

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

A POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA E A REGRA DE TAYLOR

Christiano Arrigoni Coelho
Nº de Matrícula: 9614380

Orientador: Dionísio Dias Carneiro

“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”.

Ass: _____

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

ÍNDICE:

Capítulo I – Introdução.....	5
<i>I.1 – Motivação.....</i>	<i>5</i>
<i>I.2 – O caso brasileiro.....</i>	<i>7</i>
<i>I.3 – A regra escolhida.....</i>	<i>10</i>
<i>I.4 – Descrição do trabalho.....</i>	<i>10</i>
Capítulo II – A regra de Taylor e o significado dos seus parâmetro.12	12
<i>II.1 – A teoria por de trás da regra.....</i>	<i>12</i>
<i>II.2 – Argumentos a favor da adoção da regra de Taylor.....</i>	<i>13</i>
<i>II.3 – A evidência.....</i>	<i>14</i>
<i>II.4 – A equação de Taylor.....</i>	<i>15</i>
<i>II.5 – A derivação formal da regra de Taylor.....</i>	<i>18</i>
<i>II.6 – Uma regra para a economia aberta.....</i>	<i>23</i>
Capítulo III – A análise do caso brasileiro através da estimação dos	
Parâmetros.....	30
<i>III.1 – Um breve histórico da política monetária brasileira.....</i>	<i>30</i>
<i>III.2 – Faz sentido tentar estimar uma regra de Taylor para o</i> <i>Brasil?.....</i>	<i>36</i>
<i>III.3 – A estimação dos parâmetros para o caso brasileiro: o</i> <i>problema do tamanho da amostra.....</i>	<i>36</i>
<i>III.4 – As variáveis escolhidas.....</i>	<i>38</i>
<i>III.5 – As especificidades da estimação para o caso brasileiro: a</i> <i>importância das variáveis ligadas ao setor externo na função de</i> <i>Reação do Banco Central.....</i>	<i>39</i>
<i>III.6 – O problema da frequência das observações.....</i>	<i>41</i>
<i>III.7 – A estimação da inflação esperada.....</i>	<i>42</i>
<i>III.8 – A equação de Taylor da estimação com dados mensais.....</i>	<i>43</i>
<i>III.9 – A estimação do modelo com dados trimestrais.....</i>	<i>46</i>
<i>III.10 – Testando a capacidade de previsão do modelo.....</i>	<i>49</i>
Capítulo IV Conclusão.....	51

ÍNDICE GRÁFICO

<i>Gráfico I (selic - previsão mensal I)</i>	57
<i>Gráfico II(selic - previsão mensal II)</i>	58
<i>Gráfico III(selic - previsão trimestral I)</i>	59
<i>Gráfico IV(selic - previsão trimestral II)</i>	60

APÊNDICE ESTATÍSTICO.....61

<i>Resultado das regressões</i>	62
<i>Variáveis candidatas para o nível de atividade</i>	66

Capítulo I - INTRODUÇÃO

I.1 – Motivação:

Este trabalho tem como motivação principal o estudo da política monetária na realidade brasileira. O maior desafio da política monetária hoje no Brasil reside em possíveis conflitos de objetivos no curto prazo entre a manutenção da estabilidade do nível de preços e do pleno emprego.

Como então deveria agir o BACEN afim de minimizar as possíveis perdas desse processo? Deveria ele se preocupar única e exclusivamente com uma meta para a taxa de inflação? Ou ele deveria ter algum mecanismo que o alertasse para políticas monetárias excessivamente apertadas em situações nas quais não seriam necessárias tais medidas?

Para tentar responder tais perguntas buscar-se-á um método para testar a eficiência da política monetária. Logicamente as duas variáveis principais nesse estudo serão a inflação e o nível de atividade, pois estas são as variáveis mais relacionadas com o nível de bem-estar de um país e talvez sejam as questões centrais de toda a macroeconomia.

O método utilizado será a escolha de uma determinada regra explícita de política monetária e a partir daí será testada a aderência de uma política monetária observada à tal regra.

Antes de mais nada temos que traçar um panorama da teoria macroeconômica moderna sobre a política monetária e a sua relação com a inflação e o nível de atividade. Sabe-se que o principal canal de transmissão da política monetária é a taxa de juros. O Banco Central como monopolista da criação de moeda manual influencia na determinação da taxa de juros de equilíbrio de curto prazo do mercado tirando ou colocando liquidez na economia. Ao mexer na taxa de juros ele acaba por influenciar também a economia real produzindo variação de preços e produto no curto prazo. No longo prazo todo o efeito acaba recaindo sobre o nível de preços e a taxa de juros real volta ao seu nível natural compatível com a taxa natural de desemprego e o produto acaba voltando também ao seu nível natural. A explicação teórica para neutralidade da moeda no longo prazo reside no fato de que se os agentes econômicos prevêm a inflação, eles ajustarão preços e salários conforme suas expectativas. Em algum ponto do tempo a previsão dos agentes coincidirá com a inflação observada e portanto preços e salários variarão na mesma proporção do crescimento do estoque de moeda e assim nenhuma variável real da economia será alterada.

O problema é que no curto prazo a política monetária tem um efeito direto na variabilidade do produto e da inflação. Como há rigidez de preços e salários, os agentes demoram um tempo para conseguir que sua expectativa de maior ou menor inflação seja concretizada em maiores ou menores preços e salários. Assim, por algum tempo a economia pode estar produzindo abaixo ou acima do seu potencial e a inflação pode variar mais do que o conveniente. Esse excesso de variabilidade no nível de atividade e

da inflação provocam instabilidade nas expectativas dos agentes e assim a reversão de recessões e de períodos de alta inflação podem tornar-se muito custosas para a sociedade. Logo, a política monetária eficiente seria aquela que minimizasse a variabilidade de curto prazo do produto e da inflação através de uma regra que produzisse a maior estabilidade possível da demanda agregada.

I.2 - O caso brasileiro

No Brasil pré-plano real, a economia vivia um ambiente de indexação, onde a inflação de ontem determinava a inflação de hoje (salvo qualquer tipo de choque de oferta ou demanda). Nesse contexto, a política monetária não era efetiva tanto no estímulo a produção quanto na tentativa de desinflação. Fazer uma política monetária apertada nesse contexto, por exemplo, não adiantava em nada pois a fuga para a moeda indexada acabava com qualquer chance da política monetária surtir efeito sobre o nível de preços. Assim sendo, não há como você pensar em teste de aderência de uma política monetária a uma regra no Brasil antes do plano real.

A partir do reforma monetária do plano real (julho de 1994), que quebrou a inércia inflacionaria e trouxe de volta a estabilidade do nível de preços, pode-se fazer tranquilamente um teste de aderência da política monetária a uma determinada regra. Com o plano real, a política monetária voltou a ter eficácia no curto prazo tanto em relação ao produto quanto à inflação. Isso porque a diminuição da demanda por moeda indexada e a volta da demanda pela moeda manual fizeram com se restabelecesse uma relação normal entre demanda e oferta de moeda e a taxa de juros de curto prazo voltou a ser um importante instrumento de controle da demanda.

Um importante ponto a se destacar é que a arquitetura do plano real se utilizou de uma âncora cambial para evitar pressões sobre o nível de preços. Ao mesmo tempo em que fez-se a reforma monetária (a troca da moeda), realizou-se um processo de abertura da economia às importações e a manutenção de um câmbio mais ou menos fixo (sistema de bandas). Estas duas medidas evitaram pressões sobre o nível de preços, pois importações mais livres e com um câmbio favorecido retiravam dos produtores internos poder de determinação dos preços. O problema é que nessa parte do processo, a política monetária ficou condicionada a manutenção de um determinado intervalo de variação da taxa de câmbio e sempre que existiam crises de confiança em relação às variáveis macroeconômicas brasileiras, o BACEN tinha que apertar a política monetária a fim de manter uma determinada cotação para a moeda nacional. Ao mesmo tempo em que o câmbio era mantido, a balança comercial ia se tornando cada vez mais deficitária, o que gerava cada vez mais desconfiança dos agentes sobre a sustentabilidade de tal política. Isso fazia com que se tornasse cada vez mais custoso em termos de política monetária, a manutenção da banda cambial. No começo de 1999 torna-se impossível a sustentação da política cambial e o real então tem uma forte desvalorização. Detona-se então uma crise e a incerteza dos agentes quanto ao produto futuro e a inflação futura passa a ser grande. Nesse momento, o BACEN resolveu criar uma regra explícita de política monetária visando obter uma credibilidade maior junto aos agentes para assim minimizar o risco de uma volta de inflação, ou pior ainda, a volta da indexação da economia. A regra escolhida foi o sistema de "metas de inflação", onde o BACEN se compromete em usar a política monetária (mais especificamente a taxa básica de juros) para manter a inflação num determinado intervalo. Desse modo o BACEN pôde acalmar as expectativas dos agentes quanto ao rumo da política monetária, já que não havia mais uma taxa de câmbio a se defender (o sistema cambial passou a ser flutuante) e sim uma taxa de inflação.

A partir desse breve histórico da política monetária no Brasil pós-real, podemos determinar a amostra que iremos utilizar e que tipo de testes estatísticos faremos com esta amostra. Ficou claro com o que foi exposto acima que o intervalo da amostra se iniciará em julho de 1994 (implementação do plano real) e se estenderá até as estatísticas mais recentes possíveis até a data do término do trabalho. Teoricamente temos motivos para acreditar que a política monetária como está sendo conduzida a partir da adoção das metas de inflação é mais eficiente do que a condução anterior a adoção do sistema de metas baseada na manutenção do câmbio. Isso porque o sistema anterior fazia com que a política monetária fosse extremamente apertada, pois qualquer tipo de instabilidade de expectativas dos agentes em relação ao câmbio fazia com que o BACEN apertasse a política monetária. Não estamos ignorando de forma alguma as fontes de instabilidade do atual sistema como: preços internacionais (petróleo principalmente), o próprio câmbio numa menor escala, instabilidade política (salário mínimo, reformas) e credibilidade do ajuste fiscal. O que defende-se aqui é que as fontes de instabilidade do sistema de metas de inflação mostraram-se menos presentes até aqui. Isso possibilitou, pelo menos até agora, que o BACEN conduzisse a política monetária de uma forma menos penosa à atividade econômica. Em função disso, pretende-se fazer um teste de quebra estrutural do modelo para verificar se os coeficientes encontrados para a amostra a partir da adoção do “inflation targeting” são significativamente diferentes dos coeficientes para a amostra até a adoção do “inflation targeting”. Porém esse teste, se feito, não será confiável dado o tamanho pequeno da amostra tanto para o período pré quanto ao período pós real. Logo esse tipo de teste será deixado para futuros trabalhos que tenham uma amostra confiável.

I.3 - A Regra Escolhida

Para testar a aderência da política monetária escolhemos a regra conhecida na literatura econômica como “regra de Taylor”. Ela tem esse nome em função de ter sido desenvolvida pelo economista americano John B. Taylor. Quando desenvolveu o modelo, Taylor buscava algum método para testar a eficiência da política monetária em termos de estabilidade da demanda agregada. Para ele, a moeda é neutra no longo prazo mas tem importantes efeitos sobre a volatilidade do produto e da inflação no curto prazo. Políticas monetárias que melhor se adaptam ao ciclo de negócios seriam aquelas mais eficientes. Taylor também acredita que uma regra explícita de política monetária é o melhor meio de conduzi-la ao invés do puro discricionismo. No próximo capítulo a equação da regra de Taylor será explicada de forma detalhada com o esclarecimento de todos os seus parâmetros.

I.4 – Descrição do Trabalho:

No capítulo seguinte a introdução, será analisada a equação de Taylor e o significado de seus parâmetros. Através de uma revisão bibliográfica do tema, pretende-se esclarecer de uma forma clara o motivo da escolha dessa regra específica para o teste de aderência da política monetária brasileira. Além disso derivaremos formalmente a regra de Taylor a partir das equações básicas de oferta e demanda agregadas na economia, uma IS dinâmica e uma curva de Phillips aceleracionista. Assim poderemos visualizar o que está por de trás da idéia da regra de Taylor. Finalmente, uma regra para a condução de política monetária numa economia aberta também será derivada levando em conta o papel da taxa de câmbio na determinação do produto e da inflação.

No capítulo III , se estimará uma função de reação do BACEN utilizando além da inflação e do nível de atividade , variáveis de câmbio e juros futuro, de necessidades fiscais e de necessidades de financiamento externo. Os parâmetros serão estimados empiricamente através de uma equação de Taylor adaptada a realidade brasileira. Depois, será feita uma análise da magnitude e da direção dos sinais dos parâmetros. Todos os testes estatísticos feitos serão também reportados e analisados. Possíveis explicações para não aderência da política monetária a regra de Taylor também serão dadas.

No capítulo IV(o último), será colocada a conclusão do trabalho e sugestões para a melhora da condução da política monetária no Brasil. Serão feitas perguntas do tipo: O que foi feito a partir do plano real até hoje em termos de melhoria da política monetária? Existe preocupação com o nível de atividade? Qual a influência da abertura comercial e do fluxo de capitais externos na eficiência da política monetária? Existe preocupação direta com a volatilidade nos dois sentidos?

Espera-se alcançar sucesso na conclusão do trabalho no sentido de conseguir a melhor estimação possível da função de reação do BACEN e achar parâmetros estatisticamente significantes. Senão, achar explicações lógicas, baseadas em fatos, do porquê da não aderência da política monetária brasileira a uma regra que foi escolhida como sinônimo de eficiência na condução da política monetária.

Capítulo II – A REGRA DE TAYLOR E O SIGNIFICADO DOS SEUS

PARÂMETROS

II.1 - A Teoria por de trás da regra

Como ponto de partida na análise da regra de Taylor, devemos notar que existe uma diferença sutil entre o trade-off de curto prazo considerado pela regra e o trade-off de curto prazo que se está acostumado a encontrar nos livros de teoria macroeconômica.

Normalmente é associado uma variação do nível de inflação(π_t) com o nível da taxa de desemprego(u_t). A construção teórica da regra de Taylor parte do pressuposto que existe não só um trade-off de nível mas também um trade-off de variabilidade entre o nível de atividade e a inflação, ou seja, há um trade-off entre o desvio da inflação em torno de uma média e o desvio do desemprego em relação ao seu nível natural. E é esse o trade-off que o BACEN deveria levar em consideração na sua função de reação, ou seja, a sociedade é penalizada quando o nível de atividade e/ou a taxa de inflação estão variando excessivamente em torno do seu comportamento de longo prazo.

O formulador da política monetária defronta-se então com uma fronteira de possibilidades de produção na qual ele deve escolher um ponto onde será refletido as

preferências da sociedade. Políticas macroeconômicas eficientes nos levariam para pontos em cima da fronteira. Pontos acima da curva não seriam factíveis dada a tecnologia existente e pontos dentro da fronteira seriam ineficientes pois o BACEN estaria penalizando demais uma das variáveis, ou seja, existiriam pontos nos quais se conseguiria mais estabilidade do nível de atividade com o mesmo nível de estabilidade da inflação e vice-versa.

Quando se está em cima da fronteira pode-se ver a estabilidade do nível de atividade como um custo de oportunidade da estabilidade da inflação e vice-versa (maior estabilidade da inflação leva a menor estabilidade do nível de atividade e vice-versa). O custo de oportunidade é crescente, ou seja, maior estabilidade do nível de atividade requer quantidades crescentes de menor estabilidade da inflação e vice-versa.

II.2 – Argumentos a favor da adoção da regra de Taylor

Por que a adoção de uma regra melhoraria a eficiência da política monetária? O argumento baseia-se na crença de que existe uma evolução natural em termos da teoria econômica, da pesquisa sobre a política monetária e seus efeitos e principalmente da própria experiência dos Bancos Centrais pelo mundo. Conforme Bancos Centrais cometem erros, economistas e formuladores de política econômica aprendem mais sobre o que funciona ou não em termos de política monetária. A partir dessa experiência, usa-se aquilo que tem de mais avançado em termos de teoria e pesquisa econômica para formular o melhor meio de conduzir a política monetária.

Os motivos teóricos que fazem o uso de uma regra um modo mais eficiente estão relacionados com a teoria das expectativas racionais e de rigidez de preços e salários. O

que faz a política monetária não Ter a eficiência desejada quando se quer trazer o nível de atividade de volta ao nível natural é a rigidez dos contratos e das expectativas da economia, pois a demora da mudança do nível de preços impede que o salário real volte para o seu nível de equilíbrio e assim a economia não volta a produzir no pleno emprego. Então a política monetária eficiente seria aquela que: primeiro não deixasse a demanda agregada flutuar muito e segundo quando esta flutuasse teria que da forma mais rápida possível trazer a economia de volta ao nível natural através da quebra de expectativas. Portanto, as duas características básicas da política monetária eficiente são: credibilidade e previsibilidade. Esta é justamente a vantagem de uma regra, ela dá ao BACEN a credibilidade necessária para que a política monetária surta efeito num prazo mais curto e diminui a incerteza dos agentes em relação a previsão não só das variáveis de política monetária mas também das variáveis macroeconômicas em geral. Assim sendo, a demanda varia menos em função dos agentes saberem com um maior nível de confiança qual será a reação do BACEN a uma determinada situação. Por exemplo, o consumo variará menos pois aquela incerteza sobre o comportamento futuro da inflação e do nível de atividade é diminuída com a regra de política monetária.

II.3 – A evidência

A evidência empírica mostra que políticas monetárias em que a taxa de juros de curto prazo responde de forma mais agressiva a variações da inflação em relação a uma média ou alvo e ao desvio do produto em relação ao potencial são aquelas que trazem maior estabilidade econômica em termos de estabilidade da demanda agregada e portanto são as mais eficientes. Um estudo da história da política monetária nos E.U.A feito pelo economista John B. Taylor mostrou que o grande ciclo de estabilidade da demanda agregada vivido pelos E.U.A hoje está relacionado a uma política monetária

em que a taxa de juros de curto prazo responde de forma muito mais agressiva a variações do produto e da inflação de seus comportamentos naturais do que tem feito em outras épocas da história da política monetária americana. Dessa forma quando há ameaça de um desemprego ou uma inflação prolongada, o FED usa a taxa de juros de curto prazo no sentido de trazer as variáveis de volta ao seu comportamento normal.

A regra de Taylor é baseada justamente em um guia no qual já fica definido a priori em quanto a taxa básica de juros será alterada quando uma das variáveis exógenas (desvio da inflação e do produto em relação ao seu comportamento de longo prazo) do modelo variar.

II.4 – A equação de Taylor

Com o que foi colocado acima pode-se agora estabelecer o formato da equação de Taylor que será utilizada nesse trabalho. Por motivo de simplificação, as questões referentes a lags e a forma funcional exata da equação serão deixadas para o capítulo que trata da estimação dos parâmetros para o Brasil. Logo, assumimos simplesmente que a equação tem a seguinte forma linear:

$$i = \pi + gy + h(\pi - \pi^*) + r^f$$

Onde:

i = Taxa de juros de curto prazo observada

π = inflação observada

y = desvio da variável de nível de atividade em relação ao seu potencial

π^* = inflação de longo prazo ou meta inflacionária do BACEN

r^f = taxa de juros real de longo prazo

É importante notar que temos um modelo de uma equação e uma variável endógena, a taxa de juros de curto prazo. Queremos estimar para o caso brasileiro, o quanto mudanças observadas no comportamento da inflação e do nível de atividade em relação ao seu comportamento de longo prazo influenciam ou explicam mudanças na taxa de juros de curto prazo. A taxa de juros de curto prazo por sua vez é de controle direto do BACEN e portanto essa relação de causalidade na verdade exprime o quanto e como o BACEN está reagindo a mudança naquelas variáveis através da sua política monetária. A regra de Taylor utiliza um critério no qual o BACEN reagiria de uma forma pré determinada a tais mudanças tanto do ponto de vista qualitativo quanto do ponto de vista quantitativo. Do ponto de vista qualitativo, a taxa de juros de curto prazo e a inflação teriam que ter uma correlação positiva assim como a taxa de juros de curto prazo e o nível de atividade. Quando, por exemplo, a inflação está alta demais em relação a meta, a taxa de juros de curto prazo tem que ser aumentada para colocá-la de volta na sua rota normal. Por outro lado, quando o nível de atividade está abaixo do seu potencial, a taxa de juros de curto prazo tem que ser diminuída de forma a colocá-lo de volta ao seu patamar de crescimento normal. Do ponto de vista quantitativo, as estimativas mostram que os parâmetros (g e h) segundo a regra de Taylor deveriam situar-se entre 0,5 e 1. Por exemplo, se a inflação se desviasse do alvo em 2%, a taxa de

juros teria que variar na direção condizente em 1%, quando se escolhe o coeficiente de reação igual a 0,5. Queremos então, testar a aderência da política monetária brasileira pós-real a tal condição.

No modelo existem aquelas variáveis que são consideradas constantes ou com crescimento constante ao longo do tempo: r_f , nível de atividade potencial e a inflação de longo prazo(ou meta de inflação).

A meta de inflação atualmente pode ser inferida dos objetivos do BACEN, já que ele explicitamente começou a trabalhar com o sistema de metas de inflação a partir de julho de 1999. Para o período anterior a julho de 1999, teremos que utilizar estimativas para a inflação média no período. Os pontos delicados do modelo que podem estar sujeitos a erros de estimação são justamente a taxa de juros real de longo prazo e o nível de atividade potencial.

Em relação a taxa de juros real de equilíbrio, sabe-se que sua estimação é difícil e quando se trabalha com estimativas erradas da taxa de juros real, a inflação observada acaba se desviando da meta de inflação. Por exemplo, se a estimativa da taxa de juros real utilizada for maior que a verdadeira taxa de juros real de equilíbrio, a inflação observada será sistematicamente menor do que a prevista pelo modelo e portanto a meta de inflação(que é fixa) será sistematicamente diferente da inflação observada. Isso ocorre porque o BACEN ao trabalhar com a estimativa da taxa de juros real maior do que a verdadeira, estará escolhendo taxa de juros de curto prazo sempre acima do patamar que prevaleceria se ele estivesse trabalhando com a estimativa certa para os juros reais. Portanto, nesse caso a política monetária será excessivamente apertada e a inflação observada excessivamente baixa.

Em relação ao nível de atividade potencial, a controvérsia é ainda maior pois sabe-se que o nível de atividade potencial varia ao longo do tempo por razões microeconômicas tais como: mudanças de legislação trabalhista, inovações tecnológicas, mudanças na composição etária da população e outras. Logo, o BACEN pode estar sub ou superestimando o nível de atividade potencial e sua política monetária pode estar pouco ou muito sensível ao nível de atividade, ou seja, a política monetária não será ótima em relação ao nível de atividade. Muitos economistas argumentam que o uso de regras de política monetária acaba levando o BACEN a fazer políticas monetárias excessivamente apertadas pois o crescimento do produto potencial na maioria dos casos é subestimado por não levar em conta possíveis ganhos de produtividade no futuro e portanto que a taxa natural de desemprego pode variar ao longo do tempo.

II.5 – A Derivação Formal da Regra de Taylor

A descrição acima nos possibilitou entender o significado dos parâmetros da regra de Taylor e o objetivo da estimação, mas é importante também formalizarmos matematicamente como é que se chega a equação para entendermos melhor o que está por de trás da regra.

O modelo que está por de trás da regra de Taylor é composto por duas equações: uma IS dinâmica e uma curva de Phillips aceleracionista. Essas duas equações podem ser descritas matematicamente da seguinte maneira:

$$(1) \quad y = -\beta r_{-1} + \lambda y_{-1} + \mu \quad \beta > 0 \text{ e } 0 \leq \lambda \leq 1$$

$$(2) \quad \pi = \pi_{-1} + \alpha y_{-1} + \varepsilon \quad \alpha > 0$$

Onde y é a diferença entre o produto observado e o potencial, r é o desvio da taxa de juros real observada em relação a média e π é a diferença entre a inflação observada e o seu nível médio.

Os parâmetros μ e ε podem ser interpretados como choques de demanda e oferta respectivamente. Por definição esses choques são imprevisíveis e portanto fora de controle da autoridade monetária.

Os formuladores de política monetária escolhem a taxa de juros que controlam depois de observarem os choques atuais μ e ε . É importante que no modelo entra a taxa de juros real mas na verdade o BACEN tem controle direto apenas da taxa de juros nominal. Contudo, como a taxa de juros real é igual a taxa de juros nominal mais a inflação pode-se assumir que indiretamente o BACEN pode definir uma taxa de juros real.

O modelo caracteriza fenômenos importantes. Variações no produto são persistentes, já que o produto hoje depende do próprio produto defasado em um período e assim há uma certa viscosidade para o produto se ajustar a um nível anterior. A inflação é inercial pois depende da própria inflação defasada em um período (esta pode ser interpretada como a inflação esperada) e o único modo que o BACEN tem para influenciá-la é através de políticas que mexem no produto (lembre-se que os choques de oferta estão fora do controle do BACEN). A política monetária através da taxa de juros

leva um período para afetar o produto. O produto por sua vez, demora um período para afetar a taxa de inflação. Portanto, juntando as duas defasagens, a política monetária demora dois períodos para afetar a inflação. Assim a relação captura o fato de que a política monetária afeta o produto de forma mais rápida do que a inflação.

Em parte da análise será útil Ter os valores padrões dos parâmetros do modelo. Para escolher α , o coeficiente da curva de Phillips, usa-se o fato de que a taxa de sacrifício para a redução da inflação é $1/\alpha$. Evidências plausíveis sugerem que a taxa de sacrifício é 2,5 implicando um α de 0,4. O coeficiente λ na IS deveria ser grande para denotar a demora do ajuste do produto a algum choque. Escolheu-se então um λ de 0,8 condizendo com estimações empíricas do produto com medidas de política monetária para os EUA. O β é assumido ser igual a 1 implicando que por exemplo um aumento de 1% na taxa de juros causará uma diminuição de 1% no crescimento anual do produto.

A derivação dos parâmetros ótimos deve ser feitas seguindo os seguintes passos. Primeiro, sabe-se que a taxa de juros influencia a economia porque ela determina o produto futuro esperado para o próximo período. Assim, da equação (1) tem-se que a expectativa do produto em $t + 1$ será dada pela seguinte equação, já que o parâmetro μ é imprevisível e portanto não é esperado:

$$(3) \quad E(y_{+1}) = -\beta r + \lambda y$$

Quais são as variáveis relevantes na determinação de $E(y_{+1})$? Fazendo uma inspeção das equações (1) e (2) verificamos que a existe apenas uma variável relevante que é $E(\pi_{+1})$. Esta por sua vez é definida por:

$$(4) \quad E(\pi_{+1}) = \pi + \alpha y$$

Assim sendo, o estado futuro da economia é determinado por $E(\pi_{t+1})$, $E(y_{t+1})$ e por choques futuros. O formulador de política monetária pode escolher $E(y_{t+1})$, considerando $E(\pi_{+1})$ como dado pois ele afeta inflação somente depois de dois períodos. Pode-se assumir que a relação entre (3) e (4) é linear o que acaba gerando a seguinte equação:

$$(5) \quad E(y_{+1}) = -qE(\pi_{+1}) = -q(\pi + \alpha y)$$

O parâmetro q é aquele que deve ser determinado(o qual será positivo). Combinando as equações (3) e (5) temos a seguinte regra para a taxa de juros:

$$(6) \quad r = (\lambda + \alpha q/\beta)y + (q/\beta)\pi$$

A equação é uma regra de Taylor pois a taxa de juros responde positivamente ao produto e a inflação.

Falta determinar q . Quando se minimiza a variância do produto e da inflação levando em consideração os parâmetros encontra-se a solução desejada. Quando o peso atribuído a variância da inflação torna-se pequeno, o valor ótimo de q aproxima-se de zero. Quando isto acontece, o formulador da política monetária está levando em consideração um produto futuro esperado de zero(ver a equação(3)). Quando, o peso atribuído a inflação aumenta, o q ótimo aumenta e tanto o coeficiente do produto quanto o da inflação também aumentam. Assim, quando o peso relativo da inflação aumenta, a

autoridade monetária está respondendo de forma mais agressiva a movimentos no produto ou inflação.

Portanto, os resultados acima determinam um intervalo de variação do q ótimo. Este está contido no intervalo entre 0 e $1/\alpha$. Substituindo os valores de q na fórmula do coeficiente de y em (6) veremos que este irá variar no intervalo entre λ/β e $(\lambda+1)/\beta$. Substituindo os mesmos valores extremos de q em (6) no coeficiente de π veremos que o coeficiente de π variará entre 0 e $1/\alpha\beta$. Há uma restrição entre os coeficientes pois existe uma ligação entre os dois em suas fórmulas. Por exemplo, se o coeficiente de π é x , o coeficiente de y será $\alpha x + \lambda/\beta$.

Agora nós temos uma fórmula na qual podemos achar um intervalo ótimo para os coeficientes da inflação e nível de atividade na regra de Taylor. Foi estabelecido anteriormente os parâmetros base $\alpha=0,4$, $\beta=1,0$ e $\lambda=0,8$. Substituindo esses valores na fórmula para o intervalo do coeficiente da inflação, $(0,1/\alpha\beta)$, acharemos que o coeficiente ótimo para inflação variará entre 0 e 2,5. Fazendo a mesma coisa para o coeficiente do produto veremos que seu nível ótimo variará entre 0,8 e 1,8. Coeficientes para ambas as variáveis fora desses intervalos não são ótimos.

É importante notar que o coeficiente do nível de atividade na verdade é maior do que 0,5 contrariando o que foi dito aqui antes e muitas outras estimativas. Mas qual é a explicação para o coeficiente do produto ser maior do que 0,5? Vamos supor que o coeficiente de y em (6) é 0,5. Lembre-se de que uma regra para a taxa de juros é equivalente a uma regra para a determinação do produto futuro esperado. Nessa regra (equação(5)) o coeficiente do produto é igual a $-\beta K_y + \lambda$ onde K_y representa o

coeficiente do produto na regra de juros. Se $K_y = 0,5$, então ao substituirmos esse valor no coeficiente do produto em (5) $(-\beta K_y + \lambda)$ acharemos um valor positivo para ele. Isso significa que existe uma relação positiva entre y e $E(y_{+1})$, ou seja um desvio do produto em relação ao seu potencial hoje faz com que o produto esperado para o próximo período se desvie na mesma direção: a taxa de juros não variou o suficiente para eliminar o desvio do produto e assim o desvio dura mais tempo através do efeito em y_{+1} . Essa persistência causa maiores flutuações do produto que por sua vez acaba por gerar maiores flutuações da inflação através da curva de Phillips. Este fato denota a ineficiência da política monetária, pois se K_y fosse tal que fizesse o coeficiente de y em (5) se tornar negativo, uma defasagem do produto hoje alteraria a expectativa na direção oposta. Por exemplo, ao verificar um produto acima do potencial hoje, os agentes esperariam um produto no próximo período abaixo do potencial, pois saberiam que o BACEN agiria de forma compensatória ao aumento do produto elevando a taxa de juros para um patamar suficientemente grande.

II.6 – Uma regra para a economia aberta

A regra derivada na seção anterior trabalhou com a hipótese de uma economia fechada. Podemos derivar uma outra regra relaxando tal hipótese. Para tal precisaremos adicionar mais uma variável e mais uma equação ao modelo. A variável é a taxa real de câmbio e a equação é a relação entre a taxa real de câmbio e a taxa real de juros. Podemos rescrever o modelo anterior da seguinte maneira:

$$(1) \quad y = -\beta r_{-1} - \delta e_{-1} + \lambda y_{-1} + \mu \quad \delta > 0 \quad \beta > 0 \quad \text{e} \quad 0 \leq \lambda \leq 1$$

$$(2) \quad \pi = \pi_{-1} + \alpha y_{-1} - \gamma(e_{-1} - e_{-2}) + \varepsilon \quad \alpha > 0$$

$$(3) \quad e = \theta r + v \quad \theta > 0$$

onde y é o desvio do produto em relação ao nível natural, r é o desvio da taxa real de juros em relação a média, π é o desvio da inflação em relação a média, e é o desvio da taxa de câmbio real em relação a média (ou a taxa de câmbio real de equilíbrio), μ e ε são respectivamente choques de demanda e oferta, v captura outras influências sobre a taxa de câmbio tais como: expectativas dos agentes, confiança do investidor e a taxa de juros externa.

A equação (1) é uma IS dinâmica de uma economia aberta. Como a IS do modelo anterior ela é afetada negativamente pela taxa real de juros do período passado, positivamente pelo produto do período passado e negativamente pela taxa de câmbio do período passado. No modelo um aumento de e significa uma apreciação cambial, portanto um $e-1$ maior significa uma pior balança comercial e um menor y .

A equação (2) é uma curva de Phillips aceleracionista para uma economia aberta. Além dos efeitos do modelo anterior, ela também capta o fato de a taxa de câmbio através do preço dos produtos importados influencia a inflação com um período de defasagem. É importante notar que como observado anteriormente a taxa real de juros demora dois períodos para afetar a inflação enquanto que a taxa de câmbio real demora apenas um período para afetá-la, portanto o modelo capta a visão comum de que o efeito-câmbio é mais rápido que o efeito-juros na inflação.

A equação (3) relaciona a taxa real de juros e a taxa real de câmbio. Um aumento na taxa de juros aumenta a atratividade dos títulos domésticos fazendo com que a moeda se aprecie (nesse modelo um maior e significa apreciação).

O BACEN pode escolher a taxa de juros real, mas olhando a equação (3) percebemos que ao escolher a taxa de juros real ele também está determinando uma taxa de câmbio real. Portanto podemos escrever qualquer regra para a escolha de r como uma regra para a escolha de e ou para uma combinação de r e e .

A principal característica do modelo é que a inflação pode ser influenciada por dois canais, a taxa real de juros e a taxa real de câmbio, sendo que o efeito da taxa real de câmbio (leva um período) sobre a inflação é mais imediato que o efeito da taxa real de juros (leva dois períodos). Portanto numa economia aberta, o BACEN dispõe de dois instrumentos para minimizar a variância do produto e da inflação.

Os valores base dos parâmetros utilizados são os mesmos do modelo anterior com $\lambda=0,8$; $\alpha=0,4$; e a perda de produto em função de um aumento de um ponto percentual na taxa de juros real é 1,0. Nesse modelo ,o efeito total da taxa de juros sobre o produto é $\beta + \delta\theta$. β é o efeito direto dos juros sobre o produto enquanto que $\delta\theta$ é o efeito indireto dos juros via câmbio (balança comercial) sobre o produto. Portanto estamos assumindo que $\beta + \delta\theta = 1$.

Para os novos parâmetros específicos de uma economia aberta assume-se as estimações empíricas para países de economia de pequena para média tais como: Canadá, Nova Zelândia e Austrália. Esses valores são: $\gamma=0,2$; $\theta=2$ e $\delta=0,2$. Esse valor de δ implica que $\beta=0,6$.

A partir dos valores base podemos derivar a regra e seus coeficientes eficientes. Agora, como o BC tem dois instrumentos de política, temos que primeiramente escolher um dos instrumentos para derivar a regra. Inicialmente escolheremos a taxa real de

câmbio. Substitui-se a equação (3) em (1) para eliminar r do modelo. Desloca-se os subscritos temporais em um período para passar a idéia de que políticas do BACEN hoje influenciam as expectativas em relação as variáveis econômicas no futuro. As seguintes equações são então encontradas:

$$(4) \quad y_{+1} = -(\beta/\theta + \delta)e + \lambda y + \mu_{+1} + (\beta/\theta)v$$

$$(5) \quad \pi_{+1} = \pi + \alpha y - \gamma(e - e_{-1}) + \varepsilon_{+1}$$

Ao escolher o e corrente, o formulador de política econômica tem que se preocupar com as seguintes variáveis do lado direito de (4) e (5): $\lambda y + (\beta/\theta)v$ e $\pi + \alpha y + \gamma e_{-1}$. O comportamento futuro da inflação é determinado por estas duas expressões, pela regra de escolha de e e por futuros choques. Desde que o modelo é linear pode-se mostrar que a regra ótima para e é linear para as duas variáveis do lado direito de (4) e (5):

$$(6) \quad e = m[\lambda y + (\beta/\theta)v] + n[\pi + \alpha y + \gamma e_{-1}]$$

onde m e n são constantes a serem determinadas.

Na equação (6) e depende de variáveis observáveis e de um choque não previsível v . Para eliminarmos o problema de termos uma variável aleatória no modelo, podemos a partir de (3) substituímos v por $e - \theta r$. Fazendo esta substituição e rearranjando os termos, temos:

$$(7) \quad wr + (1 - w)e = ay + b(\pi + \gamma e_{-1}),$$

onde $w = m\beta\theta/(\theta - m\beta + m\beta\theta)$

$$a = \theta(m\lambda + n\alpha)/(\theta - m\beta + m\beta\theta)$$

$$b = n\theta/(\theta - m\beta + m\beta\theta)$$

Esta expressão nos dá uma regra ótima para uma média de r e e .

Existem duas diferenças entre essa equação e a equação derivada para a economia fechada. Em primeiro lugar, enquanto na economia fechada o instrumento de ação do Banco Central era somente a taxa de juros, na economia aberta o instrumento de atuação é uma média de taxa de juros e taxa de câmbio.

A Segunda diferença é a presença do termo γe_{-1} junto com a inflação na regra. A explicação para tal fato é que numa economia aberta a inflação corrente no curto prazo é influenciada pela taxa de câmbio do período defasado via preço de importações. Então o termo $\pi + \gamma e_{-1}$ pode ser interpretada como previsão de inflação sob a hipótese de que o produto é mantido ao seu nível natural. Numa economia aberta a inflação mudará porque em algum ponto do tempo a taxa de câmbio voltará ao seu nível de equilíbrio. Por exemplo, se normalizarmos a taxa de câmbio real de equilíbrio em 0 e a taxa de câmbio do período passado foi maior do que zero (houve apreciação cambial), em algum ponto do período atual e_{-1} terá que depreciar e voltar ao seu nível de equilíbrio. Pela equação (2) isso fará com que a inflação aumente por γe_{-1} em algum ponto do período corrente. O termo pode ser interpretado como um filtro que capta a influência direta mas temporária do câmbio na inflação. Por exemplo, uma apreciação hoje faz com que a inflação diminua, mas em algum ponto do tempo o câmbio depreciará e fará com que a

inflação aumente novamente. Logo, no modelo o Banco Central tem que responder a variação da inflação ajustada pelo efeito de curto prazo do câmbio, $\pi + \gamma e_{-1}$. Esta nova variável será chamada de π^* .

O próximo passo consiste em derivar os parâmetros m e n ótimos na equação (6) minimizando a variância de y e π^* e formar a fronteira ótima de produção. A partir daí deriva-se os coeficientes ótimos a e b para cada combinação de w e $1 - w$. A definição de w pode ser feita baseada nos pesos relativos o câmbio e dos juros na IS, porém deve-se adicionar um peso um pouco maior para o câmbio em função do efeito direto sobre a inflação. Assim chega-se a um $w=0,70$ e $1 - w=0,30$. Outras combinações também podem se utilizadas. Para cada w minimiza-se a função objetivo $f(\text{Var}y, \text{Var}\pi) = \text{Var}(y) + k\text{Var}(\pi)$ e acha-se um peso k para a variância da inflação que torna a política ótima. A fronteira de possibilidades de produção conterá todos os pesos possíveis que o “policymaker” pode colocar em ambas as variáveis instrumentais(câmbio e juros). Por exemplo, para $w=0,50$ e $k=10$, teremos $a=1,67$ e $b=2,54$; para $w=0,63$ e $k=3$, teremos $a=1,51$ e $b=1,67$; para $w=0,70$ e $k=1$, teremos $a=1,35$ e $b=1,06$; para $w=0,73$ e $k=1/3$ teremos $a=1,24$ e $b=0,65$; para $w=0,74$ e $k=1/10$, teremos $a=1,14$ e $b=0,38$.

Para compararmos com o modelo anterior da economia fechada com o modelo da economia aberta temos que saber o coeficiente de resposta da taxa de juros no modelo da economia aberta. Note que um aumento de um ponto percentual na taxa de juros, o qual também aumenta a taxa de câmbio, aumenta nosso agregado($wr + (1 - w)e$) por um total de $w + \theta(1 - w)$. A divisão dos coeficientes de y e π^* por essa expressão nos dá a resposta de r a y e π^* -- que é análogo ao coeficiente da regra de Taylor da economia aberta. Por exemplo para pesos iguais na variância do produto e da inflação na função objetivo , a resposta dos juros ao produto é 1,04 e resposta a π^* é 0,82. Assumindo a

função objetivo correspondente para o caso de uma economia fechada , os coeficientes de resposta dos juros serão 1,13 para o produto e 0,82 para a inflação. Logo, o movimento da taxa de juros são similares nos dois casos.

III - A ANÁLISE DO CASO BRASILEIRO ATRVÉS DA ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS

III.1 – Um breve histórico da política monetária brasileira

Há dez anos era improvável para qualquer economista fazer um estudo sobre a eficiência da política monetária no Brasil, pois não existia uma relação normal entre demanda e oferta de moeda . O ambiente de indexação da economia tirava qualquer oportunidade dos condutores da política monetária influenciar a inflação . O Brasil foi um dos primeiros casos empíricos da comprovação da não existência do trade-off entre inflação e desemprego no longo prazo. A política recessiva de juros altos do começo dos 80 acabou por influenciar apenas o produto que caiu vertiginosamente enquanto que a inflação permanecia inalterada quando não crescente. Este fato histórico e estimacões empíricas mal sucedidas para a curva de Phillips no Brasil provavam que a indexação da economia fazia com que os agentes ajustassem preços e salários de tal forma rápida que a política monetária não tinha efeito sobre a inflação pois as expectativas sobre a inflação futura estavam inertes.

No começo dos anos 90, o objetivo da política monetária não estava condicionado a manter a inflação constante ou diminuí-la, tão pouco à manutenção do produto no nível de pleno emprego. O objetivo da política monetária era simplesmente evitar um

processo de hiperinflação que seria caracterizado por uma fuga para a moeda estrangeira. Assim sendo, o Banco Central se preocupava unicamente em criar instrumentos monetários que fossem substitutos da moeda estrangeira como poder de compra intertemporal, protegessem o público da inflação e financiassem o déficit fiscal do governo. O BACEN usaria essa tática até que condições institucionais surgissem para que o governo pudesse fazer um programa crível e eficaz de combate a inflação.

Até o meado dos anos 90 a situação não se invertia e o país vivia um ambiente de instabilidade econômica que travava o seu desenvolvimento. Foi nesse momento que entrou em vigor um dos mais (se não o mais) bem sucedidos planos econômicos da história do Brasil contemporâneo, o Plano Real.

Era sabido que o principal desafio para um programa de estabilização no Brasil consistia na falta de credibilidade do governo brasileiro em função de uma sucessão de planos fracassados no passado recente. Então, era necessário conquistar credibilidade em dois fronts: o externo e o interno. A confiança externa seria maior quanto maiores fossem os níveis de reservas e menores as necessidades de financiamento externo, o que evitaria pressões sobre o câmbio. A confiança interna dependia de uma reforma do estado brasileiro que fizesse com que este voltasse a ter capacidade de controlar seu déficit. Assim, a política monetária do BACEN não iria ser mais refém da incapacidade do executivo gerir suas contas.

Um fator importante para a credibilidade do plano em ambos os fronts era que a inflação imediatamente após a implementação do Real caísse para um nível pelo menos igual ao da inflação do resto do mundo. Isso impediria que o câmbio real se apreciasse em demasia e prejudicasse as contas externas e faria com que a desindexação plena da

economia fosse mais provável. Em julho de 1994 foi lançado um tripé de medidas que eram a base do plano: uma reforma monetária que através de um “truque” contábil desindexava a economia, uma medida provisória passada no congresso desvinculando receitas para possibilitar um melhor manejo do déficit público(fundo de estabilização fiscal) e uma abertura gradual da economia as importações com uma política cambial favorável a elas.

Com o sucesso inicial do plano(a inflação diminui violentamente após a troca da URV pela nova moeda, o Real), a confiança externa voltou e houve um grande influxo de divisas estabilizando o câmbio(houve uma forte apreciação cambial). A confiança interna era razoável mas havia ainda grandes incertezas em relação as reformas do estado(dificuldades políticas) e a desindexação plena da economia, já que ainda existiam instrumentos de política monetária indexados e uma legislação em relação ao mercado de títulos compatível com uma economia não inflacionaria não havia sido colocada em prática. Portanto, a credibilidade do plano ainda estava em período de gestação.

Junto com o sucesso do plano e a queda rápida e persistente da inflação, a confiança dos investidores externos em relação ao Brasil recrudesciu e assim tanto o fluxo de investimentos externos diretos quanto o fluxo de investimentos de portfólio aumentaram bruscamente. O Brasil viu-se com uma quantidade enorme de divisas e o BACEN passou a Ter duas escolhas: ou ele não esterilizava o influxo de dólares através da política monetária (o que colocava em risco o programa de estabilização) ou deixava o câmbio se apreciar e o fixava ,usando-o como mais uma fonte de garantia para o sucesso do plano de estabilização. O BC acabou optando pela segunda opção, na época com certeza a mais segura. O câmbio mais favorável as importações fez com que estas

crecessem bastante enquanto o volume das exportações recuava. Os produtores internos passaram a Ter menos poder de barganha pois vinham-se obrigados a competir com importações mais baratas e com maior acesso ao mercado. Esta então acabou tornando-se uma fonte a mais de controle de preços.

Depois desse início em que simplesmente deixou o câmbio apreciar e o fixou em um determinado patamar, o BC passou a utilizar uma nova política cambial a partir da crise mexicana do final de 1994 . Naquela época a instabilidade dos mercados em relação a América Latina provocou um ataque especulativo ao real. O BC passou a adotar um sistema de bandas cambiais de paridade ajustável que ao mesmo tempo que garantia a estabilidade cambial , era mais flexível que o regime anterior. Nesse novo sistema, o BC se comprometia a não esterilizar parte do influxo de dólares através de uma desvalorização gradual do real em relação ao dólar(7,5% ao ano). Esse sistema de banda cambial visava fazer com que ao longo do tempo as exportações brasileiras ganhassem competitividade lá fora e a balança comercial se recuperasse depois de naturais déficits que ela teria nos primeiros anos do real(até porque a indústria brasileira estava sucateada e era previsível e necessária a importação maciça de bens de capital com um câmbio favorecido). A política monetária continuou a ficar condicionada ao câmbio pois havia um intervalo explícito no qual este podia variar e o BC teria que intervir sempre que necessário quando este intervalo de variação do preço do dólar estivesse ameaçado de se romper. Ao longo do tempo o intervalo de variação da cotação da moeda era alterado no sentido da desvalorização colocando-se em prática a estratégia da desvalorização suave do câmbio.

Quando o mercado internacional de capitais não vivia nenhum tipo de crise de liquidez, a estratégia cambial e monetária brasileira cumpria bem o seu papel. O

problema é que quando havia volatilidade nas expectativas dos investidores estrangeiros e crises de liquidez internacional, os déficits em transação corrente ficavam ameaçados de não serem financiados. Para manter a paridade do câmbio e a sustentabilidade do saldo de transações correntes, o BACEN tinha que aumentar as taxas de juros para pagar o prêmio de risco pedido pelos investidores estrangeiros. O problema é que quando ele fazia isso penalizava em demasia a atividade econômica e ainda piorava outras variáveis macroeconômicas tal como o déficit fiscal, que tinha ligação positiva com o aumento da taxa de juros. Isso acabava por piorar expectativas em relação a sustentabilidade da própria política cambial, pois o déficit fiscal maior gerava mais desconfiança sobre a capacidade do BC em manter a política monetária vigente. É importante notar que a causação reversa também atuava aqui: a incapacidade do governo em manejar seu déficit e aprovar as reformas necessárias para um maior controle dele aumentava a percepção de risco por parte dos investidores externos e fazia com que o BACEN aumentasse a taxa de juros.

Essa estratégia de política monetária atrelada ao câmbio permaneceu até o começo de 1999, tendo passado por sérias dificuldades em 1997 (crise asiática) e 1998 (crise russa). Nestes dois momentos o real sofreu ataques especulativos, mas o governo conseguiu manter a paridade da banda cambial elevando os juros fortemente. No final de 1999 uma crise de confiança insustentável forçou o BACEN a abandonar o sistema de bandas e deixar o câmbio flutuar. A partir dessa data o BC passou a ter um maior grau de liberdade na condução da sua política monetária, pois ele poderia tirar (ou diminuir o peso relativo) de sua função objetivo variáveis ligadas ao setor externo e imprimir um peso maior a variáveis que influenciam de forma mais direta o bem-estar da sociedade, notadamente inflação e nível de atividade.

Depois de um período de transição entre fevereiro e julho de 1999, o BC implementa um novo método de condução da política monetária, o “inflation targeting”. Nesse método o BC coloca em sua função de reação exclusivamente a inflação, se comprometendo com um alvo explícito para a taxa de inflação anual. Esse alvo pode ser um valor pontual ou um intervalo no qual a inflação pode variar. As outras variáveis macroeconômicas não são levadas em consideração de forma direta mas apenas de forma indireta através da relação da inflação com o produto expressada pela curva de Phillips e da relação do produto com as outras variáveis macroeconômicas através da relação IS. Portanto, ao contrário do que pode parecer a primeira vista o sistema de metas de inflação não é uma defesa cega de um compromisso com a inflação. É um método no qual o BC está guiando a economia através de um modelo em que todas as variáveis macroeconômicas relevantes estão sendo levadas em consideração. Em função do mundo ser complexo e de difícil previsão, o BC se compromete publicamente apenas em manter a inflação num determinado patamar. Este objetivo gerará alguns possíveis cenários para as outras variáveis macroeconômicas relevantes e o BC tem plena consciência de todos esses possíveis cenários.

Resumidamente, no período relevante para esse estudo, podemos distinguir dois ciclos de política monetária: o primeiro de meados de 1994 ao início de 1999 e o segundo de julho de 1999 em diante (existe um período de transição entre os dois ciclos). O primeiro ciclo se caracterizou por um pequeno grau de liberdade na condução da política monetária especialmente quando havia crises internacionais de liquidez. O segundo ainda em gestação, pelo menos em teoria deve apresentar um maior grau de liberdade e uma política monetária mais agressiva a desvios da inflação e do produto em relação aos seus níveis naturais.

III.2 – Faz sentido tentar estimar uma regra de Taylor para o Brasil?

Com o que foi exposto acima, alguns poderiam perguntar se há sentido em estimar uma regra de Taylor para o Brasil nessa época, já que a função objetivo do BACEN pareceu estar condicionada a manter a sustentabilidade do plano real e a confiança externa através de uma política monetária condicionada a manutenção da estabilidade cambial.

Porém três ressalvas devem se feitas: primeiro, o processo de implementação e sustentação do plano real não foi marcado apenas por crises especulativas e conturbações internacionais. Houve épocas de calma durante o plano em que a política monetária pôde ser conduzida baseada em outros objetivos além da estabilidade cambial. Segundo, há uma ligação entre a taxa de câmbio e a taxa de juros. Portanto colocar um objetivo para a taxa de câmbio é indiretamente também Ter um objetivo (com um menor grau de liberdade) para uma taxa de juros diferente da taxa de juros internacional, já que o sistema tinha alguma flexibilidade por ser de bandas cambiais e não fixo. Terceiro, o câmbio tem uma ligação direta com a inflação no curto prazo através do preço dos bens importados e com a produção através da balança comercial. Portanto a variabilidade do produto e da inflação podem ser minimizadas com uma política cambial adequada. O que nós devemos testar é se a política cambial brasileira indiretamente cumpria esse papel ou não.

III.3 - A estimação dos parâmetros para o caso brasileiro: o problema do tamanho da amostra

Sabemos que o trabalho com amostra pequena traz problemas em relação a estimação dos parâmetros. Infelizmente esse é o caso deste trabalho. Por motivos explicados anteriormente, trabalharemos apenas com a amostra a partir do plano real até março de 2000. Trabalharemos com amostras trimestrais e mensais. Para tornar o número de observações o maior possível, trabalhar-se-á com observações mensais das variáveis, portanto o trabalho terá um total de sessenta e nove observações. Para aproveitar a divulgação dos dados trimestrais do produto do IBGE estimar-se-á outra regra de Taylor trimestral. Nessa estimação o número total de observações será de vinte e três. No final porém o número de observações acabará sendo menor em função da perda de algumas pelo uso de defasagens.

O problema é que as relações implícitas na regra de Taylor trazem componentes ligados a noção de longo prazo da economia. Noções como: nível de produto de longo prazo, taxa de juros real de equilíbrio, inflação de longo prazo e outros. Essas noções pressupõe que se pegue períodos longos de amostragem que sejam condizentes com o longo prazo. O problema é que no Brasil as estatísticas econômicas são muito pobres até o início dos anos 90 e também a política monetária não existiu como instrumento efetivo de política econômica durante muito tempo. Assim sendo, não faz sentido incluir o período anterior ao plano real na amostra.

Desde já, espera-se que problemas amostrais surjam, porém isso não impede de se tentar estimar uma equação de Taylor para o período em estudo.

III.4 – As variáveis escolhidas

Para estimarmos nossa equação temos que escolher entre as várias candidatas que existem para representá-las.

Para a taxa de juros de curto prazo existem várias taxas diferentes que poderiam ser escolhidas tais como: a interbancária, o CDC, a taxa de juros de cartão de crédito, a taxa de juros para pessoa física e outras. Porém nenhuma dessas taxas é determinada diretamente pelo BACEN e portanto podem estar sofrendo influência de variáveis exógenas que não são relevantes para o propósito do trabalho. Assim temos que escolher a taxa de juros primária da economia, aquela em que o BC tem o maior poder possível de determinação, esta taxa é aquela cobrada pelo BC no redesconto aos bancos(empréstimos para dar liquidez ao sistema bancário). No Brasil, essa taxa é chamada de Selic e é ela que utilizaremos como variável representativa da taxa de juros de curto prazo.

Para a taxa de inflação a escolha não se baseia em argumentos teóricos mas sim por questões práticas. Como se sabe, existem vários índices de preços representando diferentes cestas de bens. Índice por atacado, de varejo, de preços ao consumidor, de preços ao produtor e outros. O critério adotado aqui é simples: como o Banco Central adotou o IPCA(índice de preços ao consumidor amplo) como alvo no sistema de metas de inflação, também o adotaremos. Isso facilitará para acharmos medidas para o π^* (inflação média), já que por definição esta variável pode assumir o caráter de alvo de inflação por parte do BC.

O ponto mais delicado da escolha consistiu na determinação da variável que representaria o nível de atividade. De novo os candidatos são muitos: taxa de desemprego, produto, emprego, nível de ocupação da indústria, ipf (índice de produção física) e vários outros. Para tentar chegar a escolha de uma variável recorreu-se primeiramente a análise gráfica das variáveis ao longo do período amostral e vis-à-vis a taxa de juros de curto prazo. Depois olhamos para a magnitude e o sinal do coeficiente de correlação de cada variável candidata com a taxa de juros. Finalmente fizemos um teste de causalidade de Granger de cada variável candidata com a taxa de juros de curto prazo. Como estamos procurando uma relação onde as variações do nível de atividade determinam parte das variações na taxa de juros de curto prazo, teríamos que escolher aquela variável que fosse mais provável causar variações na taxa de juros pelo teste de causalidade de Granger. Infelizmente, o teste se mostrou falho para todas as variáveis (em todos os casos rejeitou-se a hipótese de que as variáveis ligadas ao nível de atividade causavam variações na taxa de juros de curto prazo a um nível de significância de 5%). Então mais uma vez buscou-se usar um critério de escolha que facilitasse a estimação dos parâmetros. Chegou-se a conclusão de que seria mais interessante o uso do IPF como variável representante do nível de atividade na estimação mensal, pois este está disponibilizado em séries longas do IBGE, é representativo de toda a produção física do país e é uma boa proxy para o produto. Para a estimação trimestral escolheu-se o PIB trimestral divulgado pelo IBGE.

III.5 – As especificidades da estimação para o caso brasileiro: a importância das variáveis ligadas ao setor externo na função de reação do Banco Central

Normalmente para estimar-se uma regra de Taylor simplesmente rodamos uma regressão onde a taxa de juros de curto prazo é a variável endógena e os desvios do

produto e da inflação são as variáveis exógenas. No caso brasileiro porém existiu no período uma correlação forte entre a manutenção da estabilidade cambial e a taxa de juros de curto prazo. Portanto, nós não podemos omitir as variáveis ligadas ao setor externo da equação considerando-as fixas quando na verdade nós sabemos que elas variaram e causaram mudanças na taxa de juros.

Logo, consideraremos na função de reação do BACEN variáveis que sejam ligadas a volatilidade das expectativas dos agentes em relação ao câmbio. Escolhemos três variáveis que representam tais expectativas: necessidades de financiamento externo, dólar futuro e DI futuro.

As necessidades de financiamento externo é uma variável que está diretamente ligada a sustentabilidade do balanço de pagamentos no médio prazo. Quando um país incorre em déficit em conta-corrente(que era o caso do Brasil na época), ele tem que financiar tal déficit via conta de capital através do aumento líquido de ativos domésticos sustentados por estrangeiros. Em épocas de crise de liquidez, o financiamento da conta corrente torna-se escasso e os agentes passam a por em dúvida se o país honrará seus compromissos internacionais. Logo, a capacidade do país honrar seus compromissos ficará condicionada ao nível de reservas que BC tem para honrar os compromissos do país no exterior. Porém ao mesmo tempo, essa fuga de capitais faz o BC queimar reserva pois uma banda cambial tinha que ser mantida no Brasil. Portanto, o país vivia um dilema de política monetária e cambial e isso fazia com que o prêmio de risco e a taxa de juros interna aumentassem para que o BACEN mantesse o câmbio fixo e a sustentabilidade de médio prazo da conta-corrente. Quanto maior fossem as necessidade de financiamento externo maior seria o prêmio de risco cobrado pelos investidores internacionais e portanto maior seria a taxa de juros doméstica de curto prazo.

O dólar futuro era uma variável ligada a expectativa direta dos agentes em relação a manutenção da banda cambial no Brasil naquela época. Quanto maior o dólar futuro maior seria a probabilidade que os agentes estariam atribuindo a uma possível desvalorização ou colocando em outros termos maior seria o prêmio de seguro cobrado por aqueles que estão oferecendo hedge cambial no mercado futuro. Portanto quanto maior o dólar futuro maior seria o prêmio de risco e a probabilidade de uma desvalorização no Brasil e assim maior teria que ser a taxa de juros doméstica para cobrir a paridade dos retornos esperados. No trabalho a variável dólar futuro foi calculada de forma a nos dar a expectativa de desvalorização dos agentes.

O DI futuro tem uma ligação indireta com as expectativas em relação ao câmbio pois ele reflete as expectativas quanto a taxa de juros futura. Quanto maior essa taxa, mais os agentes estão esperando complicações em relação a paridade cambial que farão com que o BC aumente a taxa de juros.

III.6 – O problema da frequência das observações

Como foi exposto acima no trabalho utilizei-me de duas frequências temporais diferentes. Estimou-se uma regra de Taylor com dados mensais e uma outra com dados trimestrais. Com os dados mensais pôde-se obter um número maior de observações e assim obter parâmetros mais significativos. Já com os dados trimestrais podemos utilizar o produto interno bruto trimestral estimado pelo IBGE e estimar seu potencial através de uma tendência linear e além disso os problemas de defasagens são menores.

III.7 – A estimação da inflação esperada

Para acharmos a inflação esperada utilizamos a mesma técnica em ambas as estimações(mensal e trimestral). Primeiramente rodamos uma regressão do IPC-A(o índice de inflação escolhido) contra todas as variáveis macroeconômicas relevantes para a formação das expectativas. Baseado no modelo macroeconômica utilizado pelo BACEN na modelagem do inflation targeting , levamos em consideração uma IS ou demanda agregada(equilíbrio IS-LM pois a taxa de juros é dada) e uma curva de phillips. Nessas relações observamos que a inflação é influenciada diretamente pelo câmbio e pelo produto na curva de phillips e indiretamente pela taxa de juros real através da relação IS(o juros real influencia produto que via curva de phillips influencia inflação). Os agentes econômicos conhecem essas relações e prevêm o comportamento da inflação baseados em estimativas delas. Assim o procedimento a seguir é rodar uma regressão do IPC-A contra o próprio IPC-A, a taxa real de juros, o produto e o câmbio todos defasados, pois logicamente os agentes só podem prever o comportamento de determinada variável baseado em valores defasados pois é justamente o valor observado no presente que os agentes estão tentando prever e portanto não se tem acesso ao valor presente da variável no momento da previsão. O máximo que os agentes poderiam fazer seria prever através de toda a informação disponível o comportamento das variáveis que influenciam o IPC-A e jogar esses valores como certos para tentar melhorar suas estimativas. Esse passo é ignorado no presente trabalho. Depois de rodar a regressão do IPC-A contra as variáveis defasadas, subtrai-se de cada valor observado do IPCA o valor do resíduo correspondente da regressão. A explicação é simples: o resíduo representa o comportamento do IPC-A que não era previsto pelos agentes. Quando subtrai-se do valor observado aquilo que não era previsto, temos justamente a parte do

valor do IPC-A que era prevista pelos agentes. Esta parte é definida como a expectativa em t-1 do valor para o IPC-A em t.

Com os dados trimestrais rodou-se a regressão do IPC-A contra as variáveis macroeconômicas relevantes defasadas em um período. Já com os dados mensais, defasou-se as variáveis macroeconômicas em três períodos em função das amostras serem coletadas num menor intervalo de tempo.

III.8 – A equação de Taylor da estimação com dados mensais

Dentre as muitas opções que se tinha para formas funcionais escolhi me basear naquela em que o Banco Central do Brasil usa na estimação do seu modelo macro para guiar a economia brasileira. É importante notar que foi feita uma alteração no sentido de incluir variáveis ligadas ao setor externo: o DI futuro e o dólar futuro.

A equação estimada foi a seguinte:

$$i_t = c + \gamma i_{t-1} + (1 - \gamma)(\chi h_t + \delta \pi_t + \phi \text{difuturo}_t + \theta \text{ussfuturo}_t)$$

Onde:

i_t : Logaritmo natural de(1 + Selic mensalizada)

i_{t-1} : Logaritmo natural de (1+ Selic mensalizada defasada em um período)

h_t : Logaritmo natural de (1+ hiato do produto em t); O hiato é definido por: produto potencial menos produto observado dividido pelo produto potencial.

π_t : Logaritmo natural de (1+ desvio da inflação observada em relação a inflação esperada em t).

$difuturo_t$: Logaritmo natural de (1+ Taxa di embutida nos contratos futuro de juros em t).

$ussfuturo_t$: Logaritmo natural de (1+ desvalorização projetada do dólar no mercado futuro em t).

Resultados das regressões:

Ao rodar a regressão acima não conseguimos resultados satisfatórios. O sinal do coeficiente do hiato mostrou-se correto de acordo com o que prevê a teoria, isto é, negativo. O coeficiente do desvio da inflação apresentou-se diferente do que a teoria prevê, negativo. É importante notar que a definição de hiato utilizada na estimação foi oposta aquela seguida na parte teórica da monografia, ou seja, definiu-se hiato como produto potencial menos observado e não o oposto. Portanto o sinal encontrado tem que ser oposto ao esperado na teoria que utilizou a definição de hiato como produto observado menos potencial. Sabe-se que quanto maior o hiato na nossa definição adotada, ou seja, quanto maior o produto potencial em relação ao produto observado, o BACEN deve abaixar a taxa de juros de curto prazo visando trazer o produto observado de volta ao seu comportamento normal aumentando-o.

O coeficiente de π_t estimado foi de $(1 - \gamma)\delta = -0.051251$, como $\gamma = 0.330717$, $\delta = -0.0765759$. Este coeficiente mostrou-se não significativo a um nível de 5%, além do sinal inverso ao que seria esperado na teoria.

O coeficiente estimado do hiato foi de $(1 - \gamma)\chi = -0.016273$, como $\gamma = 0.330717$, $\chi = -0.024314$. Este parâmetro mostrou-se significativo a um nível de 5% de significância.

Os coeficientes estimados do difuturo e da desvalorização projetada no mercado futuro tiveram sinais de acordo com a teoria. Dentre os dois, apenas o coeficiente do difuturo mostrou-se significativo.

Como a estimação não foi bem sucedida em relação ao parâmetro do desvio da inflação buscamos uma equação alternativa. Como o BACEN demora um tempo para perceber desvios do produto e da inflação e por motivos institucionais demora um pouco para reagir a esses desvios por meio da política monetária, podemos colocar defasagens nas variáveis hiato e desvio da inflação. No caso estamos trabalhando com dados mensais. Supomos que o BACEN demora dois meses para reagir a desvios do produto e da inflação. As variáveis de mercado futuro não foram defasadas pois o BACEN não precisa de estimativas de produto potencial e de inflação esperada para reagir contra suas variações. Portanto para essas variáveis a resposta do BACEN é mais rápida. Assim sendo, estimou-se a mesma equação anterior substituindo hiato e desvio da inflação por elas mesmas defasadas em dois períodos. Os resultados dessas novas equações foram muito bons, tanto o coeficiente do desvio da inflação quanto o do hiato do produto mostraram-se significantes e com o sinal de acordo com a teoria .

O coeficiente de $\pi(-2)$ foi igual a $(1 - \gamma)\delta = 0.263826$, sendo que $\gamma = 0.406356$, $\delta = 0.444418$. Note que este coeficiente está dentro do intervalo ótimo definido no capítulo II para o coeficiente do desvio da inflação. Lá definiu-se o intervalo $(0, 2.5)$ como ótimo. Portanto a partir desse resultado empírico podemos deduzir que a política monetária

brasileira no período do plano real foi eficiente no que diz respeito a desvios da inflação.

O coeficiente do hiato(-2) foi igual a $(1 - \gamma)\chi = -0.017166$, sendo que $\gamma = 0.406356$, $\chi = -0.02892$. Note que este coeficiente não está dentro do intervalo ótimo definido no capítulo II para o coeficiente do hiato. Mais uma vez eu lembro que a definição de hiato usada na estimação é oposta aquela trabalhada na parte teórica. Portanto os sinais do intervalo ótimo serão opostos aqueles encontrados na parte teórica da monografia. Esse intervalo seria então $(-0.8, -1.8)$. Note que o coeficiente $c(2)$ encontrado não pertence a tal intervalo. Isso dá indícios de que a política monetária durante o plano real foi pouco agressiva em relação a desvios do produto em relação ao potencial.

Como o dólar futuro mostrou-se com o sinal trocado e insignificante, procurou-se estimar uma outra regressão igual a anterior mas sem o dólar futuro. O intuito de se rodar essa nova regressão foi o de encontrar um modelo com um melhor poder de previsão. Nesse modelo os coeficientes χ e δ encontrados foram respectivamente iguais à -0.027758 e 0.477523 .

III.9 - A estimação do modelo com dados trimestrais

Algumas mudanças foram feitas quando utilizou-se dados trimestrais. Ao invés do IPF utilizou-se o PIB trimestral do IBGE como variável de nível de atividade. Para calcular o PIB potencial utilizou-se uma tendência linear e não mais o filtro HP. Como variável externa utilizou-se o coeficiente de passthrough que é definido como a primeira diferença $(t - t-1)$ do somatório do logaritmo natural do câmbio e do ppi.

Estimou-se primeiramente o seguinte modelo sem a utilização da variável externa:

$$i_t = \delta i_{t-1} + (1-\delta)[\alpha(\pi_t - \pi_t^e) + \beta h_t]$$

onde:

i_t : Logaritmo natural de(1 + Selic mensalizada)

i_{t-1} : Logaritmo natural de (1+ Selic mensalizada defasada em um período)

h_t : Logaritmo natural de (1+ hiato do produto em t); O hiato é definido por: produto potencial menos produto observado dividido pelo produto potencial.

π_t : Logaritmo natural de (1+ variação do índice de preços ao consumidor amplo).

π_t^e : Taxa de inflação esperada em t-1 para o período t.

Resultados das regressões:

Rodamos a regressão acima e os coeficientes estimados tanto para o desvio da inflação quanto para o hiato mostraram-se com o sinal de acordo com o que prevê a teoria, isto é, positivo para o desvio da inflação e negativo para o hiato. Porém ambos os coeficientes mostraram-se insignificantes. Para o hiato encontrou-se $(1-\delta)\beta = -0.004842$, $\delta = 0.77933$ e portanto $\beta = -0.0219422$. Para o desvio da inflação estimou-se $(1-\delta)\alpha = 0.174713$, $\delta = 0.77933$ e portanto $\alpha = 0.7917387$. Note, que como nas estimações

anteriores, o coeficiente do hiato está fora enquanto que o coeficiente do desvio da inflação está dentro dos respectivos intervalos ótimos estipulados no capítulo II.

Para tentarmos melhorar a significância dos parâmetros testamos formas alternativas para a equação. Na primeira colocamos o hiato defasado em um período e mantemos todo o resto da equação igual. A explicação teórica para tal fato é que o BACEN pode demorar mais para responder a desvios do produto pois as estimações do produto observado e potencial são mais complexas e incertas e portanto o BACEN é mais cuidadoso ao responder desvios do produto através da política monetária. O coeficiente do hiato(-1) mostrou-se significativo a um nível de confiança de 95%. O coeficiente do desvio da inflação permaneceu insignificante. Os coeficientes estimados para hiato(-1) e desvio da inflação foram respectivamente -0.8873756 e 0.7221875. Note que nesse caso ambos os coeficientes estão dentro do intervalo ótimo. Logo, por essas estimações a política monetária também seria eficiente em relação ao produto. Mas note que em todas as outras estimações o coeficiente do hiato mostrou-se fora do intervalo, o que faz com que se tenda a acreditar que a política monetária não foi eficiente em relação a desvios do produto em relação ao seu potencial no período.

Uma última estimação foi feita incluindo uma variável externa na estimação trimestral com o hiato defasado em um período. Seguindo de perto o modelo do BACEN incluiu-se como variável cambial a primeira diferença do somatório do logaritmo natural do câmbio e do ppi. Nesta estimação todas as variáveis mostraram coeficientes não significantes, exceto o hiato(-1) que teve um coeficiente significativo a um nível de confiança de 95%. Todos os coeficientes apresentaram sinal compatível com a teoria. Os coeficientes encontrados para hiato(-1), desvio da inflação e câmbio foram respectivamente -0.901021, 0.5421519 e 0.1106841.

III.10 – Testando a capacidade de previsão do modelo

Para testar como o modelo preveria o comportamento da taxa de juros durante o período amostral foi realizado o seguinte procedimento: pegou-se cada equação estimada com os respectivos coeficientes e substituiu-se os valores assumidos pelas variáveis exógenas durante o período para acharmos os valores previstos pelos modelos para a variável endógena (taxa de juros). Depois disso, num mesmo gráfico plotou-se os valores observados e os valores previsto pelos modelos para a taxa de juros.

Com os dados mensais pegamos apenas as equações com o hiato e o desvio da inflação defasados em dois períodos. Primeiramente analisamos a equação com o dólar futuro incluído. Depois, analisamos a equação sem o dólar futuro. Os gráficos com o comportamento da taxa de juros prevista versus taxa de juros observada nos dois modelos segue em anexo no apêndice gráfico denotados respectivamente por gráfico I e II.

As equações estimadas foram as seguintes:

$$i_t^* = -6.80E-0.5 + 0.406356i_{t-1} + (1-0.406356)(-0.017166h_{t-2} + 0.263826\pi_{t-2} + 0.057033difuturo_t - 0.200581ussfuturo_t)$$

$$i_t^* = 0.000589 + 0.435623i_{t-1} + (1-0.435623)(-0.01566h_{t-1} + 0.269503\pi_{t-1} + 0.043664difuturo_t)$$

O asterisco em i denota que ela não é uma variável observada e sim uma previsão baseada nos coeficientes estimados.

Uma característica interessante nos dois modelos é que o erro de previsão esteve sempre na mesma direção. No caso, os valores previstos estiveram abaixo dos valores observados em toda a amostra. Isso significa que se usarmos os modelos para a previsão saberemos que estaremos errando para uma determinada direção.

Já com os dados trimestrais pegamos primeiramente o modelo com a variável externa câmbio seguindo o modelo do Banco Central. Depois, pegamos o modelo simples sem a variável externa. Seguimos o mesmo procedimento anterior para chegarmos ao gráfico comparativo da selic prevista e observada ao longo do tempo. As equações estimadas foram as seguintes:

$$i_t^* = 0.011518 + 0.747805i_{t-1} + (1-0.747805)[-0.227233h_{t-1} + 0.136728(\pi_t - \pi_t^e) + 0.027914\text{câmbio}_t]$$

$$i_t^* = 0.011604 + 0.764305i_{t-1} + (1-0.764305)[-0.20915h_{t-1} + 0.170216(\pi_t - \pi_t^e)]$$

Os dois gráficos plotando o comportamento da selic prevista e observada em ambos os casos mostra uma trajetória mais volátil da previsão da selic em relação ao caso do modelo mensal. Ora a previsão se mostra acima do valor observado e ora se mostra abaixo do valor observado. Nesse caso não sabemos ao certo em que sentido erramos a previsão. Poderemos tanto estar super quanto subestimando o valor da selic na previsão. O modelo

com a variável câmbio e sem a variável câmbio são representados respectivamente pelos gráficos III e IV do apêndice gráfico.

CAPÍTULO IV – CONCLUSÃO

Este trabalho se propôs a fazer um estudo da política monetária brasileira no período pós-real através da estimação empírica de uma regra de Taylor para o Brasil. Apesar dos problemas relacionados ao tamanho da amostra conseguimos a estimação de pelo menos um modelo significativo quando trabalhamos com dados mensais. Este modelo foi aquele que se rodou a taxa de juros de curto prazo contra ela mesma defasada em um mês, o hiato do produto defasado em dois meses, o desvio da inflação defasado em dois meses e o difuturo sem defasagem. Neste modelo todos os parâmetros estimados se mostraram significantes ao nível de confiança de 95%.

Duas observações são pertinentes aqui. Primeiro, em todas as estimações consideradas o sinal coeficiente do desvio da inflação mostrou-se de acordo com a teoria e dentro do intervalo ótimo estipulado no capítulo II. Isto evidencia que no Brasil a política monetária mostrou-se agressiva em relação ao desvio da inflação. Isto não é surpreendente dado que o país vivia um esforço de consolidação da estabilização da economia e era de se esperar que o BACEN usasse a política monetária reativada pelo próprio plano real para manter a estabilidade da inflação. Além disso sabemos que o período foi marcado pela manutenção(ou tentativa de) de uma estabilidade cambial. Sabemos pela própria curva de phillips que existe uma ligação direta entre a estabilidade da inflação e o câmbio, um câmbio fixo ou que se desvalorizasse de uma

forma constante seria uma fonte de pressão a menos no nível de preços pois produtores internos continuariam sentindo a pressão da concorrência externa. Portanto concluímos que a política monetária tinha uma eficiência relativa em relação ao desvio da inflação dado um determinado peso relativo que o BACEN colocava na sua função de reação para o desvio da inflação. Segundo, com relação ao hiato do produto minha conclusão é diferente. O sinal do coeficiente se mostrou de acordo com a teoria, porém sua magnitude não se encaixou no intervalo ótimo estipulado no capítulo II. Isto significa que a política monetária brasileira no período não foi agressiva o suficiente em relação ao desvio do produto, ou seja, o BACEN no período não foi ativo o suficiente no uso da taxa de juros de curto prazo quando o produto se desviou do potencial. O que aconteceu no período foi que o BACEN não conseguiu fazer através da política monetária com que a expectativa em relação ao produto futuro variasse na direção oposta da sua situação presente. Por exemplo, um produto menor do que o potencial hoje fazia com que o produto esperado para o próximo período continuasse abaixo do potencial. Isto denota a ineficiência da política monetária pois havia uma persistência do comportamento do produto para uma determinada direção. O BACEN não se mostrava agressivo o suficiente para mudar as expectativas em relação ao comportamento do produto futuro para que um produto abaixo do potencial hoje significasse um produto esperado para o futuro acima do potencial e assim desvios do produto em relação ao potencial fossem menos persistentes. A explicação para esse comportamento da autoridade monetária consiste justamente no fato do condicionamento da política monetária a estabilidade cambial. Ao se preocupar em manter o sistema de bandas cambiais, o BACEN acabava por se tornar refém da volatilidade das expectativas dos agentes em relação ao câmbio. Assim em épocas em que a política monetária deveria ser mais agressiva em relação ao produto, principalmente quando este encontrava-se abaixo do potencial e uma diminuição da taxa de juros de curto prazo era requerida, o

Banco Central acabou ficando “impedido” de fazer a política monetária na direção requerida pelo maior hiato do produto (diminuição dos juros) dado que uma paridade da taxa de juros em que o prêmio de risco soberano tinha grande importância tinha que ser coberta e portanto muitas vezes quando a taxa de juros tinha que ser diminuída ela era mantida constante ou até mesmo aumentada.

As lições que esse estudo traz consigo é que o BACEN no Brasil ainda está em processo de estabelecimento de uma reputação junto aos agentes econômicos para que a política monetária ganhe uma maior credibilidade e dessa forma menos custosa para a sociedade. Durante muito tempo da sua história, o país ficou sem capacidade de fazer política monetária dado o ambiente inflacionário e de indexação. Quando a economia conseguiu diminuir a inflação, o BACEN precisou claramente escolher uma nova estratégia de política monetária e num primeiro momento optou por escolher uma âncora cambial para garantir o processo de estabilização. Depois de alguns períodos de turbulência onde a atividade econômica foi penalizada em nome da manutenção da banda cambial, o país acabou sendo forçado pelo mercado a mudar o regime cambial. Essa mudança de regime se por um lado tem no curto prazo um árduo caminho de transição, por outro abre uma oportunidade no médio e longo prazos para o país conseguir deslocar sua curva de possibilidade de produção para fora no que diz respeito ao trade-off entre estabilidade da inflação e do produto. Dessa forma, o BACEN agora tem um maior grau de liberdade na condução da política monetária pois não é obrigado a sustentar nenhum tipo de paridade cambial. Assim, ele pode responder de uma forma mais agressiva a desvios no produto e da inflação e o custo de oportunidade que ele terá pela frente quando quiser mais estabilidade de uma das duas variáveis será menor. Por exemplo, a quantidade de estabilidade de produto que ele irá Ter que abrir mão para

conseguir um pouco mais de estabilidade da inflação será menor em qualquer ponto da fronteira de possibilidade de produção.

O começo dessa transição foi a adoção pelo BACEN de um novo sistema de conduta de política monetária, o “inflation targeting”. Este novo método está de acordo com o que a teoria moderna e a prática da política monetária definem como conduta eficiente, pois o BACEN se compromete com uma regra explícita de política monetária e com isso tende a ganhar credibilidade junto aos agentes. Com o tempo, conforme o BACEN for ganhando credibilidade junto ao público e este passar a se adaptar e a acreditar no método e na independência do BACEN, o país irá cada vez mais deslocar sua curva de possibilidades para fora, melhorando cada vez mais o trade-off que a sociedade enfrenta entre volatilidade da inflação e produto. Infelizmente ainda não somos capazes de realizar nenhum tipo de teste estatístico para verificar a melhora no trade-off , dado que a amostra que temos para o período pós inflation targeting ainda é muito pequena.

Portanto, futuros estudos da estimação da regra de Taylor para o Brasil são importantes para que nós tenhamos uma base de comparação e possamos analisar o quanto em termos de eficiência de política monetária está sendo conseguida ao longo do tempo traduzidas em maior estabilidade da demanda agregada e da inflação. Conforme tenhamos uma amostra maior poderemos fazer testes de quebra estrutural do modelo para sabermos se os parâmetros estimados serão significativamente maiores em termos absolutos que no sistema anterior.

APÊNDICE GRÁFICO

Gráfico I - Selic - Previsão Mensal I

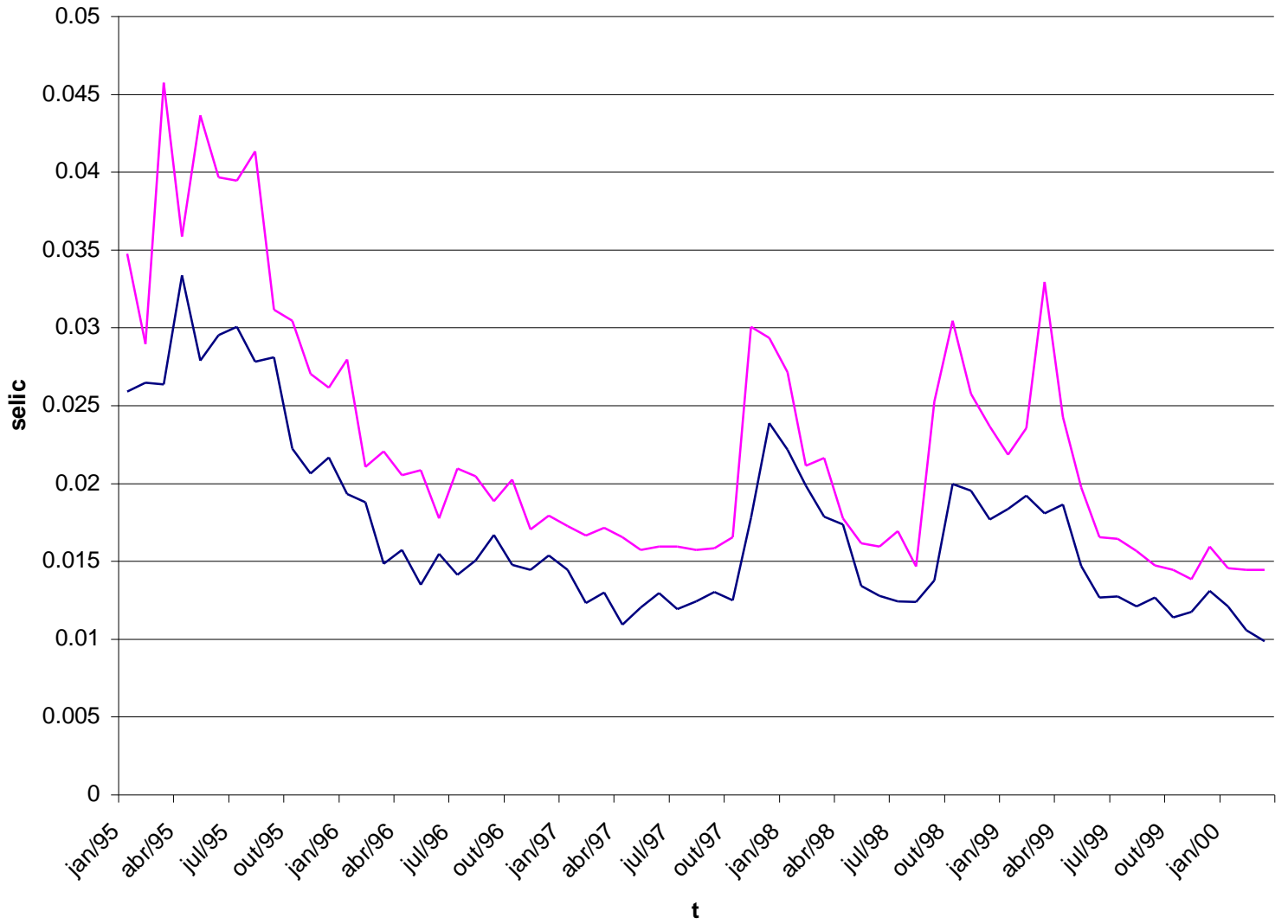


Gráfico II - Selic - Previsão Mensal II

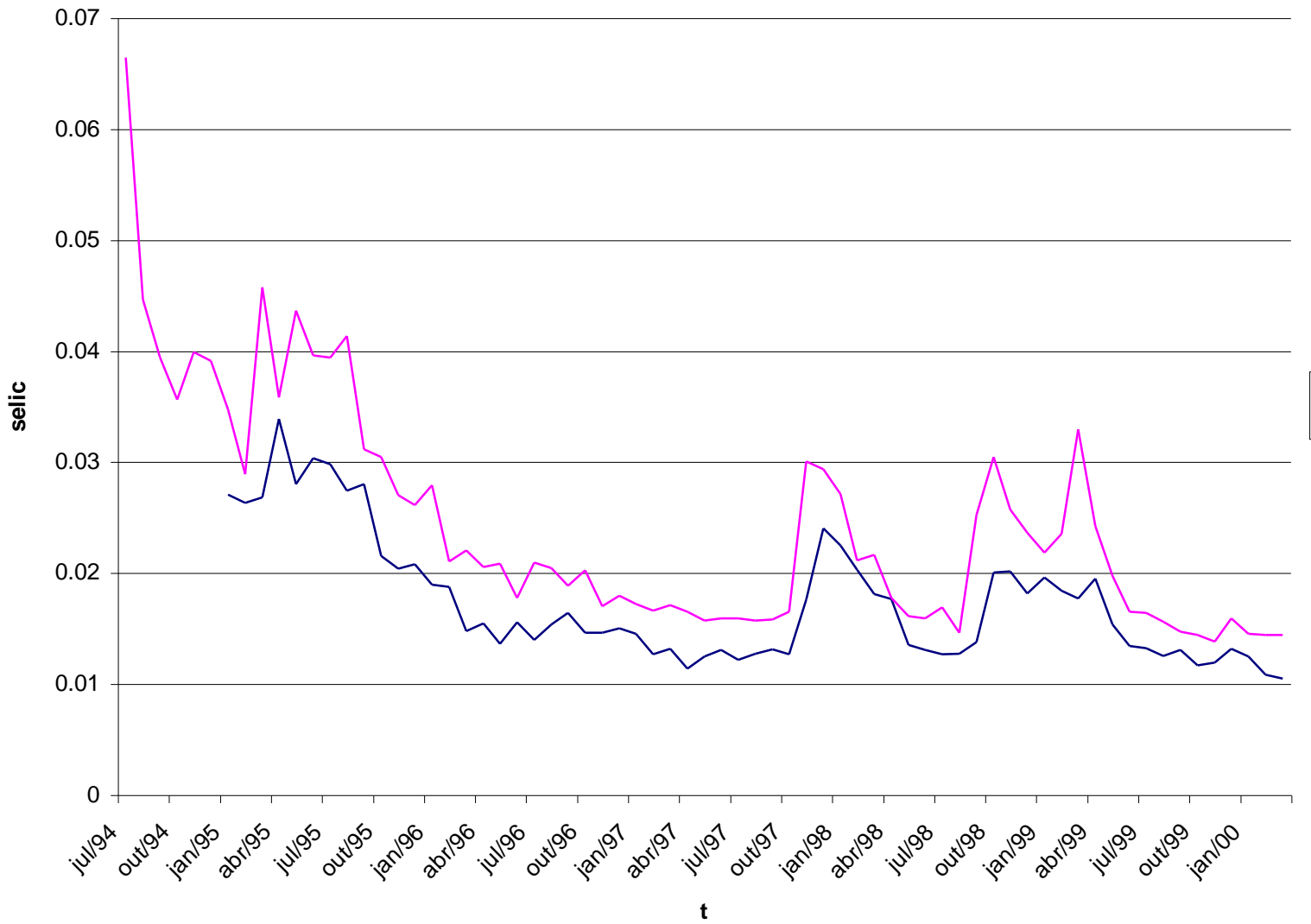


Gráfico III - Selic - Previsão Trimestral

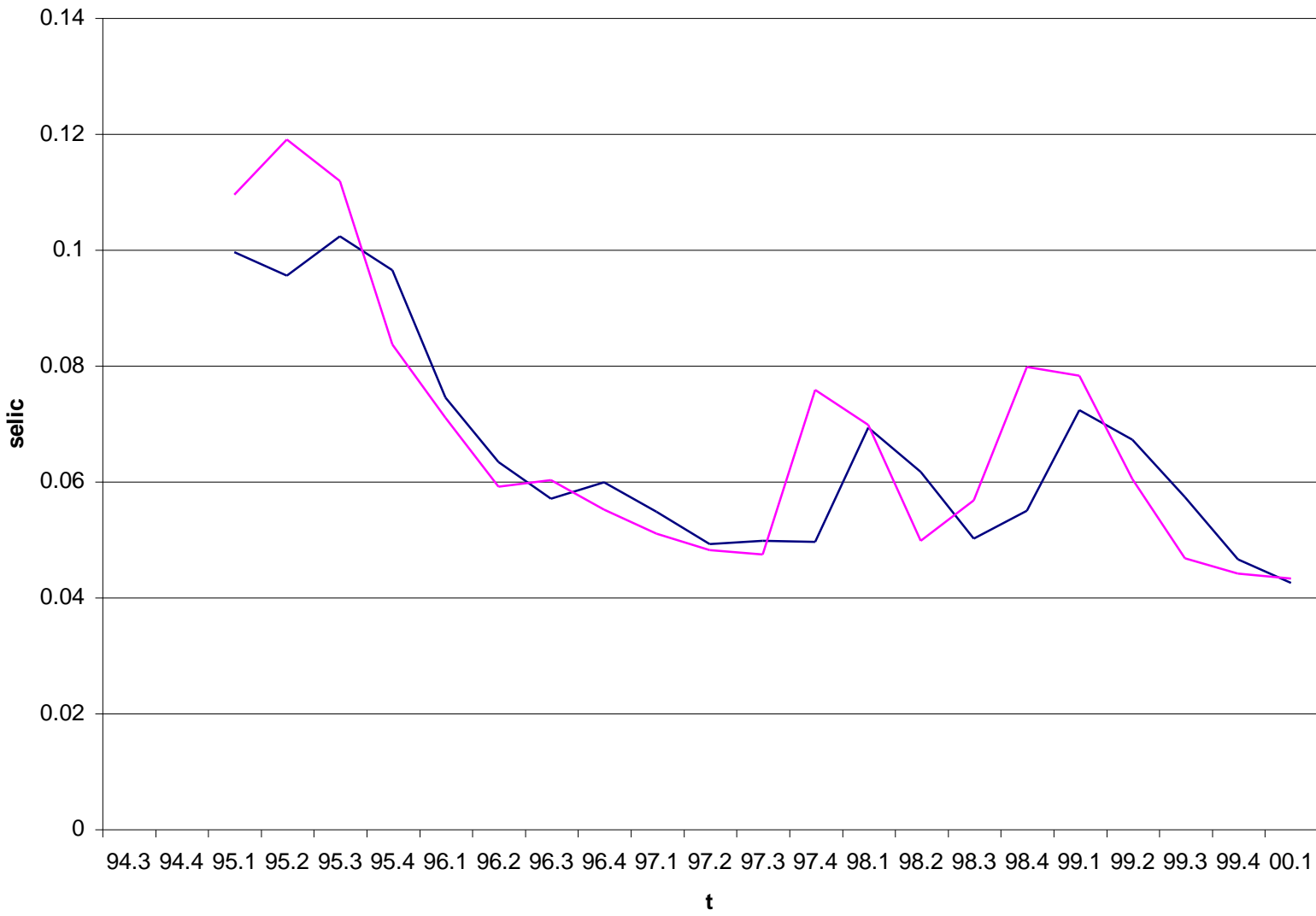
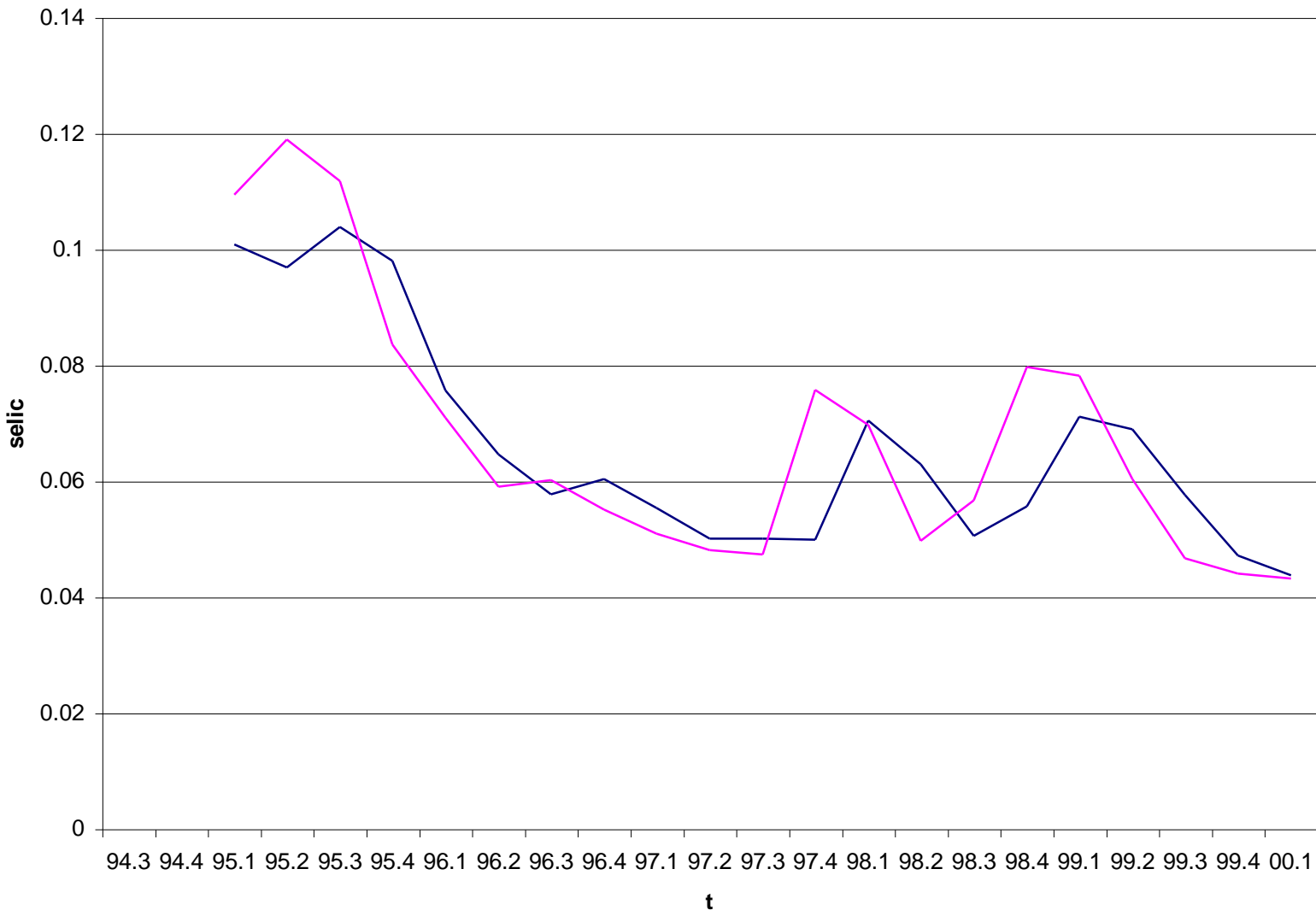


Gráfico IV - Selic - Previsão Trimestral II



APÊNDICE ESTATÍSTICO

Resultado das regressões – Principais Estatísticas

Estimações Mensais

TABELA I

Variável dependente: SELIC

Método: Mínimos quadrados

Data: 18/06/00 Hora: 20:46

Amostra(ajustada): 1994:11 2000:03

Observações Incluídas: 65 depois de ajustados os pontos finais

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0.000709	0.001489	-0.476219	0.6357
SELIC(-1)	0.462592	0.088274	5.240385	0.0000
HIATO	-0.016788	0.006516	-2.576326	0.0125
DESVIOINFL	-0.022484	0.129052	-0.174224	0.8623
DIFUTURO3M	0.054568	0.011505	4.743027	0.0000
USSFUTURO3M	-0.188790	0.130545	-1.446172	0.1534
R-quadrado	0.840949	Média da variável dependente		0.023054
R- quadrado ajustado	0.827470	Desv. Padrão da var dep.		0.008504
S.E. da regressão	0.003532	Critério Akaike info		-8.366040
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.000736	Critério Schwarz		-8.165328
Log máxima vero.	277.8963	Estatística F		62.39021
Est. Durbin-Watson	2.482952	Prob(Estatística F)		0.000000

Regra de Taylor Mensal I

Variável dependente - selic

Variáveis explicativas – selic(-1), hiato, desvio da inflação, difuturo e dólar futuro

TABELA II

Variável dependente: SELIC

Método: Mínimos quadrados

Data: 18/06/00 Hora: 20:46

Amostra(ajustada): 1995:01 2000:03

Observações Incluídas: 63 depois de ajustados os pontos finais

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	-6.80E-05	0.001431	-0.047524	0.9623
SELIC(-1)	0.406356	0.087331	4.653053	0.0000
HIATO(-2)	-0.017166	0.006109	-2.809932	0.0068
DESVIOINFL(-2)	0.263826	0.130635	2.019563	0.0481
DIFUTURO3M	0.057033	0.011219	5.083705	0.0000
USSFUTURO3M	-0.200581	0.129577	-1.547969	0.1272
R-quadrado	0.835370	Média da variável dependente		0.022532
R- quadrado ajustado	0.820928	Desv. Padrão da var dep.		0.008102
S.E. da regressão	0.003428	Critério Akaike info		-8.423036
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.000670	Critério Schwarz		-8.218928
Log máxima vero.	271.3256	Estatística F		57.84605
Est. Durbin-Watson	2.503409	Prob(Estatística F)		0.000000

REGRA DE TAYLOR Mensal II

Variável Dependente – Selic

Variáveis explicativas – Selic(-1), Hiato(-2), Desvio da Inflação(-2), difuturo e dólar futuro

TABELA III

Variável dependente: SELIC

Método: Mínimos quadrados

Data: 21/06/00 Hora: 10:56

Amostra(ajustada): 1995:01 2000:03

Observações Incluídas: 63 depois de ajustados os pontos finais

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.000589	0.001383	0.425862	0.6718
SELIC(-1)	0.435623	0.086280	5.048951	0.0000
HIATO(-2)	-0.015666	0.006104	-2.566526	0.0129
DESVIOINFL(-2)	0.269503	0.132146	2.039433	0.0460
DIFUTURO3M	0.043664	0.007246	6.025732	0.0000
R-quadrado	0.828449	Média da variável dependente		0.022532
R- quadrado ajustado	0.816618	Desv. Padrão da var dep.		0.008102
S.E. da regressão	0.003469	Critério Akaike info		-8.413603
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.000698	Critério Schwarz		-8.243513
Log máxima vero.	270.0285	Estatística F		70.02288
Est. Durbin-Watson	2.414868	Prob(Estatística F)		0.000000

Regra de Taylor Mensal III

Variável Dependete – Selic

Variáveis Explicativas – Selic(-1), Hiato(-2), Desvio da Inflação(-2) e difuturo

Estimações TrimestraisTABELA IV

Variável dependente: SELIC

Método: Mínimos quadrados

Date: 06/15/00 Time: 18:05

Amostra(ajustada): 1995:1 2000:1

Observações Incluídas: 21 depois de ajustados os pontos finais

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.012383	0.009321	1.328509	0.2016
SELIC(-1)	0.779330	0.123748	6.297736	0.0000
DESVIOINFL	0.174713	0.311624	0.560653	0.5823
HIATO	-0.004842	0.103164	-0.046931	0.9631
R-quadrado	0.723068	Média da variável dependente		0.067605
R- quadrado ajustado	0.674198	Desv. Padrão da var dep.		0.022766
S.E. da regressão	0.012995	Critério Akaike info		-5.678894
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.002871	Critério Schwarz		-5.479937
Log máxima vero.	63.62839	Estatística F		14.79564
Est. Durbin-Watson	1.486942	Prob(Estatística F)		0.000054

Regra de Taylor Timestral I

Variável dependente – Selic

Variáveis Explicativas – Selic(-1), Desvio da inflação e Hiato

TABELA V

Variável dependente: SELIC
 Método: Mínimos quadrados
 Date: 06/19/00 Time: 11:33
 Amostra(ajustada): 1995:1 2000:1
 Observações Incluídas: 21 depois de ajustados os pontos finais

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.011604	0.008119	1.429227	0.1711
SELIC(-1)	0.764305	0.108241	7.061124	0.0000
HIATO(-1)	-0.209150	0.091002	-2.298307	0.0345
DESVIOINFL	0.170216	0.268635	0.633632	0.5348
R-quadrado	0.788690	Média da variável dependente		0.067605
R- quadrado ajustado	0.751400	Desv. Padrão da var dep.		0.022766
S.E. da regressão	0.011351	Critério Akaike info		-5.949340
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.002190	Critério Schwarz		-5.750383
Log máxima vero.	66.46807	Estatística F		21.15019
Est. Durbin-Watson	1.605390	Prob(Estatística F)		0.000006

Regra de Taylor Trimestral II

Variável dependente – Selic

Variáveis explicativas – Selic(-1), Hiato(-1), Desvio da Inflação

TABELA VI

Variável dependente: SELIC
 Método: Mínimos quadrados
 Date: 06/19/00 Time: 12:13
 Amostra(ajustada): 1995:1 2000:1
 Observações Incluídas: 21 depois de ajustados os pontos finais

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.011518	0.008172	1.409400	0.1779
SELIC(-1)	0.747805	0.110530	6.765608	0.0000
HIATO(-1)	-0.227233	0.093848	-2.421283	0.0277
DESVIOINFL	0.136728	0.273019	0.500802	0.6233
CAMBIO	0.027914	0.031575	0.884069	0.3898
R-quadrado	0.798532	Média da variável dependente		0.067605
R- quadrado ajustado	0.748164	Desv. Padrão da var dep.		0.022766
S.E. da regressão	0.011425	Critério Akaike info		-5.901795
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.002088	Critério Schwarz		-5.653099
Log máxima vero.	66.96885	Estatística F		15.85423
Est. Durbin-Watson	1.822749	Prob(Estatística F)		0.000020

Regra de Taylor Trimestral III

Variável dependente – Selic

Variáveis Explicativas – Selic(-1), Hiato(-1), Desvio da Inflação, Câmbio

INFLAÇÃO ESPERADA

TABELA VII

Variável Dependente: IPCA
 Método: Mínimos Quadrados
 Data: 15/06/00 Time: 12:32
 Amostra(ajustada): 1995:1 2000:1
 Observações Incluídas: 21 depois de ajustado os pontos finais

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
JUROSREAL(-1)	0.306750	0.072742	4.216952	0.0007
HIATO(-1)	0.144894	0.099458	1.456835	0.1645
NFSP(-1)	-0.449415	0.174353	-2.577618	0.0202
IPCA(-1)	0.295403	0.152632	1.935398	0.0708
CAMBIO(-1)	-0.047063	0.032605	-1.443438	0.1682
R-quadrado	0.719592	Média da variável dependente		0.021733
R- quadrado ajustado	0.649490	Desv. Padrão da var dep.		0.018454
S.E. da regressão	0.010925	Critério Akaike info		-5.991221
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.001910	Critério Schwarz		-5.742525
Log máxima vero.	67.90782	Estatística F		10.26492
Est. Durbin-Watson	1.762128	Prob(Estatística F)		0.000258

Inflação Esperada com dados Trimestrais
 Defasou-se as variáveis explicativas em um trimestre.

TABELA VIII

Variável Dependente: IPCA

Método: Mínimos Quadrados

Data: 18/06/00 Hora: 12:24

Amostra(ajustada): 1994:11 2000:03

Observações Incluídas: 65 depois de ajustado os pontos finais

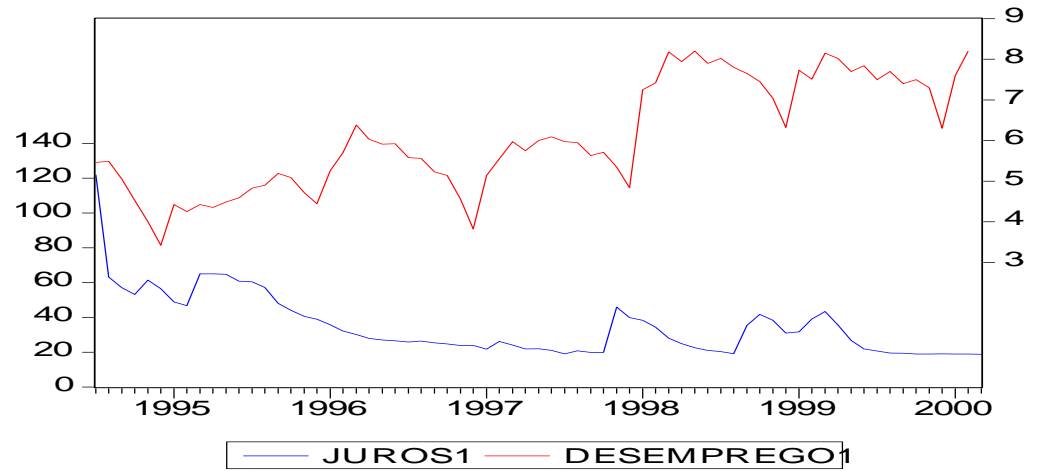
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
C	-0.001973	0.001955	-1.009014	0.3179
IPCA(-1)	0.742331	0.185355	4.004922	0.0002
IPCA(-2)	-0.252763	0.231125	-1.093618	0.2795
IPCA(-3)	0.139059	0.171363	0.811486	0.4210
JUROSREAL(-1)	0.194214	0.144353	1.345406	0.1847
JUROSREAL(-2)	-0.058117	0.165632	-0.350882	0.7272
JUROSREAL(-3)	0.107974	0.133664	0.807799	0.4231
NFSP(-1)	-0.021743	0.134662	-0.161461	0.8724
NFSP(-2)	-0.142312	0.215496	-0.660393	0.5121
NFSP(-3)	0.085942	0.148136	0.580153	0.5645
HIATO(-1)	0.013948	0.010072	1.384857	0.1724
HIATO(-2)	-0.016777	0.012646	-1.326690	0.1908
HIATO(-3)	0.014793	0.010749	1.376226	0.1750
CAMBIO(-1)	0.016180	0.016071	1.006765	0.3190
CAMBIO(-2)	-0.004548	0.016444	-0.276587	0.7833
CAMBIO(-3)	-0.009129	0.015710	-0.581094	0.5638
R-quadrado	0.758680	Média da variável dependente		0.007706
R- quadrado ajustado	0.684807	Desv. Padrão da var dep.		0.007053
S.E. da regressão	0.003959	Critério Akaike info		-8.015679
Somatório dos resíduos ao quadrado	0.000768	Critério Schwarz		-7.480445
Log máxima vero.	276.5096	Estatística F		10.26999
Est. Durbin-Watson	2.127383	Prob(Estatística F)		0.000000

Inflação Esperada Mensal

Defasou-se as variáveis explicativas em três meses

VARIÁVEIS CANDIDATAS A REPRESENTAR O NÍVEL DE ATIVIDADE

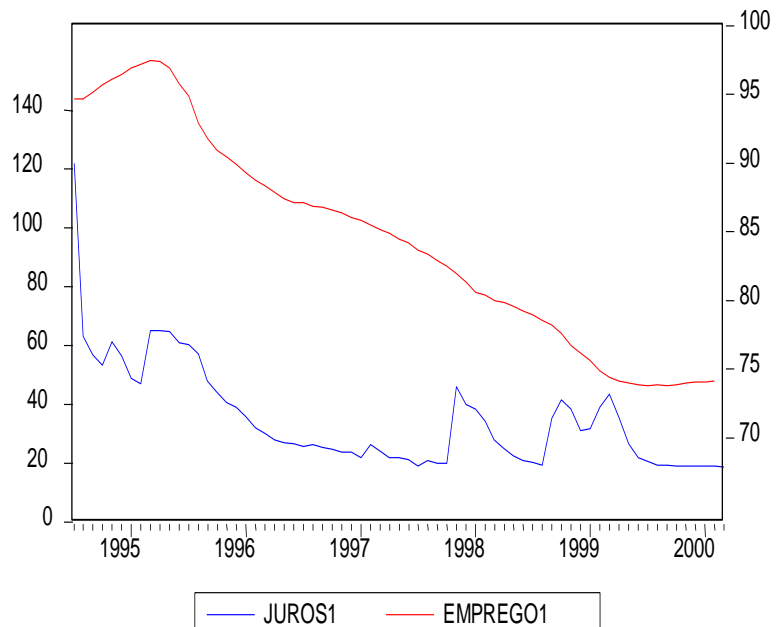
Gráfico – Juros x desemprego ao longo do tempo



Matriz de Correlação

JUROS1	DESEMPREGO1
1.0	-0.47
-0.47	1.0

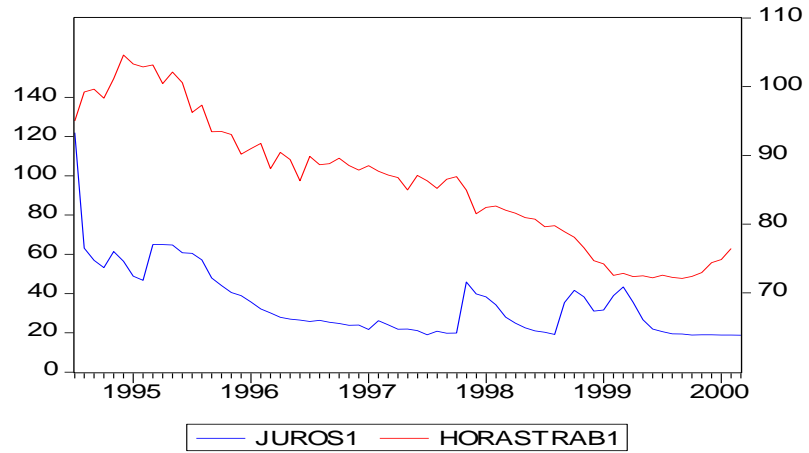
Gráfico – Juros x Emprego ao longo do tempo



Matriz de Correlação

	Juros1	Emprego
JUROS1	1.000000	0.660298
EMPREGO1	0.660298	1.000000

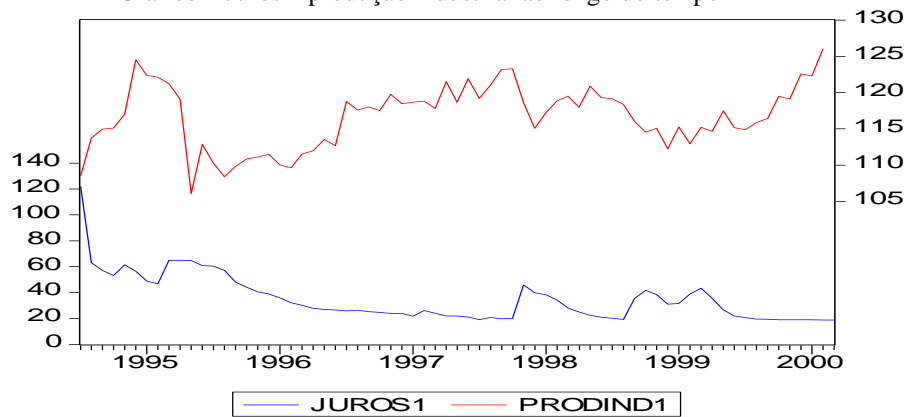
Gráfico – Juros x horas trabalhadas ao longo do tempo



Matriz de Correlação

	JUROS1	HORASTRAB1
JUROS1	1.000000	0.6200
HORASTRAB1	0.6200	1.000000

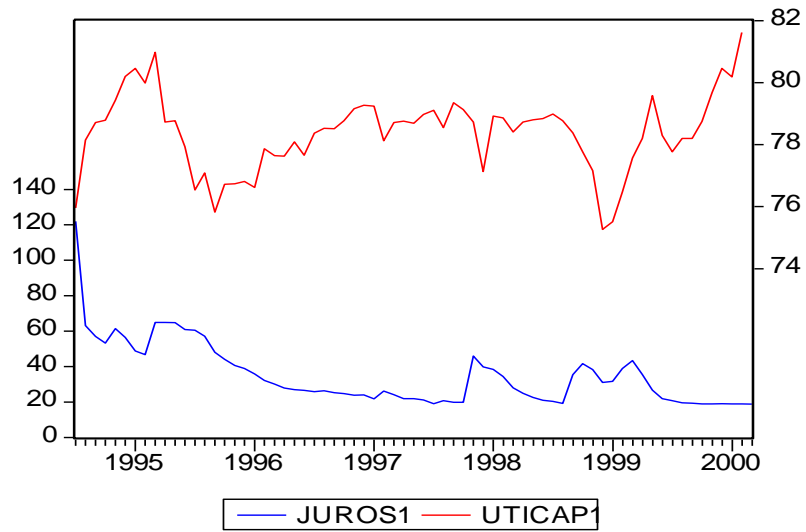
Gráfico – Juros x produção industrial ao longo do tempo



Matriz de Correlação

	JUROS1	PRODIND1
Juros1	1.000000	-0.449841
Prodind1	-0.449841	1.000000

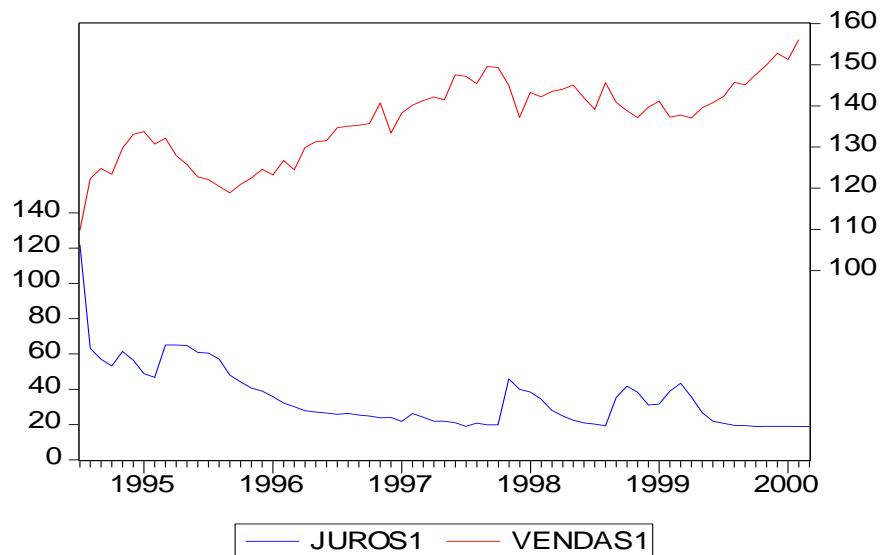
Gráfico – Juros x utilização da capacidade produtiva ao longo do tempo



Matriz de correlação

	Juros1	Uticap1
Juros1	1.000000	-0.256622
Uticap1	-0.256622	1.000000

Gráfico – Juros x Vendas ao longo do tempo



Matriz de Correlação

	JUROS1	VENDAS1
JUROS1	1.000000	-0.749788
VENDAS1	-0.749788	1.000000

	Juros	Emprego	Desemprego	Horastrab	Prodind	Uticap	Vendas
Juros	1.00	0.66	-0.47	0.62	-0.44	-0.25	-0.74
Emprego	0.66	1.00	-0.86	0.98	-0.25	-0.013	-0.76
Desemprego	-0.47	-0.86	1.00	-0.85	0.14	-0.014	0.59
Horastrab	0.62	0.98	-0.85	1.00	-0.15	0.087	-0.68
Prodind	-0.44	-0.25	0.14	-0.15	1.00	0.78	0.73
Uticap	-0.25	-0.013	-0.014	0.087	0.78	1.00	0.50
Vendas	-0.74	-0.76	0.59	-0.68	0.73	0.50	1.00

TABELA IX - Matriz de Correlação Geral

Comentários:

Percebe-se que em termos absolutos a variável de nível de atividade que tem o maior coeficiente de correlação com a taxa de juros são as vendas.

O sinal da correlação dos juros com as outras variáveis é positivo para: emprego e horas trabalhadas e é negativo para: desemprego, produção industrial, utilização da capacidade produtiva e vendas.

Em termos de causalção “normal”, ou seja, variações na taxa de juros causando variações nas outras variáveis, o sinal esperado seria positivo para desemprego e negativo para todas as outras.

Em termos de causalção reversa, ou seja, variações nas variáveis de nível de atividade causando variações na taxa de juros (função de reação do BACEN), o sinal esperado seria negativo para o desemprego e positivo para todas as outras.

Testes de Causalidade (Teste de Granger)

TABELA X

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Probab.
EMPREGO1 não causa por Granger	65	1.69588	0.17789
JUROS1			
JUROS1 não causa por Granger EMPREGO1		4.27557	0.00854

TABELA XI

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Probab.
DESEMPREGO1 não causa por Granger	65	0.61586	0.60750
Cause JUROS1			
JUROS1 não causa por Granger does not Granger		3.43950	0.02253
Cause DESEMPREGO1			

TABELA XII

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Probab.
HORASTRAB1 não causa por Granger	65	1.39926	0.25219
Cause JUROS1			
JUROS1 não causa por Granger HORASTRAB1		0.62939	0.59898

TABELA XIII

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Probab.
PRODIND1 não causa por Granger Cause	65	2.12251	0.10718
JUROS1			
JUROS1 não causa por Granger PRODIND1		1.70065	0.17689

TABELA XIV

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Probab.
UTICAP1 não causa por Granger JUROS1	65	1.67048	0.18331
JUROS1 não causa por Granger UTICAP1		1.83642	0.15060

TABELA XV

Hipótese nula:	Obs	Estatística F	Probab.
VENDAS1 não causa por Granger JUROS1	65	0.16032	0.92259
JUROS1 não causa por Granger VENDAS1		6.47371	0.00074

Observação: foi usado um lag de 3 períodos

Comentários dos testes:

Baseado nas estatísticas F, aceitamos a hipótese a um nível de que os juros causam emprego, desemprego e vendas a um nível de significância de 5%.

Baseados na estatísticas F, rejeitamos a hipótese de que os juros causam horas trabalhadas, produção industrial e utilização da capacidade produtiva a um nível de significância de 5%.

Todas as variáveis de nível de atividade são rejeitadas Ter relação de causa(causação reversa) com a taxa de juros a um nível de significância de 5%.

