica	9 – 10
Modelos de Preços Estado-Dependentes e Tempo-Dependentes	11
Efeitos de seleção Versus Complementaridade Estratégica	12 – 13
A Forma de Análise de BILS, KLENOW E MALIN	13 – 21
Uma Medida de Reset Price Inflation para o Brasil	22 – 35
Conclusão	35 – 37
Apêndice	38 – 41
ReferênciasBibliográficas	42

Gráficos

Gráfico 1	25
Gráfico 2	26
Gráfico 3	27
Gráfico 4	28
Gráfico 5	29

Tabelas

Tabela 1	23
Tabela 2	23
Tabela 3	24

1-Introdução

A explicação dos efeitos reais de política monetária é um dos mais instigantes, e atuais, debates teóricos da macroeconomia. Nos últimos anos, as estimações dos economistas mostraram existir eficácia da política monetária para horizontes maiores do que a duração dos contratos e a rigidez nominal de preços das firmas. Conseqüentemente, ou a rigidez nominal não consegue explicar totalmente os efeitos reais da moeda ou a própria ação monetária não é tão potente quanto os resultados das estimações prevêem. Torna-se vital, dessa forma, explicar, teórica e empiricamente, como funciona o efeito real da moeda diante da maior flexibilidade de preços encontrada.

Para garantir a eficácia estimada da política monetária, os teóricos adotaram o conceito de rigidez real de preços e salários, isto é, o uso de modelos com complementaridade estratégica nas decisões de preços das firmas. Com este tipo de iteração estratégica entre os formadores de preços, os efeitos reais de política monetária seriam resguardados, mesmo sem o poder antes imaginado da rigidez nominal, pois as firmas ajustariam os preços de forma vagarosa. As empresas, diante da hipótese de complementaridade, esperam seus pares estratégicos alterarem os preços para formar a sua nova cotação, resultando em alterações estratégicas mínimas e persistentes. Dessa forma, embora ocorram constantes reajustes, as alterações de preço são incapazes de neutralizar a moeda, devido à natureza persistente e mínima das alterações de empresas que esperam por movimentos do índice de preços agregados ou de seus pares estratégicos.

No entanto, mostrar empiricamente, e de forma robusta, sinais da existência da rigidez real ainda é um desafio para os econometristas e modeladores. Como consequência desta escassez de evidências empíricas, não são raros os economistas contemporâneos críticos da existência de um parâmetro forte, e robusto, de complementaridade estratégica para a decisão de preços. Estes economistas, conseqüentemente, sustentam a visão de menor poder da moeda em alterar o produto, na falta de comprovações da importância, e existência, do comportamento estratégico descrito.

Uma medida virtual de preços sem fricção, no entanto, ajudaria a responder o atual embate macroeconômico, pois um agente formador de preço não faria movimentos

de ajustes de cotações diferentes do ótimo/desejado por ele. Assim, a base de uma função de determinação de reajuste de preço é, em última instância, uma medida influenciada pelo preço sem fricção/ótimo/desejado¹. A função de preço sem fricção das firmas, por sua vez, pode sofrer influência significativa da complementaridade estratégica entre os agentes. Assim, a dinâmica mínima e persistente do preço desejado/ótimo gerada pela complementaridade estratégica altera a própria estrutura de reajustes da economia (agentes postam, sempre que podem, o preço ótimo/desejado, por sua vez, afetado pela iteração estratégica).

A explicação do poder de política monetária seria, portanto, resguardada, pois a própria dinâmica da série de preços cotados pelas firmas, diante da iteração estratégica complementar, seria lenta e persistente. Como resultado desta iteração estratégica entre as firmas, é possível explicar a ineficácia dos reajustes em neutralizar a moeda e, assim, o conceito de rigidez real estaria bem explicado. Porém, ainda é preciso mostrar empiricamente a importância da complementaridade estratégica na formação de reajustes lentos, persistentes e, conseqüentemente, na geração da potência estimada da política monetária. Esta necessidade de comprovação empírica é resultado da ineficácia das pesquisas acadêmicas em gerar resultados robustos quanto à existência, ou não, da rigidez real.

CORREA, BONOMO E MEDEIROS (a vir) partem dos modelos de Equilíbrio Geral Dinâmicos e Estocásticos (DSGE) para achar o preço ótimo sem fricção das firmas. Com a resolução do modelo, o parâmetro de complementaridade estratégica surge diretamente na equação de determinação dos preços sem fricção. Em seguida, os autores usaram esta equação de preços sem fricção para responder à causa das mudanças de preços empíricas, ao estimarem um modelo *Probit* para determinar a probabilidade de alteração de preços sob a hipótese de um modelo de formação de cotações estado-dependente.

Ao estimar a equação, o parâmetro de complementaridade estratégica do modelo teórico pôde ser resolvido e apresentado diante de uma simples manipulação de

¹ O preço ótimo difere do preço sem fricção, pois uma constante, positiva em geral, é adicionada ao primeiro. Esta constante, por sua vez prepara a firma para a rigidez nominal dos períodos futuros. Como a firma não poderá reajustar seu preço em todos os períodos, ela adiciona esta constante ao preço sem fricção para suprir o desejo de futuros reajustes.

parâmetros do modelo *Probit*. O resultado foi um forte grau de complementaridade nas decisões de preços. Estimar um **parâmetro direto** de complementaridade estratégica nas decisões de cotações dos agentes econômicos pelos autores foi, em certa medida, uma resposta ao primeiro resultado encontrado por BILS, KLENOW E MALIN (2009) – ou BKM.

Os pesquisadores norte-americanos fizeram, diferentemente de CORREA, BONOMO E MEDEIROS (CBM), uma análise da importância e da realidade da complementaridade estratégica de **forma indireta**, ou seja, não estimaram o parâmetro de complementaridade estratégica nas decisões dos agentes. Em sua pesquisa preliminar (já, amplamente, modificada), os economistas compararam modelos teóricos de formação de preços DSGE, Estado-Dependentes e Tempo-Dependentes (com e sem complementaridade estratégica), com uma medida estimada de inflação de preços desejados/ótimos, a chamada *Reset Price Inflation*. Em seguida à obtenção desta medida, BKM decidiram qual tipo de formação de preços DSGE gerava a melhor adequação aos resultados empíricos encontrados para a medida de preço ótimo e para a própria evolução dos preços da economia dos EUA².

As principais características da medida de preços desejados³ empírica estimada pelos economistas americanos, por sua vez, foram a baixa persistência e a alta volatilidade da série estimada, e, mesmo, da própria série de preços bruta. Isto é, tanto a série de preços como a série de preços desejados obtiveram baixos parâmetros de persistência em comparação com as diferentes simulações DSGE feitas. Na primeira análise dos autores (2009) o modelo de formação de preços das firmas sem complementaridade estratégica e estado-dependente apresentou a melhor adequação aos dados de inflação e “Inflação de Preços Desejados” (*Reset Price Inflation*).

Por melhor adequação, BKM referem-se à capacidade do o modelo DSGE de formação de preços estado-dependente sem complementaridade estratégica conseguir gerar preços ótimos/desejados não persistentes e voláteis, como a medida empírica impõe. No entanto, este resultado exige, sutilmente, a diminuição do poder estimado da moeda em alterar o produto. Sem a complementaridade estratégica na iteração entre

² Os modelos de formação de preços, e suas conseqüências para a rigidez nominal e real, serão mais bem explicados posteriormente.

³ *Reset Price*, definido como o preço que as firmas gostariam de postar caso pudessem alterar suas cotações em cada período.

empresas, resta apenas os efeitos gerados pela rigidez nominal de preços. Ou seja, a potência da moeda em alterar o produto está sendo superestimada pelos economistas, pois não há, segundo a primeira análise dos autores, evidência de modelos com complementaridade estratégica capazes de se adequar à estimação da inflação de preços desejados e à própria série de preços.

Atualmente, a nova versão do trabalho abandonou a abordagem estado-dependente, antes defendida, e comparou diversas formas de modelos tempo-dependentes com os resultados empíricos encontrados para a medida de preços ótimos e para a própria série de preços. O novo resultado encontrado, com a mesma análise indireta de comparação da dinâmica de preços, e da RPI, foi a dificuldade dos autores em escolher algum tipo de modelo de formação de preços tempo-dependente capaz de gerar medidas de inflação, e inflação de preços desejados, adequadas aos dados, e, ao mesmo tempo, prover a potência estimada da política monetária.

Em contraposição à BILS, KLENOW E MALIN, a medida de preço sem fricção estimada pelos economistas do Brasil apresentou, justamente, o resultado oposto - i.e., alta persistência da série de preços sem fricção -, um forte indicativo da existência de um parâmetro forte de complementaridade estratégica *per se* (como já explicado, a complementaridade estratégica introduz persistência e diminui a volatilidade das cotações e dos preços ótimos). Além disso, a dinâmica persistente e pouco volátil encontrada no preço sem fricção estimado por CBM possui características muito próximas da própria série de preços.

Como ambos os grupos de pesquisadores encontraram resultados opostos para a dinâmica de preços desejados e, como resultado, para as conclusões quanto à potência e importância da rigidez real, há, dessa forma, a necessidade de comparação robusta de ambos os trabalhos. Para esta tarefa, no entanto, é preciso trazer um dos métodos de estimação de preços desejados (ou sem fricção) para o universo local do outro trabalho. CORREA, BONOMO E MEDEIROS não conseguem acertar, a não ser com especulações, sobre os problemas do método de estimação de BILS, KLENOW E MALIN. Afinal, as medidas de preços desejados podem não possuir as mesmas relações, pois os universos amostrais são diferentes. Assim, nos EUA, por exemplo, pode vigorar uma iteração entre firmas sem a presença robusta e significativa de complementaridade estratégica, enquanto, no Brasil, a dinâmica pode ser a oposta.

Esta monografia pode, portanto, resolver parte do embate entre os economistas brasileiros e americanos. A medida empírica de BILS, KLENOW E MALIN para a inflação de preços desejados – ou “RESET PRICE INFLATION (RPI)”- foi reproduzida para os micro-dados de inflação do Brasil (do IPC da FGV, mais especificamente) entre maio de 1996 e agosto de 2005. O resultado para a medida aplicada ao Brasil foi, assim como o obtido pelos pesquisadores dos EUA, de baixa persistência e alta volatilidade da série de preços desejados. Assim, a visão de um problema de viés de estimação, originado no **método** de estimação do Preço Desejado pelos economistas americanos, pôde ser reforçada por evidências estatísticas.

Obtive, em meu exercício de reprodução, o mesmo resultado gerado por BILS, KLENOW E MALIN, enquanto CORREA, BONOMO e MEDEIROS encontraram, para a mesma base de dados, resultados opostos – i.e., persistência nos dados de inflação de preços sem fricção.

Os pesquisadores brasileiros criticam a falta de separação/controlado das forças determinantes do Preço Desejado (*Reset Price*) dos americanos. Não houve, no método de inferência do preço desejado por BILS, KLENOW E MALIN, a separação dos efeitos de seleção e complementaridade estratégica. Como os próprios pesquisadores americanos sublinham, se o modelo de alteração de preços seguidos pelas firmas for estado-dependente, os agentes “ajustadores” de preços no período – aqueles que alteram suas cotações no período em análise - são justamente as firmas mais defasadas em relação ao preço desejado *vis a vis* o preço cobrado. Assim, para estas firmas mais defasadas, corrigir a grande distância idiossincrática de preços desejados em relação aos preços cobrados pode ser mais importante do que a iteração estratégica complementar – responsável pela dinâmica persistente, e lenta, dos preços desejados. Esta característica das empresas mais defasadas, por sua vez, foi definida como efeito de seleção.

Ao usarem como referência apenas os agentes com maior desejo de alteração de preços (com maior distância do preço ótimo para o cobrado), os pesquisadores selecionam justamente as firmas onde a defasagem de preços é mais importante do que a complementaridade estratégica – e, assim, introduzem um viés de seleção na estimação de preços ótimos feita. Este efeito, por sua vez, pode ser a principal razão para a discrepância de resultados encontrados pelas duas medidas. Afinal, ao selecionarem agentes cuja iteração estratégica complementar é menos importante no

período, a menor persistência e maior volatilidade da série de preços desejados (*Reset Price*) será o resultado esperado. Como a dinâmica de complementaridade estratégica envolve justamente o resultado contrário, de persistência e menor volatilidade, este resultado relativiza a importância do comportamento coordenado entre as firmas, e favorece a visão de menor poder de política monetária.

Esta monografia pretende, portanto, reproduzir a medida de Preços Desejados de BKM (*Reset Price*) para os micro-dados de inflação do Brasil (IPC-FGV). O *Reset Price*, por sua vez, foi definido pelos autores como o preço que a firma gostaria de reajustar para o seu produto se fosse possível mudar a cotação. Em seguida à construção do *Reset Price*, e da *Reset Price Inflation*, para o Brasil, pretendo comparar ambas as medidas de preço ótimo, de BKM e CBM, para, assim, ressaltar as dificuldades encontradas na medida estimada pelos economistas americanos.

1- Rigidez de Preços, Efeitos Reais de Política Monetária e Complementaridade Estratégica

A forma encontrada pelos teóricos de economia monetária para justificar a duração dos efeitos reais de política monetária foi, portanto, introduzir complementaridade estratégica na formação de preços dos agentes econômicos. Diante da influência desta interação estratégica entre as firmas, há menos reajustes, ou reajustes menos agressivos, implantados pelos agentes em cada período. Dessa forma, a alta flexibilidade nominal de preços encontrada não revela uma rigidez velada existente na dinâmica das firmas, causada pela espera dos agentes por movimentos de seus pares estratégicos. Quando reajustam seus preços, portanto, as empresas são incentivadas a retardar o processo de ajuste e, assim, fazem alterações mínimas e persistentes, à espera do movimento das outras empresas. Este comportamento suavizado, portanto, gera a dita rigidez real.

O movimento de retardamento na neutralização de choques, agregados ou idiossincráticos, pelas empresas, consegue responder, ao menos teoricamente, o motivo da existência de efeitos reais de política monetária. Dessa forma, ocorrem ajustes de preços para corrigir os efeitos de alterações no estoque de moeda, porém, estes movimentos são lentos, complementarmente estratégicos e, assim, mais suaves.

2- Modelos de Preços Estado-Dependentes e Tempo-Dependentes

Os modelos de formação de preço estado-dependentes diferem dos modelos dependentes do tempo na escolha dos “alteradores” de cotações em cada período. A relação com os custos de cardápio, por sua vez, é o fator determinante de cada modelo de formação de preços. Nos modelos estado-dependentes, há uma banda, inferior e superior, a partir da qual a diferença entre o preço cobrado e o preço ideal torna a alteração de preços uma resposta ótima das firmas. A rigidez nominal é introduzida neste modelo – ou, da mesma forma, a incapacidade das firmas de alterarem os preços a todo o momento – graças à existência de custos de cardápio.

Quando o benefício de alterar os preços para o nível de preços desejado/sem fricção é maior do que o custo de cardápio a firma decide alterar o preço. Neste caso, há uma ponderação entre benefícios e custos (de cardápio) para a escolha de cotações no período. Assim, quanto maior a defasagem entre o preço cobrado e o preço desejado, maior a probabilidade de ajuste de cotação por um produto de uma firma específica. Em oposição ao tamanho da defasagem entre o preço desejado e o preço cobrado nos modelos dependentes do estado, os responsáveis pela seleção das firmas ajustadoras no modelo de formação de preços tempo-dependente de Calvo são os custos de cardápio.

No caso onde o tempo determina quais firmas ajustarão preços, há uma distribuição de probabilidades ordenadas de acordo com a rigidez das empresas de onde as firmas são “sorteadas” para reajustar. Quando ocorre esta seleção aleatória, os custos de cardápio para as firmas sorteadas desaparecem e, como resultado, a firma **sempre** ajusta seu preço para o preço desejado. Se as firmas não foram escolhidas pela loteria, no entanto, seus custos de cardápio são proibitivos e, dessa forma, não há remarcações entre os agentes não selecionados. Dessa forma, as alterações são independentes do grau de defasagem de cada firma no período em questão, em oposição ao modelo de formação de preços estado-dependente.

3- Efeitos de seleção Versus Complementaridade Estratégica

A análise teórica do comportamento dos preços desejados permite destacar duas forças operando em sentidos contrários na evolução dos preços ótimos e, conseqüentemente, na própria dinâmica de reajustes de cotações. Se a formação de preços das empresas for dependente do estado de defasagem, há a presença dos efeitos de seleção descritos na introdução, onde as firmas que alteram preços são, justamente, aquelas com maiores defasagens entre o preço ideal e o preço cobrado – afinal só há reajustes se a defasagem atinge níveis suficientemente altos, quando o benefício de reajuste é maior do que o custo de cardápio.

Assim, espera-se, sob a influência desta força, uma menor importância dada pelos agentes para a iteração estratégica complementar. Como já explicado, empresas com elevada necessidade de reajuste podem importar-se menos com seus pares estratégicos e mais com a necessidade de alteração de preços, ou seja, com a extrema defasagem de suas cotações em relação ao ótimo. Sem a influência da rigidez real, responsável pela dinâmica inercial dos reajustes, estas firmas, portanto, diminuem os níveis de persistência e aumentam a volatilidade da série de preços desejados da economia. Empresas com níveis baixos de defasagem podem estar mais preocupadas, por sua vez, em acompanhar a evolução de preços agregada, ou de seus pares estratégicos.

A complementaridade estratégica opera, justamente, no sentido inverso dos níveis de defasagem altos entre preços cobrados e desejados. Diante da influência desta iteração entre agentes, a evolução dos preços desejados em direção a maiores defasagens torna-se lenta e contribui para maiores níveis de persistência da medida de preços sem fricções. As firmas, sob influência da complementaridade, esperam seus pares mover-se para alterar os preços desejados/ótimos, introduzindo inércia na dinâmica desta série. Como, independentemente do modelo de formação de preços, o reajuste final definido é uma função do preço desejado/ótimo, ou do preço sem fricção, maiores níveis de persistência de cotações desejadas e realizadas são dois resultados importantes esperados desta iteração estratégica entre agentes.

O embate entre estas características intuitivas da formação de preços, dessa forma, determina a intensidade, a velocidade e o tipo de reajustes pelas firmas. De um lado, a força dos efeitos de seleção contribui para maiores níveis absolutos (e em

número) dos reajustes, pois a rigidez real imposta pela iteração estratégica é mínima para estas empresas. Como resultado espera-se, diante desta característica mais volátil das empresas defasadas, menores efeitos de política monetária e menores multiplicadores de contrato – os reajustes das firmas deveriam, sob a menor influência da complementaridade estratégica, ser potentes em neutralizar a moeda. Para empresas fora da zona de defasagem alta, por sua vez, níveis significativos de complementaridade estratégica podem ser observados e, em sentido inverso aos efeitos de seleção, esta iteração entre as firmas intensifica características rígidas e lentas na formação de preços, e assim, contribui para maiores efeitos de política monetária.

4- A Forma de Análise de BILS, KLENOW E MALIN

Para analisar os possíveis fundamentos do preço desejado e da dinâmica de reajustes para determinar a adequação aos dados da hipótese de complementaridade estratégica, BILS, KLENOW E MALIN criam uma medida empírica de evolução dos **preços desejados**, chamada *Reset Price Inflation* ou RPI. A obtenção desta medida, por sua vez, ajudaria a análise comparativa entre os diversos modelos DSGE estimados pelos economistas com os dados de inflação obtidos. De posse das estatísticas de preços ótimos estimados e da própria série de preços, os economistas geraram, em seguida ao exercício de estimação empírica, simulações DSGE da economia americana com intuito de escolher o modelo de formação de preços com a melhor adequação aos dados.

Dessa forma, BKM criaram quatro modelos de formação de preços com o máximo de realidade possível para comparar as características de rigidez e volatilidade da série de preços e preços desejados obtidas nas simulações DSGE com os microdados do *Consumer Price Index-Bureau of Labour Statistics*. A presença da complementaridade estratégica na formação de preços dos agentes, por sua vez, introduziu maiores níveis de persistência e menores níveis de variância para a evolução dos preços ótimos em comparação à dinâmica de modelos de preços sem complementaridade estratégica nas simulações DSGE feitas. Mas o resultado empírico encontrado nos dados do *CPI-BLS*, no entanto, foi justamente o oposto – i.e., baixa persistência e alta volatilidade da medida estimada de RPI. Assim, os modelos de formação de preços com complementaridade estratégica (tanto tempo-dependentes quanto estado-dependentes) apresentaram os mesmos sinais de irrealidade prescritos

anteriormente. Ou seja, estes modelos apresentaram alta persistência e baixa volatilidade da série de preços desejados estimada, se comparados aos dados estimados do CPI-BLS. Dessa forma, a simulação DSGE da economia americana, sob a presença da complementaridade estratégica na formação de preços dos agentes, foi considerada irreal e o modelo com o melhor *fit* aos dados de inflação e RPI foi o modelo sem complementaridade estratégica estado-dependente – curiosamente abandonado na última versão de BKM.

A versão final do trabalho abandona a defesa de modelos de formação de preços estado-dependentes em favor de modelos tempo-dependentes. Mais uma vez, os economistas encontraram dificuldades em aliar complementaridade estratégica com as características encontradas de volatilidade e inércia do RPI estimado e da própria série de preços do CPI-BLS.

Construção da RPI para a Economia

A estimação de uma medida de Inflação de Preços Desejados (*Reset Price Inflation* ou RPI) adota algumas hipóteses necessárias, contudo. O Reset Price (RP) é definido como o preço desejado pelas firmas. Para agentes com trocas de cotações no período, é razoável supor o RP como equivalente ao novo preço de reajuste – afinal novos preços devem ser preços ótimos/desejados para agentes racionais. Se o RP dos agentes sem trocas de preços no período fosse conhecido, contudo, a *Theoretical Reset Price Inflation* (TRPI) – a inflação de preços desejados das firmas com e sem reajustes – também seria alcançada. Mas, os autores chamam a medida de TRPI, justamente, pois não têm acesso direto a ela. Ou seja, a TRPI é uma medida virtual. Para conseguir acessar uma medida como esta, seria necessário conhecer o preço desejado dos agentes sem alterações no período, o que é impossível.

O exercício documentado nesta monografia é, em última instância, uma estimação para o preço desejado pelos agentes que não alteraram cotações no período, de acordo com a metodologia adotada por BILS, KLENOW E MALIN. Na verdade, este é o principal desafio dos pesquisadores: estimar um preço desejado para firmas sem alteração no período. A atualização dos preços desejados por firmas sem reajustes, no

entanto, foi realizada usando as firmas com alterações como *Proxy* do reajuste ótimo, como será explicado agora.

Quando uma firma altera o preço, supõe-se uma alteração ótima. Assim, o RP de uma firma com alteração no período foi considerada por BILS, KLENOW E MALIN como o próprio preço. Mas, embora o RP dos que trocaram de preços seja o novo preço, a RPI de cada agente com alteração no período é a (log) diferença entre o RP do período, o próprio preço, e o RP do período anterior – e não o preço anterior.

O desafio de conhecer a inflação de preços desejados, portanto, revela-se mesmo para as firmas com alteração no período. É preciso, neste exercício, saber o preço desejado no período anterior para determinar a **(log) diferença de preços desejados**. A forma de solução do problema escolhida pelos autores, diante deste desafio, foi indexar todos os preços desejados pelos “alteradores”. Isto é, uma atualização de preços desejados feita considerando apenas o preço desejado conhecido - o preço dos que alteraram cotações - como uma *proxy* para o preço desejado das firmas sem alterações.

Dessa forma constrói-se, a seguir, a medida empírica usada para aproximar o preço desejado pela firma i no período t , em geral, na economia:

Seja I_{it} um indicador de mudança de preços:

$$I_{it} = \begin{cases} 1 & \text{se } P_{it} \neq P_{it-1} \\ 0 & \text{se } P_{it} = P_{it-1} \end{cases}$$

Chama – se Preço Desejado (Reset Price) – p_{it}^ – a seguinte função:*

$$p_{it}^* = \begin{cases} P_{it} & \text{se } I_{it} = 1 \\ p_{it-1}^* + \pi_t^* & \text{se } I_{it} = 0 \end{cases}$$

Onde os símbolos em *’s denotam estimações feitas pelos pesquisadores. Além disso, o indivíduo da amostra refere-se a firmas, e não produtos – eu, e os autores, trabalhamos com micro-dados de inflação, fornecidos, no meu caso, pelos responsáveis do IPC-Fundação Getúlio Vargas no Brasil e o CPI-Bureau of Labour Statistics, para a medida feita para os EUA.

Se $I_{it} = 1$, o preço ótimo da firma é o próprio preço. Contudo, se a firma não alterou cotações entre dois períodos, é preciso conhecer o preço desejado do período anterior. Para isso usa-se a Inflação de Preços Desejados (RPI) agregada para a economia para atualizar o preço desejado estimado das firmas sem mudanças de preços na data t .

A medida de Inflação de Preços Desejados (Reset Price Inflation) é:

$$\pi_t^* = \frac{\sum w_{it}(P_{it} - p_{it-1}^*)I_{it}}{\sum w_{it}I_{it}}$$

Esta medida de inflação de preços desejados agregada é, portanto, uma média ponderada de inflações de preços desejados por produtos e seus respectivos pesos. Essa média ponderada de Inflação é feita preservando os pesos de cada grupo principal do índice (construção, alimentação, vestuário...). O cálculo da RPI de cada produto separadamente, no entanto, é uma média aritmética das diversas inflações de preços desejados de cada firma com o mesmo produto com alteração no período. Como não há informações de todos os produtos do índice e ocorrem novas entradas de preços ótimos à cada período, os pesos citados acima, no entanto, devem somar um e ser recalculados a cada instante. Assim, é preciso fazer uma reponderação entre os produtos existentes na base e aptos a entrar no cálculo de RPI (isto será mais bem explicado posteriormente na construção de uma medida de RPI brasileira).

Observações sobre o processo de Estimação:

Os preços estão em logaritmos. A medida de inflação RPI é, portanto, feita em diferenças de logaritmos.

Além disso, na forma de estimação usada por BILS, KLENOW E MALIN, é necessário um ponto de partida, apenas com preços ótimos, afinal esta é uma medida de inflação de preços ótimos. Dessa forma, todas as primeiras cotações existentes nas séries de tempo referem-se a **mudanças de preços – i.e., não existem preços iniciais que não se refiram a mudanças sobre o período anterior**. A primeira medida da inflação desejada para cada produto elementar⁴, por exemplo, é uma simples log-diferença dos preços de produtos elementares de 06/1996 em relação aos de 05/1996.

⁴ Definido como um determinado produto em uma firma específica, ou seja, **os indivíduos da amostra**.

Esta primeira medida de inflação, portanto, é uma simples log-diferença onde entram apenas produtos que mudaram de preço tanto 05/1996 quanto em 06/1996.

Como a primeira cotação refere-se à mudança de preços em relação ao mês anterior, esta diferença logarítmica é de preços ótimos. Após a obtenção da primeira RPI, todos os produtos sem alteração no segundo período são atualizados com o preço de cada firma com cotação em 05/1996 (necessariamente, um preço desejado) adicionado da medida de inflação desejada agregada. Esta medida de RPI agregada, por sua vez, é obtida com o agrupamento das RPI's das firmas individuais obtida com a diferença de preços anterior. Após obter uma média simples destas RPI's para cada produto individual, é preciso fazer uma média ponderada destas RPI's dos produtos (o processo será mais bem explicado no cálculo para o Brasil) preservando o peso de cada grupo principal. Esta operação gera uma medida de preço desejado para as firmas sem alteração no período em questão – no caso do exemplo, o segundo mês de coleta de dados – onde adiciona-se a estimação de RPI ao preço desejado anterior.

O resto do exercício de estimação é a continuação do processo descrito acima. No segundo período de cálculo, o mesmo exercício será feito, apenas levemente modificado. Mesmo para uma firma sem alteração de cotação no período anterior ao do cálculo (na continuação do exemplo, o segundo período) há uma estimação de preço desejado, pois todas as firmas sem alteração no período (o segundo), mas com preços desejados no primeiro período foram atualizadas com a primeira RPI agregada gerada. Como resultado, sempre haverá uma RPI que atualiza o preço desejado das firmas sem alterações no período. Assim, todas as firmas pertencentes ao cálculo do RPI possuem um preço desejado estimado para o segundo período - o primeiro (log) do preço, adicionado da RPI estimada para o segundo período.

Em cada período, portanto, é preciso identificar firmas com alterações, fazer a diferença logarítmica do preço de reajuste em relação ao **preço desejado** anterior e agrupar estas diferenças em cada produto. Depois disso, é preciso fazer uma média simples destas log-diferenças por produto, fazer uma média ponderada destas médias simples de RPI's dos produtos preservando o peso de cada grupo na ponderação para, enfim, formar a RPI agregada da economia. Em seguida, é preciso atualizar o preço desejado das firmas sem alterações no período com esta medida de RPI das firmas com

alterações. Há, portanto, uma atualização estimada do preço ótimo de cada produto em cada firma, mesmo os produtos elementares sem alteração no período.

A única mudança entre o método da primeira RPI e as estimações seguintes refere-se à diferença logarítmica, pois a continuação da série de preços não é a série de preços desejados, já que ocorrem períodos sem reajuste dos produtos elementares. Assim, a medida de RPI dos indivíduos da amostra é a diferença logarítmica entre o preço dos agentes com alterações de cotações no período **frente ao seu RP** do período anterior, e não o preço do período anterior – vale lembrar que, no exemplo anterior, os preços não alterados em 06/1996 também receberam uma medida de preço desejado, o preço (desejado) de 05/1996 mais a inflação de preços desejados de 06/1996⁵.

O Método de Comparação dos Economistas

Após obterem uma medida de RPI agregada para todos os períodos, BILS, KLENOW E MALIN iniciam uma análise indireta da importância da complementaridade estratégica para a formação de preços e para a potência da política monetária. Os principais fatos encontrados pelos economistas foram a baixa persistência e alta volatilidade da série de inflação de preços desejados, RPI.

Em seguida, os economistas geraram, na primeira versão do trabalho, modelos DSGE de formação de preços de formas diferentes: Modelos de reajustes de cotações dependentes do estado das diferentes firmas ou modelos de ajustes tempo-dependentes (via “sorteio” na distribuição de probabilidades), ambos com, ou sem, complementaridade estratégica. O objetivo desta simulação é verificar qual tipo de formação de preços se adéqua melhor à realidade dos dados.

Os modelos dependentes do tempo, com e sem complementaridade estratégica, e o modelo estado-dependente com complementaridade, apresentaram alta persistência da medida de preços desejados e baixa volatilidade. Este resultado, por sua vez, é o inverso do obtido com a medida empírica. Enquanto isso, o modelo estado-dependente sem complementaridade estratégica apresentou a melhor adequação aos dados de

⁵ Mais uma vez, uma simples log-diferença dos preços de produtos elementares com alterações no segundo e primeiro períodos.

inflação e RPI. Dessa forma, os economistas não encontraram, sob o arcabouço de um método indireto, evidências de complementaridade estratégica nas decisões das firmas.

A conclusão dos economistas, portanto, embora ambígua, pode ser interpretada como uma crítica velada às teses de parâmetros fortes de complementaridade estratégica nas decisões das firmas.

A última versão da pesquisa de BKM abandona o, antes proclamado “de melhor adequação”, modelo estado-dependente. Segundo os pesquisadores, modelos tempo-dependentes são os mais realistas. Mais uma vez, o método empregado no novo trabalho continuou com a obtenção da medida empírica de preços ótimos e a, posterior, simulação da própria série de preços e preços desejados via modelos DSGE, mas somente com modelos de formação de preços tempo-dependentes.

Os pesquisadores não conseguiram, mais uma vez, conciliar complementaridade estratégica em modelos de formação de preços com a dinâmica dos preços ótimos e de preços brutos empíricos. Não houve adequação da variabilidade e persistência dos preços (e dos preços desejados) e da relação entre RPI e a inflação observada nos diversos modelos DSGE de simulação da realidade. Quando os pesquisadores conseguiam adequar as medidas de preço aos dados, no entanto, o poder da política monetária, mais uma vez, foi diminuído.

Considerações sobre o trabalho de BILS, KLENOW E MALIN

No entanto, há sérios problemas com a estimação do preço desejado sem fricção através do RPI adotado por BILS, KLENOW E MALIN. Quando a atualização do preço desejado é feita da forma proposta por BKM, os pesquisadores americanos ignoram o viés de seleção. Diante da hipótese de modelos de formação de preços estado-dependentes, os agentes “alteradores” de preço são, justamente, aqueles mais defasados, onde seu preço desejado dista consideravelmente do preço cobrado. Esta característica dos ajustadores de preços é chamada de efeitos de seleção. Para estes agentes, os efeitos de rigidez real de preços gerados com a complementaridade estratégica são relativizados e, momentaneamente, menos importantes, como já explicado.

Da forma como é construída a medida de RPI, a variação dos preços desejados das firmas sem alteração é estimada usando como *Proxy* somente firmas alteradoras no período - i.e. com maiores defasagens. É fácil esperar, dessa forma, uma medida

dominada pelos efeitos de seleção, onde a rigidez real gerada pela complementaridade estratégica é menos importante, e o efeito de seleção predomina, pois as firmas que ajustam preços são, justamente, aquelas com maiores diferenças entre o preço desejado e o preço cobrado. O resultado, portanto, é, de acordo com a crítica construída por CORREA, BONOMO E MEDEIROS, uma medida superestimada da volatilidade e não-persistência da inflação de preços desejados, se a hipótese de modelos de formação de preços estado-dependente for válida.

Como o preço desejado pelos agentes não “alteradores” é atualizado com base nas firmas mais defasadas, estas firmas são, justamente, os indivíduos da amostra onde o parâmetro de complementaridade estratégica foi dominado pelo efeito individual de seleção. Se este efeito for suficientemente grande, portanto, a medida de preço desejado adotada por BILS, KLENOW E MALIN pode ofuscar completamente a complementaridade estratégica. Como as firmas que reajustam preços são justamente aquelas empresas onde a complementaridade estratégica é relativizada e “esquecida” temporariamente, a RPI estimada exagera, portanto, a volatilidade dos preços ótimos e, como resultado, subestima a importância da complementaridade estratégica na formação de preços.

Duas forças contrárias, portanto, atuam na formação de preços sem fricção/desejados. De um lado, os efeitos de seleção atuam diminuindo a rigidez de preços da economia e aumentando as variações. No outro extremo, porém, a complementaridade estratégica diminui o poder dos efeitos de seleção, ao dificultar o ajuste baseado puramente em fatores idiossincráticos individuais. Neste caso, o preço desejado sofre forte influência dos preços das outras firmas, gerando persistência e pouca volatilidade na dinâmica de reajustes.

As firmas sem alterações, portanto, possuem menores defasagens e maior presença do parâmetro de complementaridade estratégica. Para estas firmas, distantes do ponto de reajuste de preço, a RPI deve ser menor absolutamente, mais persistente e menos volátil, devido à espera por movimentos do resto dos preços da economia. Enquanto isso, as firmas com reajustes no período possuem uma maior dominância de efeitos de seleção idiossincráticos e menor importância da complementaridade estratégica. A principal crítica encontrada por CORREA, BONOMO E MEDEIROS

baseia-se nesta diferença entre a inflação de preços desejados de firmas defasadas e não defasadas.

Adotar a inflação de preços desejados apenas de firmas com alterações para a base de atualização de todos os agentes formadores de preços no período causa viés na medida, como argumentam os economistas brasileiros. Segundo a crítica de CORREA, BONOMO E MEDEIROS, portanto, esta é a explicação para os altos índices de volatilidade e baixa persistência encontrados por BILS, KLENOW E MALIN para a medida de preços ótimos estimada. Ao considerarem apenas os formadores de preços mais defasados, a medida de inflação desejada sempre será mais volátil e pouco persistente, pois estes são os agentes onde a defasagem atingiu níveis suficientemente altos, e a complementaridade estratégica perdeu importância. Ou seja, há uma seleção de agentes com maiores defasagens, menores níveis de importância para iteração estratégica e, como resultado, maiores níveis de volatilidade e pouca persistência da RPI.

No entanto, esta crítica somente é válida diante da hipótese de modelos de formação de preços estado-dependentes. Só existe o problema de viés de seleção na RPI se o nível de defasagem determinar os *alteradores* de preço. Se a economia for descrita por modelos de formação de preços tempo-dependentes, indexar o preço desejado das firmas sem alteração pelas variações dos *alteradores* não gera viés de seleção, pois as alterações refletem a estrutura de rigidez nominal da economia e, portanto, são independentes da defasagem entre preços ótimos e preços cobrados. A análise atual de BKM, no entanto, curiosamente, abandona os modelos de formação de preços estado-dependentes, antes defendidos como o de melhor *fit* aos dados.

De forma geral, a crítica feita por CBM sobre os efeitos de seleção gerados por modelos estado-dependentes perde sentido se a dinâmica de preços for moldada por modelos tempo-dependentes. Neste caso, as alterações são independentes da defasagem sofrida pelas firmas e, assim, não existem efeitos de seleção nas alterações de preços. No entanto, se a evolução de preços for mais bem descrita por modelos estado-dependentes, como argumentam CBM, o viés de estimação da RPI relatado perdura e será ressaltado no exercício de reprodução da medida para o Brasil.

5- Uma Medida de Reset Price Inflation para o Brasil

Tive contato, nesta monografia, com uma base de micro-dados usados na atualização do índice IPC-FGV. Foi possível, dessa forma, reproduzir a medida de inflação de preços desejados para o Brasil, feita por BILS, KLENOW e MALIN. CORREA, BONOMO e MEDEIROS desejavam obter esta medida com os micro-dados de preço do Brasil para justificar, em parte, sua crítica à falta de persistência e alta volatilidade da **Inflação de Preços Desejados** encontrada na série do CPI dos EUA. Se a medida estimada pelos americanos possuísse as mesmas características no Brasil, a crítica de *viés de efeitos de seleção*, feita por CORREA, BONOMO E MEDEIROS, ficaria mais robusta. Afinal, com o RPI para o Brasil, haveria duas medidas de preços ótimos com características contraditórias e, ao mesmo tempo, uma importante crítica ao método de estimação do RPI. Este foi justamente o resultado obtido.

Encontrei, dessa forma, as mesmas características no Brasil verificadas por BILS, KLENOW E MALIN nos EUA enquanto a série de preços sem fricção, estimada diretamente por CORREA, BONOMO e MEDEIROS, gerou uma dinâmica persistente e relativamente pouco volátil. De forma inversa, as séries de inflação de preços desejados (RPI), tanto nos EUA como no Brasil, apresentaram alta volatilidade e baixa persistência⁶. A baixa inércia encontrada, por sua vez, é um indício da existência de *viés de efeitos de seleção* na estimação do RPI de BKM. Como encontrei as mesmas características para o RPI no universo de preços do Brasil, a diferença de estrutura das duas séries de preços ótimos estimadas, por CBM e por BKM, não é justificada por diferenças na dinâmica dos universos amostrais. Assim, o **método** de estimação dos Preços Desejados, portanto, parece gerar os resultados encontrados por Bils, Klenow e Malin e por mim, contaminando qualquer tipo de regra de decisão em relação à força da rigidez real na economia.

Graças à obtenção desta medida para o universo de micro-dados dos IPC-FGV brasileiro, portanto, é possível comparar apropriadamente a medida de preços sem fricção, persistente e pouco volátil, de CBM com o RPI, altamente volátil, de BKM. A crítica de CBM quanto ao método de obtenção do RPI, portanto, é robusta à unificação do espaço amostral das duas medidas de preço ótimo.

⁶ Medida pela correlação de primeira ordem e por funções de resposta ao impulso.

Tabela 1: *Reset Price Inflation (2009) - EUA e Brasil*

	RPI EUA	CPI-BLS	RPI Brasil	IPC-FGV
Desvio Padrão	0,95%	0,52%	1,89%	0,56%
Correlação Serial	-0,41	0,27	-0,35	0,47

No primeiro resultado de BKM – tabela 1 -, ambas as séries de RPI estimada, tanto nos EUA quanto no Brasil, apresentaram níveis de correlação serial negativos e alta volatilidade em relação ao índice de preços base.

Tabela 2: *Reset Price Inflation(2011) - EUA e Brasil*

	RPI EUA	CPI-BLS	RPI Brasil	IPC-FGV
Desvio Padrão	0,69%	0,52%	1,89%	0,56%
Correlação Serial	0,03	0,27	-0,35	0,47

Na segunda versão do trabalho dos pesquisadores americanos, os dados foram modificados. Enquanto na primeira versão do trabalho, BKM usaram dados mensais e uma série de preços com o filtro HP, na segunda versão os economistas usaram os dados do CPI-BLS sem o uso do filtro HP, por exemplo. Ambas as séries, no entanto, possuem padrões estatísticos que não mudam os resultados inferidos, com altos níveis de desvios padrões e baixos, ou negativos, níveis de correlação serial, ambos em relação à série de preços bruta.

Esta é a mesma característica encontrada na série de RPI para o Brasil. Na verdade, a série brasileira possui um resultado extremo em relação à segunda versão do trabalho dos economistas dos EUA, uma correlação serial negativa. Além disso, o desvio padrão da inflação de preços desejados no Brasil é mais do que o dobro em relação à mesma medida para os EUA, também na segunda versão do trabalho de BKM. Provavelmente, a medida de dispersão do Brasil é maior devido aos maiores níveis de inflação encontrados no país, onde a média do IPC-FGV é de 0,57% em relação aos 0,22% do CPI-BLS.

Ambas as estimativas de RPI, tanto no Brasil como nos EUA, impõem, portanto, a mesma conclusão para o tipo de modelo de formação de cotações. A alta volatilidade e os níveis de correlação negativos, ou nulos, de medidas de preço sem fricção, ou desejados, são indicativos da ausência de complementaridade estratégica nas séries de preços, como defendem BKM. Modelos com rigidez real, por sua vez, geram mais inércia e menos variância para a série de preços desejados. E estas não são as características observadas em ambos os universos amostrais.

Na verdade, os resultados para o Brasil, tanto na análise de volatilidade quanto de correlação serial, são ainda mais extremos do que a série de RPI dos EUA. Enquanto a segunda série de RPI dos EUA possui desvio padrão em torno de 1,3 vezes maior do que desvio padrão da série de inflação americana, a mesma relação para o universo do Brasil é de 3,3. Além disso, a correlação serial americana é praticamente nula, enquanto a correlação serial no Brasil é negativa em -0,33, muito parecida com a primeira versão de BKM. Se a incompatibilidade de modelos de formação de preços com complementaridade estratégica é verificada devido a níveis altos de volatilidade e baixos de persistência, segundo BKM, então a série de RPI para o Brasil possui características incompatíveis ainda mais intensas.

Afirmar que o **método** de estimação do RPI gera volatilidade e baixa persistência fica mais evidente na comparação com a dinâmica do Preço Sem Fricção de CBM na tabela 3.

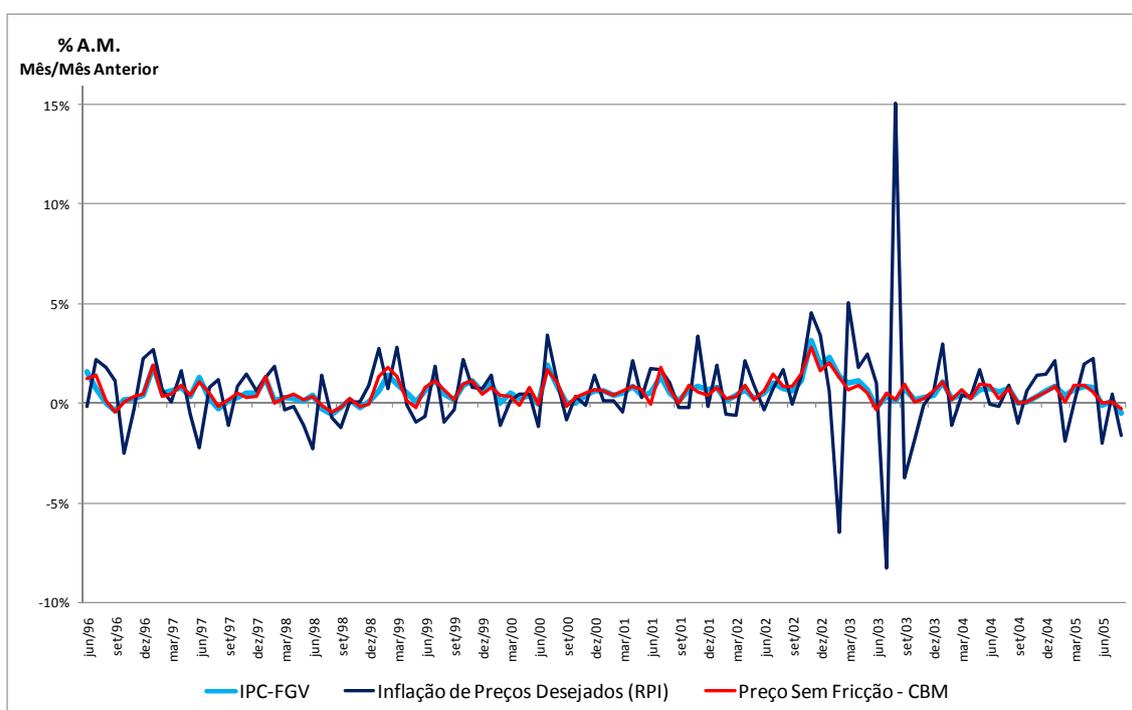
Tabela 3: *Reset Price Inflation* e Preço Sem Fricção de CBM

	RPI Brasil	Preço Sem Fricção	IPC-FGV
Desvio Padrão	1,89%	0,55%	0,56%
Correlação Serial	-0,33	0,40	0,47

Quando a comparação de medidas de preço ótimo se restringe ao universo de dados do Brasil, a diferença de resultados entre as duas medidas de preço ótimo é mais bem ressaltada. Enquanto a dinâmica do preço sem fricção estimado por CBM copia às estatísticas da série de preços – desvio padrão de 0,55% em relação a 0,56% da série do

IPC-FGV e correlação serial de 0,4 em relação a 0,47 -, o RPI reproduzido no Brasil gerou índices de volatilidade e desvios padrões muito mais altos do que ambos os índices. Além disso, a correlação serial negativa indica baixos níveis de (anti) persistência, em oposição à medida estimada por CBM. Como já, amplamente, argumentado, estas diferenças estatísticas entre as duas medidas geram conclusões opostas quanto à importância da rigidez real na formação de preços da economia. Assim, o preço sem fricção, rígido, reforça a presença da complementaridade estratégica enquanto o RPI, flexível, não.

Gráfico 1: IPC-FGV, RPI do Brasil e Preço Sem Fricção de CBM



O gráfico 1 mostra a evolução da RPI brasileira. Neste caso, visualizam-se, da mesma forma, a alta volatilidade e a baixa persistência da medida comparada à dinâmica de preços do Brasil. A baixa persistência da RPI pode ser visualizada graças às diferenças nos padrões de reversão à média entre ambas as medidas. Na análise de BKM, estas características da RPI são incompatíveis com a presença de complementaridade estratégica na formação de preços das firmas. Além da evolução

volátil da RPI no Brasil, o gráfico mostra, também, a dinâmica estável, semelhante ao IPC-FGV, do Preço Sem Fricção de CBM.

Outra forma de visualizar a baixa persistência da RPI na economia foi o uso de funções de resposta a impulso em modelos auto-regressivos para explicar a evolução da série. Nos exercícios feitos por BKM (2009) as repostas aos choques transitórios possuíam picos de incidência poucos períodos após os choques. Este é, exatamente, o padrão encontrado na RPI brasileira – como no gráfico 2.

Gráfico 2: Função de Resposta ao Impulso da RPI no Brasil – (resposta a 1 desvio padrão)

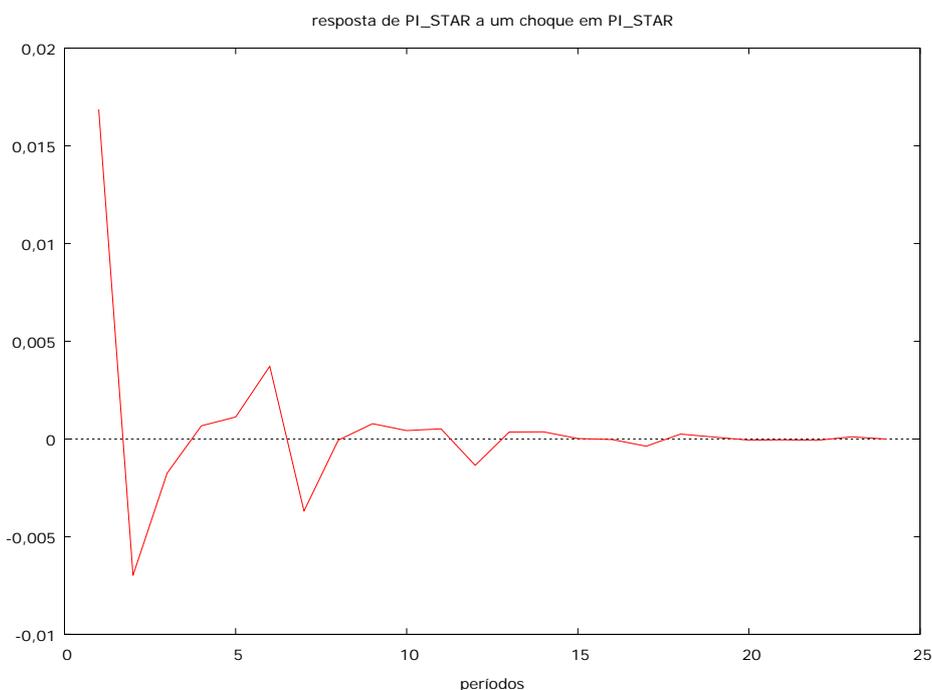
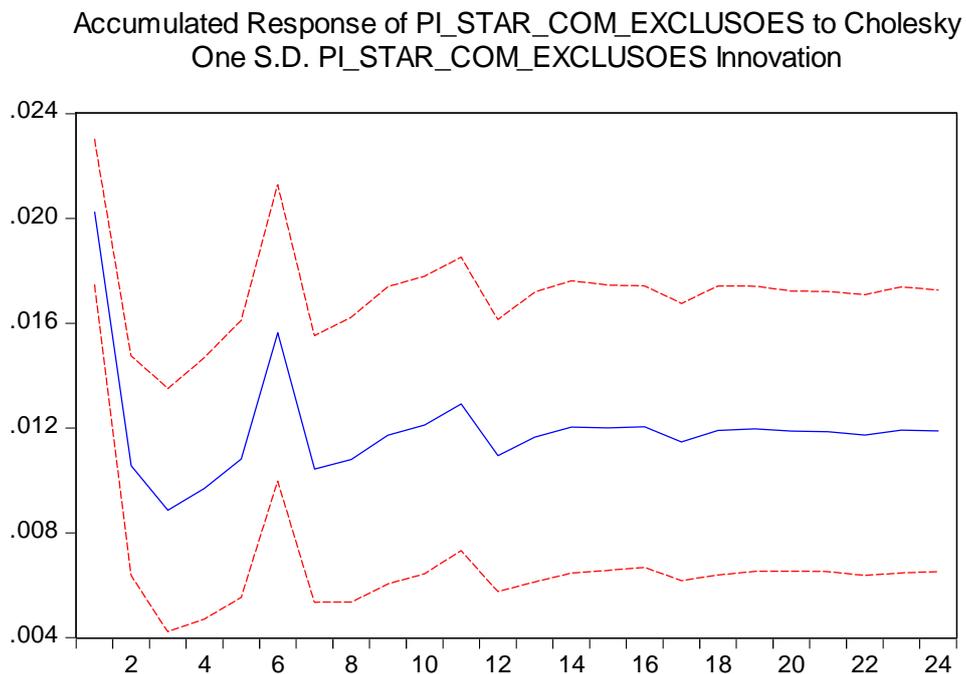
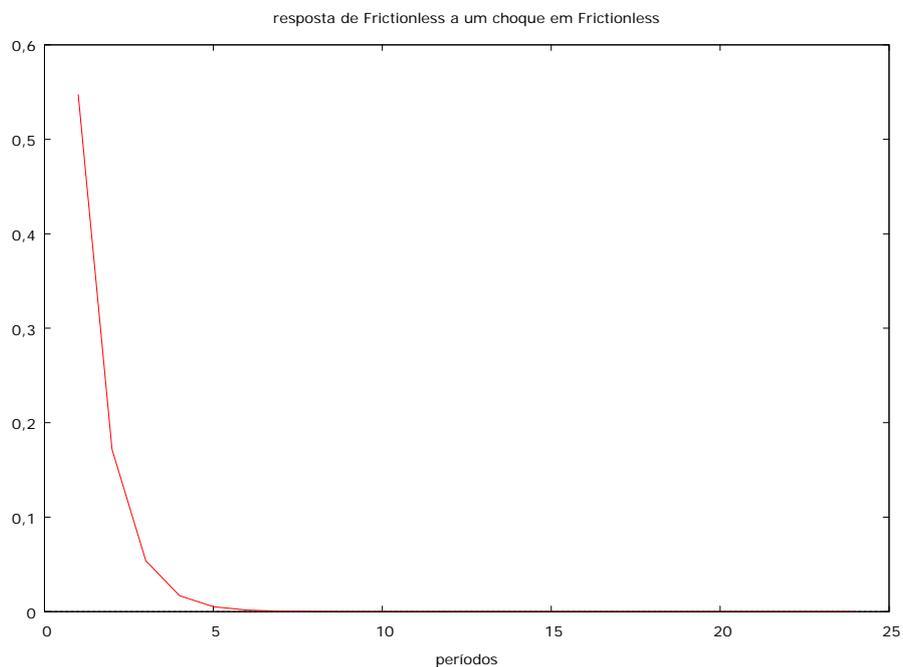


Gráfico 3: Função de Resposta ao Impulso Acumulada do RPI para o Brasil – (resposta a 1 desvio padrão)



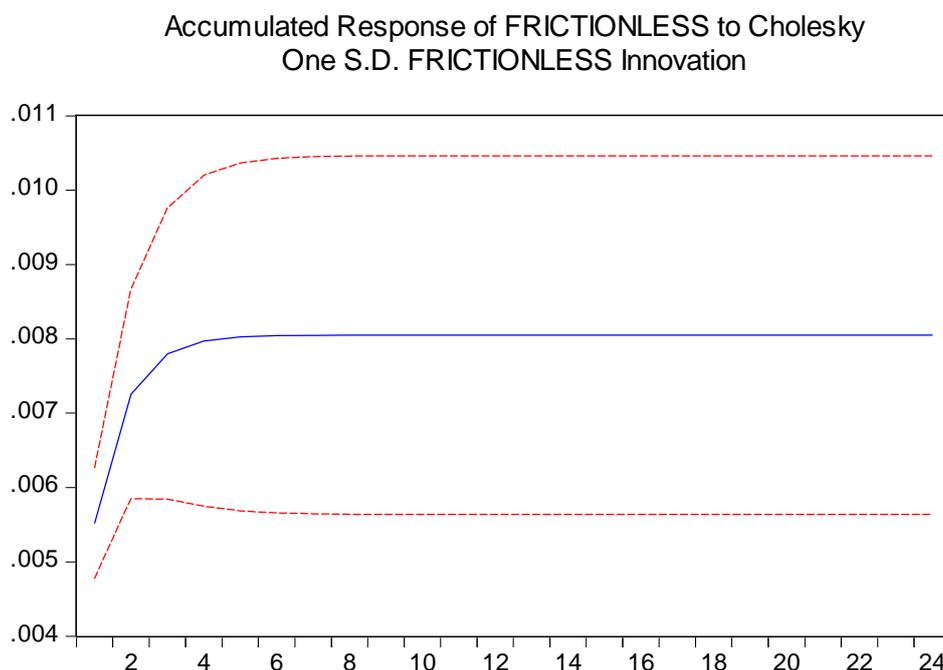
Quando se analisa a resposta ao impulso acumulada de choques na RPI do Brasil, no gráfico 3, fica evidente a maior intensidade dos efeitos acumulados dos primeiros períodos. Este padrão foi idêntico ao encontrado por BKM para sua série de RPI nos EUA e também indica baixa persistência. Esta dinâmica encontrada no RPI do Brasil, por sua vez, é oposta aos resultados do Preço Sem Fricção de CBM, expostos no gráfico 4 e 5.

Gráfico 4: Função de Resposta ao Impulso do Preço Sem Fricção de CBM – (resposta a 1 desvio padrão)



A dissipação do choque transitório do Preço Sem Fricção é lenta e mais estável, em relação à medida RPI estimada, como mostra o comportamento da resposta ao choque no Preço Sem Fricção, no gráfico 4.

Gráfico 5: Função de Resposta ao Impulso Acumulada do Preço Sem Fricção de CBM – (resposta a 1 desvio padrão)



O gráfico 5, por sua vez, mostra a característica de persistência do preço sem fricção de CBM. Enquanto a RPI possui picos de impacto acumulado nos primeiros meses após os choques, a função de resposta ao impulso acumulada do preço sem fricção mostra impacto crescente com o tempo. Esta dinâmica assemelha-se muito com o modelo DSGE de formação de preços sem fricção estado-dependente com complementaridade estratégica do primeiro exercício de BKM. Assim, percebe-se uma resposta ao impulso que se *constrói com o tempo* (*it builds over time* como descreveram BKM (2009)), em oposição à evolução dos choques na RPI.

Como Encontrar uma Medida de Reset Price Inflation

A base de micro-dados em painel, disponibilizada pela FGV, e com aproximadamente 85% do índice IPC, é de preços de diferentes produtos de diferentes firmas ao longo do tempo. Este tipo de indivíduo amostral foi chamado de **produtos elementares**. Consequentemente, os produtos elementares/indivíduos são produtos de uma determinada loja, em determinado local do país com preços entre 05/1996 e

08/2005. O conjunto dos produtos elementares de determinado peso formam um produto.

Todas as primeiras cotações destas séries de produtos elementares, no entanto, referem-se a reajustes em relação à 04/1996. Ou seja, se um produto elementar (arroz parbolizado do Zona Sul da Rua Dias Ferreira, no Leblon, Rio de Janeiro, por exemplo) possui uma série com início na data de início do painel (05/1996), então houve alteração de preços em 05/1996 em relação a 04/1996. Como os reajustes são a base de cálculo para os preços desejados nesta metodologia, foi preciso manipular a base de dados desta forma para calcular a medida de BILS, KLENOW E MALIN. Assim, o início do cálculo refere-se a preços desejados **necessariamente** (todo início de série de preços de um produto elementar é um reajuste e, como resultado, um preço desejado/ótimo).

Passo 0 - Logaritmo

A medida de RPI (*Reset Price Inflation*) é uma medida de diferença logarítmica. Portanto, deve-se obter o logaritmo dos preços.

Passo 1- Cálculo dos pesos a cada período

Foi necessário fazer um exercício de reponderação dos pesos dos produtos no IPC-FGV. Embora os pesos tenham sido fixados de acordo com a metodologia de cálculo do IPC do ano de 1996, a base de dados não continha todos os produtos. O peso total obtido na base foi de, aproximadamente, 85% do índice. O trabalho de reponderação, contudo, não foi somente transformar a soma dos produtos existentes na base em uma unidade. Foi preciso reponderar os pesos de acordo com os produtos **aptos** para o cálculo da RPI no período. Nos primeiros períodos, havia muitos produtos iniciados em meses diferentes do primeiro mês da série, pois o início de uma série de preços de um produto elementar ocorre apenas quando ocorre a primeira mudança a partir da data inicial (05/1996).

Suponha, por exemplo, um produto elementar iniciado em 06/1996. Isto é, a primeira mudança de preços deste produto elementar, a partir de 05/1996, foi em 06/1996 e, portanto, a série de preços deste produto nesta determinada loja (a definição de produto elementar/indivíduo amostral) inicia-se em 06/1996. Agora suponha que

todos os produtos elementares do produto ao qual o produto elementar pertence não tiveram início em 05/1996. Neste caso não é possível obter a diferença de logaritmos de nenhum dos produtos elementares pertencentes a este produto, mesmo que existam preços ótimos/reajustes no segundo período.

Assim, quando não há cotação anterior para todas as firmas pertencentes a um determinado produto, não é possível obter uma medida de RPI para este produto no período – não há preço ótimo de nenhum indivíduo deste produto em 05/1996 e, assim, é impossível fazer uma diferença logarítmica. Portanto, ainda que este produto elementar, e seu peso, pertença à base de dados de preços desejados (*Reset Price*) do período (de 06/1996, por exemplo), ele não deve pertencer à base de cálculo do RPI (*Reset Price Inflation*) do período, pois não é possível fazer uma medida de RPI para este produto.

Como resultado, o peso deste produto não é contabilizado na ponderação dos produtos participantes do RPI do período. Em 07/1996 este produto terá cotações ótimas anteriores e, assim, será **qualificado** a entrar no cálculo de inflação de preços desejados. Agora, este produto deve fazer parte da soma de pesos existentes nos períodos subsequentes. É preciso, portanto, refazer os pesos para incluir o peso deste novo produto na soma de produtos **aptos ao cálculo de RPI** do período.

Os novos pesos, como resultado, são gerados de acordo com os produtos aptos a entrar no cálculo da inflação de preços desejados em cada período – ou seja, os produtos com preços desejados/ótimos existentes em períodos anteriores aos do cálculo. Quando a série afasta-se dos períodos iniciais, porém, este problema deixa de existir, pois todas as cotações possuirão antecedentes de preços ótimos/desejados e, assim, estarão aptos a entrar na RPI (*Reset Price Inflation*), constituindo parte do peso total dos produtos, ou $\sum w_i$. A média ponderada das RPI's dos produtos no período, portanto, envolve os pesos dos produtos com variações de preço e, ao mesmo tempo, aptos (com preços ótimos anteriores aos do período na série).

Além disso, **o critério de reponderação usado foi manter os pesos dos grupos intactos**. Dessa forma o peso dos produtos com início após 05/1996 (i.e. o peso reponderado do produto) foi calculado dentro do grupo a que este pertence. Preserva-se, desta forma, a estrutura de peso dos grandes grupos do IPC-FGV. Ou seja, o somatório dos novos (e antigos) pesos dos produtos dentro de cada grupo será sempre o peso fixo

do grupo. Com os pesos novos dos produtos feitos dessa forma, foi possível manter as proporções dos grupos de produtos (Alimentação, Vestuário, Construção Civil, etc.) intactas. Assim, o peso de cada produto em cada período é:

Seja :

O peso fixo do grupo j ao qual o produto i em questão pertence = $\alpha_{j(i)}$ e

A soma de todos os pesos dos produtos aptos deste grupo, ao qual i pertence, no período t = $\beta_{tj(i)}$

O peso fixo do produto específico no IPC – FGV é = γ_i

$$\Rightarrow \text{Novo Peso de } i \text{ em } t = \gamma_i * \frac{\alpha_{j(i)}}{\beta_{tj(i)}}$$

Desta forma, a soma dos novos pesos dos produtos pertencentes a um mesmo grupo será sempre idêntica ao peso do grupo no IPC-FGV de 1996, em todos os períodos, pois:

Sejam produtos aptos aqueles com cotações ótimas anteriores ao período em questão

$$\text{Seja } A + B + C = \beta$$

= soma dos pesos dos produtos aptos, pertencentes a um mesmo grupo, neste período

e seja

α o peso total, fixo, do grupo

$$\Rightarrow \frac{A * \alpha}{\beta} + \frac{B * \alpha}{\beta} + \frac{C * \alpha}{\beta} = \frac{(A + B + C)\alpha}{\beta} = \alpha$$

*e os termos $\frac{A * \alpha}{\beta}$, $\frac{B * \alpha}{\beta}$, $\frac{C * \alpha}{\beta}$, da adição na primeira igualdade são os novos pesos*

Dessa forma, o multiplicador de ponderação, realizado a cada período, mantém os pesos dos grandes grupos do IPC-FGV.

É necessário fazer este exercício de reponderação para todos os períodos, como explicitado na primeira equação. Este trabalho de reponderação a cada período é necessário, pois há constantes inclusões, no início da série, de produtos aptos. Assim,

$\beta_{tj(i)}$ varia com o tempo e, então, o multiplicador de geração dos novos pesos deve ser refeito a cada instante. Isto é, β varia com o tempo e, logo, os pesos relativos dos produtos no grupo também.

Passo 2

Após obter os novos pesos para cada período é preciso identificar mudanças nos produtos e nos produtos elementares. Assim, fiz uma *dummy* de identificação de mudanças para os produtos elementares. Esta *dummy* assumia valores unitários se houvesse mudança na série de preços. Não foi preciso obter um indicador de mudança de preços para o produto (o conjunto dos produtos elementares de determinado peso), pois a própria *dummy* de preços indicava alteração do produto – basta que um produto elementar pertencente a um produto tenha sofrido alteração.

Passo 3

O próximo passo foi fazer um esboço – que foi sendo completado em etapas - da medida de preços desejados.

Como já possuía um indicador de mudanças, pude preencher a parte conhecida dos preços desejados, de acordo com a metodologia de BILS, KLENOW E MALIN. Quando o indicador de mudança era unitário para o produto elementar, o preço desejado deste indivíduo era o próprio preço.

Passo 4

A parte desconhecida da medida de preços desejados, no entanto, foi completada com os cálculos de Inflação de Preços Desejados (RPI), como descrito nas equações. Dessa forma, quando não há mudanças de preços para um produto elementar, é preciso saber o logaritmo do preço desejado do período anterior e adicionar a Inflação de Preços Desejados do período - ver a função de preços desejados nas equações. A *Reset Price Inflation* (Inflação de Preços Desejados) dos produtos separados é uma média simples das RPI's dos produtos elementares com a mesma denominação. A Inflação de Preços Desejados Agregada (RPI), por sua vez, é uma média ponderada, com os pesos reformulados, da Inflação de Preços Desejados dos produtos, ou seja, com os pesos recalculados de forma a preservar a estrutura de proporção de grupos do IPC-FGV.

Este processo é, portanto, feito em etapas. Primeiramente, é preciso conhecer a RPI dos Produtos e, assim, a RPI Agregada do período em questão. Em seguida atualizam-se os preços desejados das firmas sem alteração. Assim, estas firmas possuirão um preço desejado para o período em questão (o preço desejado anterior mais a RPI agregada!)

Um Exemplo:

No primeiro período de cálculo, por exemplo, foi preciso encontrar firmas com dois períodos seguidos de preços desejados. Esta situação, porém, só ocorreria se a série de um determinado produto elementar tivesse duas variações seguidas (em 05/1996 e 06/1996). Para estes produtos, a RPI foi uma simples diferenciação dos logaritmos dos preços, pois, no caso, os preços eram os próprios preços desejados (duas variações seguidas são dois preços desejados seguidos). Após obter a primeira diferença logarítmica dos produtos elementares qualificados, somei a variação percentual aproximada obtida dentro de cada grupo de produtos e, em seguida, fiz uma média simples destas variações dentro dos grupos. Assim, eu gerei uma primeira RPI para os produtos separadamente.

Em seguida, fiz uma média ponderada, pelos pesos (calculados) destes produtos com inflação de preços desejados, usando os novos pesos descritos anteriormente. Esta foi, portanto, a primeira RPI.

Passo 5

Continuação do Exemplo:

Atualizei o preço desejado dos produtos elementares sem variação no período de 06/1996, e já existentes na série (com preços em 05/1996), com a medida de Inflação Desejada obtida no passo anterior. Assim, consegui gerar a primeira atualização de preços desejados de produtos sem variação no período de 06/1996.

Quando a cotação do produto elementar era a primeira, no entanto, não era preciso fazer esta operação, uma vez que este preço da série era, por definição, um reajuste e, conseqüentemente, um preço desejado. Ou seja, as únicas atualizações de RP

feitas com a RPI gerada em 05/1996 referem-se a produtos com alteração em 05/1996 sobre 04/1996, mas sem alteração em 07/1996.

Passo 6

Por fim, foi preciso fazer um mecanismo de repetição para gerar diferenças logarítmicas dos preços com variação nos períodos em questão sobre o preço desejado anterior.

Se, por exemplo, houvesse um preço de um produto elementar com variação em 07/1996, mas nenhuma variação em 06/1996 (tome um produto com início em 05/1996, mas sem variação em 06/1996, como exemplo), este produto entrava na base de cálculo do RPI. A diferença logarítmica constituinte da estimação do RPI, entretanto, era do preço de reajuste do período (07/1996) sobre o preço desejado anterior. Mas, neste caso, o preço desejado de 06/1996 é o preço de 05/1996 do produto em questão adicionado da **Inflação de Preços Desejados Agregada** de 06/1996.

A Inflação de Preços Desejados deste produto elementar, neste exemplo é, portanto, a diferença logarítmica entre o preço de reajuste de 07/1996 sobre o preço desejado obtido anteriormente. É preciso fazer isso com todos os produtos com alteração no período para gerar uma RPI agregada. Em seguida atualizam-se todos os agentes sem reajustes no período com a RPI gerada.

Dessa forma, foi necessário, primeiro, achar a RPI do período e, em seguida, atualizar os preços desejados dos produtos elementares sem variação no período com a soma do preço desejado anterior e a RPI Agregada do período. E assim sucessivamente para todos os períodos.

6- Conclusão

Diante da constatação da maior duração dos efeitos reais de política monetária em relação à rigidez nominal, os cientistas econômicos precisaram encontrar outras explicações para a capacidade da moeda em alterar o produto no curto prazo. Como resultado, os macroeconomistas contemporâneos utilizaram-se do conceito de complementaridade estratégica para defender o poder da moeda. Assim, segundo esta explicação teórica, embora a rigidez nominal dure menos do que os efeitos reais de

política monetária estimados, a dinâmica de reajustes das empresas sofre influência significativa do componente estratégico complementar. Diante desta iteração estratégica, por sua vez, as empresas reajustam preços de forma lenta e persistente e, como resultado, prolongam o poder da política monetária em alterar os níveis de produto, embora ocorram reajustes constantes de cotações.

BILS, KLENOW E MALIN atacam a robustez estimada dos efeitos de política monetária sob o arcabouço da influência da complementaridade estratégica. Na pesquisa dos economistas, a complementaridade estratégica não se adequou à dinâmica da formação de cotações, pois gerou excessiva estabilidade à série de preços e, em especial, à série de preços desejados simulada por modelos DSGE. Esta estabilidade, portanto, é incompatível com os dados empíricos de preços, e de Preços Desejados (RP) do CPI-BLS. Na primeira análise, houve a defesa do modelo estado-dependente sem complementaridade estratégica como o de melhor adequação aos dados. Posteriormente, contudo, os pesquisadores abandonaram a defesa deste modelo e adotaram modelos tempo-dependentes para a simulação da realidade dos dados. Mais uma vez, BKM não conseguiram ajustar parâmetros significativos, e intensos, de iteração estratégica complementar entre as firmas para a realidade dos dados.

CORREA, BONOMO e MEDEIROS criticam o resultado encontrado pelos economistas, pois, segundo os pesquisadores brasileiros, há um viés de estimação dos Preços Desejados, sob a hipótese de modelos formadores de preço estado-dependentes. Ao selecionar apenas firmas com reajustes para a atualização da Inflação de Preços Desejados, os pesquisadores dos EUA excluem os agentes sob maiores influências do parâmetro de complementaridade estratégica, as firmas longe das bordas de defasagem alta. As firmas com reajustes no período são, de acordo com a crítica de CBM, justamente, os agentes onde a complementaridade estratégica é relativizada devido aos efeitos de seleção.

Nesta monografia, consegui encontrar os mesmos resultados de alta volatilidade, e baixa persistência, obtidos para a série de *Reset Price Inflation* de BILS, KLENOW e MALIN. Enquanto isso, de maneira inversa e direta, os pesquisadores brasileiros encontraram, para a mesma base de dados, um forte parâmetro de complementaridade na decisão de preços dos agentes. O modelo de *Preços Sem Fricção* dos economistas do Brasil apresentou uma dinâmica similar à própria evolução do IPC-FGV, a base de

dados trabalhada. A crítica de estimação feita pelos economistas brasileiros, dessa forma, foi corroborada pela estimação de uma RPI brasileira com as mesmas características da medida aplicada ao universo amostral dos EUA.

Apêndice:

O Programa:

*Reconheça as Vars como float

```
recast float ins_inf_
```

*A dt_coleta1 não estava funcionando como float

```
egen DT_COLETA = group( dt_coleta1)
```

*Problemas com a série (ver o programa 110228_Identificação...:

*1)O Item CERVEJA APRESENTOU, para a mesma data e o mesmo P. Elm., repetidos valores

*2)Haviam produtos com início anterior a 199605

*Tirar as datas menores do que 9605 e os vazios de produtos inexistentes (que veio com o peso)

```
drop if ins_inf_==52191 & DT_COLETA<15
```

*tive que tirar todo o histórico do produto até a primeira mudança (bastou sortear a série por data

*para identificar este problema

```
drop if dt_coleta1==.
```

*esse drop relaciona-se aos grupos importados estranhamente com os pesos

```
drop if
```

```
cod_insumo==205|cod_insumo==210|cod_insumo==5318|cod_insumo==9305|cod_insumo==9357
```

*Este é o drop dos ins_inf repetidos para a mesma data...

*Reconheça a série como painel

```
tsset ins_inf_ dt_coleta1
```

```
gen logvalor=log(valor)
```

*Reconheça as Vars como string - será necessário para a próxima função

```
tostring cod_produto, replace format(%20.0f)
```

*Grupos de produtos

```
gen grupo= substr( cod_produto,1,1)
```

```
destring grupo, gen (grupo1)
```

```
gen peso_grupo=.
```

```
replace peso_grupo=27.3987 if grupo1==1
```

```
replace peso_grupo=31.6336 if grupo1==2
```

```

replace peso_grupo=5.3420 if grupo1==3
replace peso_grupo=10.2473 if grupo1==4
replace peso_grupo=9.0126 if grupo1==5
replace peso_grupo=11.8791 if grupo1==6
replace peso_grupo=4.4867 if grupo1==7

```

*Dummy de DELTA P. Elementar, i.e., quem precisa, ou não, de atualização agregada (serve para o R.P.)

```

gen d = .
replace d=1 if ins_inf_ - L.ins_inf_ != 0
replace d = 1 if L.valor != valor
replace d = 0 if L.valor == valor

```

*Dummy de DELTA Produto, i.e., quem entra no cálc. do RPI (SOMAT de w)

```

gen d_produto = .
replace d_produto = peso if d*DT_COLETA==DT_COLETA
replace d_produto= . if ins_inf != L.ins_inf

```

*Série do Reset Price

```

gen reset_price=.
replace reset_price= logvalor if d==1

```

* Cálculo do Multiplicador

*Seleção dos produtos para o Somat dentro dos pesos

*Critério: estes produtos, ditos aptos, devem existir no período anterior.

*São estes que vão para o MULTIPLICADOR:(Peso final desejado do GRUPO/Soma do pesos aptos deste grupo em cada período, creio)

```

gen peso_Soma_Mutltip = peso if L.ins_inf == ins_inf
gen Peso_Mult=.
by DT_COLETA grupo peso_Soma_Mutltip, sort: gen DIF_Mult = peso_Soma_Mutltip if _n
== 1
egen soma_Mult = sum (DIF_Mult), by (DT_COLETA grupo1)
replace Peso_Mult= peso_Soma_Mutltip*peso_grupo
replace Peso_Mult= Peso_Mult/ soma_Mult

```

*Prova Real para ver se a soma dos diferentes pesos_dif's dentro do grupo são sempre == ao peso geral do grupo

```
by DT_COLETA grupo1 Peso_Mult, sort: gen Ps_DIFs = Peso_Mult if _n == 1
egen somas_Mults= sum ( Ps_DIFs), by (DT_COLETA)
sum somas_Mults if grupo1==1 & DT_COLETA>3
```

*Denominador do PI

```
by DT_COLETA d_produto, sort: gen Difs_Den_PI= Peso_Mult if _n == 1 & d_produto==peso
egen Denom_PI= sum (Difs_Den_PI), by (DT_COLETA)
```

*valendo o obs acima, trocar a frase, pois este prog é robusto, mas complicado -

*pode existir um caso onde todos os PE E a um d_produto são . , mas, neste peso mult não seria ponto

*pois engloba peso_soma_mult

```
gen rpi=.
```

```
gen M_Simples_PE=.
```

```
gen PI=.
```

```
gen PI_STAR=.
```

```
gen Dif_PIs=.
```

```
gen contagem=.
```

```
gen S_RPI_P_Elm=.
```

```
forvalues DT_COLETA = 4(1)114 {
```

```
  *"RPI"
```

```
  *"RPI de Produtos elementares (com variação em 9605) para 96m6"
```

```
  sort ins_inf_dt_coleta1 cod_informante cod_insumo
```

```
  replace rpi= logvalor- L.reset_price if DT_COLETA==`DT_COLETA' & d_produto==peso
```

```
  * RPI geral para os que não variaram em 9606
```

```
  *Agora preciso somar DENTRO dos produtos que obtiveram Iti=1
```

```
  drop S_RPI_P_Elm
```

```
  egen S_RPI_P_Elm= sum(rpi), by (d_produto DT_COLETA)
```

```
  *Depois Contar
```

```
  drop contagem
```

```
  egen contagem= count (rpi) , by (d_produto DT_COLETA)
```

*Média Simples dentro dos Produtos

```
replace M_Simples_PE= S_RPI_P_Elm/ contagem if DT_COLETA==`DT_COLETA'
```

```
replace PI= M_Simples_PE*Peso_Mult if DT_COLETA==`DT_COLETA' & d_produto!=.
```

```
drop Dif_PIs
```

```
by DT_COLETA PI, sort: gen Dif_PIs= PI if _n==1
```

```
drop PI_STAR
```

```
egen PI_STAR= sum (Dif_PIs), by (DT_COLETA)
```

```
replace PI_STAR= PI_STAR/ Denom_PI
```

*Agora é preciso achar o denominador (= soma dos pesos_Mult que entraram na RPI do mês em questão)

*Finalmente

```
sort ins_inf_dt_coleta1 cod_informante cod_insumo
```

```
replace reset_price= L.reset_price+ PI_STAR if DT_COLETA==`DT_COLETA' & d==0
```

```
}
```

Referências Bibliográficas:

BASU, S. Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare. American Economic Review. N 85: 512-531. Jun. 1995.

BILS, M. KLENOW, P.J. E MALIN, B. Reset Price Inflation and the Impact of Monetary Policy Shocks. Fev. 2009

BILS, M. KLENOW, P.J. E MALIN, B. Reset Price Inflation and the Impact of Monetary Policy Shocks. Aug. 2011

CORREA, A. MEDEIROS, M. e BONOMO, M. Estimating Strategic Complementarity in a State-Dependent Pricing Model. 2011. A vir