

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**INFLUÊNCIA DAS TAXAS DE JUROS NA PRODUÇÃO – UM ESTUDO SOBRE O
SPREAD**

Autor: Elias A. Abifadel Junior

No. de Matrícula: 9715483

Orientador: José Henrique Tinoco

Julho de 2001

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

**INFLUÊNCIA DAS TAXAS DE JUROS NA PRODUÇÃO – UM ESTUDO SOBRE O
SPREAD**

Autor: Elias A. Abifadel Junior

No. de Matrícula: 9715483

Orientador: José Henrique Tinoco

Julho de 2001

“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”.

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

Dedico este trabalho

A minha mãe ,
Maria Angela que soube superar com louvor os desafios de ser mãe e pai ao mesmo tempo

Ao meu pai ,
Elias Abifadel que com certeza sempre iluminou meu caminho para que eu chegasse até aqui

A minha vó ,
Angela que me ensinou a ter fé acima de tudo

Ao meu padrinho,
Carlos Antonio sem seu incentivo eu não teria chegado até aqui

A Aninha ,
Pelo carinho e incentivo

Aos meus amigos,
Sem eles a faculdade não teria sido a mesma coisa

ÍNDICE

I – Introdução	1
II – Conjuntura nacional	2
III– Fatores que influenciam a disponibilidade de crédito	3
III.1) Evolução das taxas de juros e spread	3
III.2) Composição do spread	8
III.3) A Evolução Das Sociedades De Credito, Financiamento e Investimento, No Período Pós-Real	12
III.4) Efeitos da disponibilidade de Crédito Ao Consumidor	13
III.5) Taxas de juros, produto e inadimplência	14
III.5.A) Formação Das Taxas De Juros	14
III.5.B) O Papel Do Crédito No Mecanismo de Transmissão da política monetária	17
III.5.C) A taxa de juros , Investimento e a curva IS	19
IV – Evidências empíricas	20
V – Dados	23
VI – Modelagem e Testes Estatísticos	24
VI.1) Recolocando o problema	24
VI.2) Formulação do melhor modelo: metodologia Box & Jenkins	25
VI.2.A) . Postulação de uma classe geral de modelos	25
VI.2.B) Identificação do Modelo a ser estimado – tentativa 1	25
VI.2.B.1) Estimacão dos parâmetros do modelo	26
VI.2.C) Identificação do modelo a ser estimado – tentativa 2	27
VII – Conclusão	67

Apêndice	70
A.I) Produção Física Industrial	70
A.II) Taxa de juros real do tomador de empréstimos pessoa jurídica	76
A.III) Taxa nominal de juros para pessoa física	77
Bibliografia	79

I) Introdução:

Este trabalho tem por objetivo analisar a proposição da teoria econômica que relaciona o crescimento do PIB com a taxa de juros.

Todavia, essa relação se estende também para outras formas de medir o Produto. No meu caso, entendi por bem buscar compreender que variáveis explicam a produção física industrial.

Com esse intuito, busquei que variável de juros seria mais adequada. A taxa real de juros do Banco Central poderia ser um bom fator explicativo. Porém, uma grande parte do crédito fornecido às empresas e aos indivíduos tem como origem os Bancos de Investimento.

Daí pude observar a taxa de juros pela qual as empresas adquirem empréstimos em bancos como uma variável explicativa melhor do que a taxa de juros do Banco Central. Em um segundo momento, observar a taxa de juros nominal do tomador pessoa física, o que pode ser mais significativo do ponto de vista econômico.

No segundo capítulo deste trabalho, descrevo a conjuntura econômica nacional no presente momento, tentando caracterizar o cenário onde encontram-se os agentes que pretendo estudar.

Na terceira parte, tratarei dos fatores que influenciam a disponibilidade do crédito, atentando para sua evolução histórica, assim como para a formação do *spread* da taxa de juros. Analisarei também, a evolução das sociedades de crédito, financiamento e investimento, no período pós-real.

No quinto capítulo, farei um breve comentário sobre os dados utilizados.

No sexto capítulo será feita a modelagem estatística do problema.

No Sétimo capítulo temos as conclusões que foram extraídas a partir dos estudos realizados.

Um Apêndice será introduzido com a metodologia da série de produção física industrial do IBGE. Assim como as séries de dados usadas no trabalho.

II) Conjuntura Nacional

As taxas de juros brasileiras estão atualmente entre as mais elevadas do mundo. Isso deve-se, em parte, às condições macroeconômicas que caracterizaram o período recente, e que hoje começaram a reverter-se. No entanto, essa é só parte da explicação, pois a diferença entre as taxas de juros básicas (de captação) e as taxas finais (custo ao tomador), a qual denominamos de “*spread*”, também tem sido expressiva, como demonstram as taxas de juros cobradas nos empréstimos. Não obstante os *spreads* já terem caído relativamente aos picos observados em 1995, ainda permanecem em patamares bastante elevados.

Com a flutuação do real desde meados de janeiro passado e com a adoção do regime de metas para a inflação em 1^o de julho de 1999, criaram-se as condições institucionais para focalizar a política monetária em um objetivo, qual seja, o de assegurar a estabilidade dos preços. Diferentemente do que ocorria no regime que prevaleceu até o início do ano de 99, não há mais

necessidade de elevadas taxas de juros para equilibrar o balanço de pagamentos. A própria flutuação da taxa de câmbio auxilia na manutenção do equilíbrio externo dado que os ajustes se fazem de forma instantânea.

O Programa de Estabilidade Fiscal em curso desde o final de 1998, estabeleceu as condições para um regime fiscal consistente. Com isso, a austeridade fiscal proporcionada pelo programa tem contribuído expressivamente para aliviar as pressões inflacionárias e, por conseguinte, para restabelecer as perspectivas de crescimento econômico com estabilidade de preços.

Dessa forma, mantida a austeridade fiscal e dissipadas as incertezas iniciais decorrentes da assimilação, pela sociedade, do novo arcabouço da política monetária, abre-se espaço para trazer as taxas de juros básicas da economia a níveis mais reduzidos. No entanto, como mencionado anteriormente, o patamar de taxas de juros básicas explica, somente em parte, o elevado custo imputado aos tomadores finais.

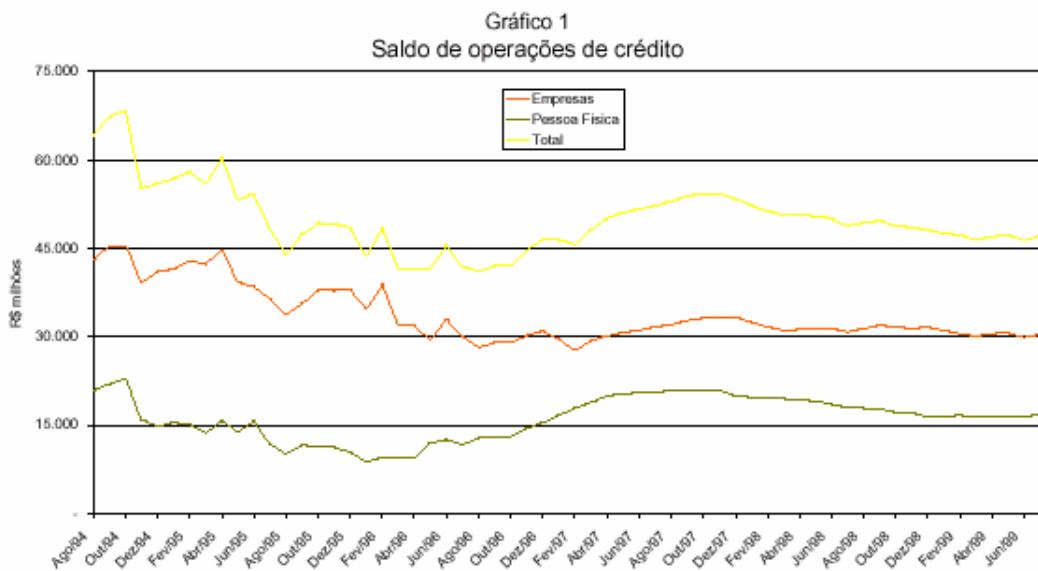
A perspectiva de queda nas taxas de juros básicas e de redução do *spread* bancário, com as medidas ora propostas, impulsionará a demanda interna. Isso ocorrerá a partir do aumento da oferta de crédito na economia, gerado, entre outros fatores, pelas recentes quedas nas alíquotas do compulsório sobre depósitos à vista e a prazo, e pelo maior estímulo à concessão de empréstimos em ambiente de economia em crescimento.

III) Fatores que influenciam a disponibilidade de crédito

III.1) Evolução das taxas de juros e spread

Uma apresentação inicial de dados referentes às taxas de juros de empréstimos do período recente é importante, principalmente para desmistificar alguns entendimentos quanto ao comportamento destas taxas. Grande parte dos indicadores de juros no Brasil baseia-se em informações isoladas de bancos ou empresas e não nas taxas efetivamente praticadas pelo mercado, desconsiderando a diversidade de operações de crédito, com volumes, prazos, garantias e tomadores diferenciados. Como veremos a seguir, essas taxas de juros no Brasil tem comportamento bem definido, ou seja, variações das taxas básicas de juros deslocam todo o espectro de taxas para o tomador final, mantendo a estrutura em “degraus” do custo das diversas operações de empréstimo.

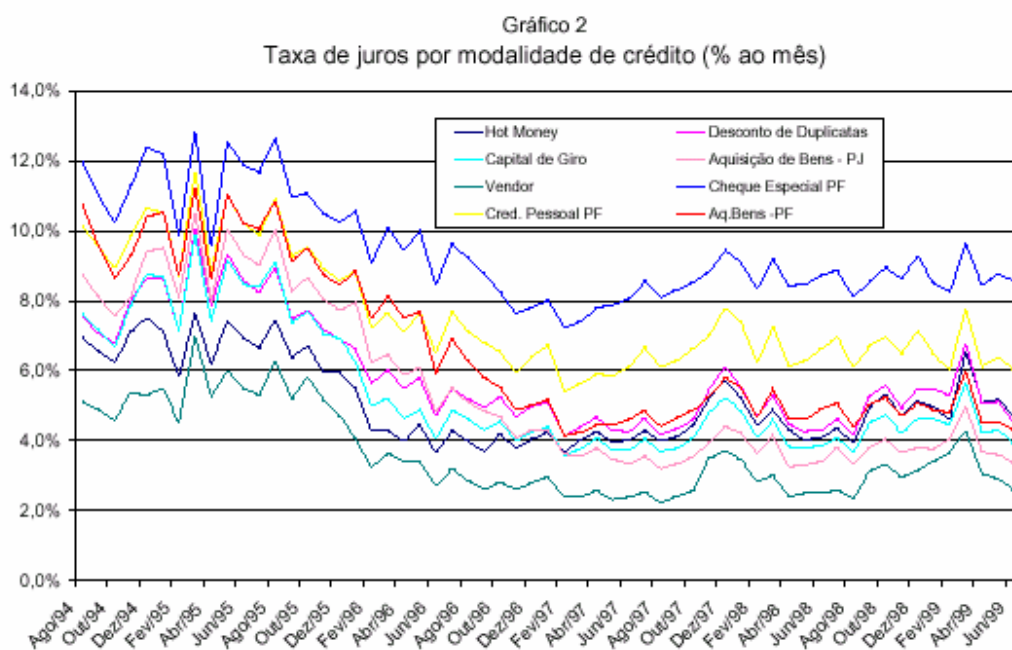
Neste trabalho, para a apuração da taxa de juros das operações ativas do sistema bancário foram excluídas todas as operações de empréstimo vinculadas a repasses de recursos oficiais e externos (operações de FINAME e Adiantamentos de Contratos de Câmbio, por exemplo), bem como operações de financiamento com taxas de juros estabelecidas pela autoridade monetária, especificamente o crédito imobiliário e o rural.



Fonte : Banco Central do Brasil

O saldo das modalidades de crédito acima recuou do pico de R\$ 68 bilhões em outubro de 1994 para cerca de R\$ 44 bilhões em agosto de 1995, voltando a crescer gradualmente até a faixa de R\$ 54 bilhões em novembro de 1997. Desde então, as operações de crédito passaram a exibir tendência de queda gradual e contínua até junho de 1999 (Gráfico 1).

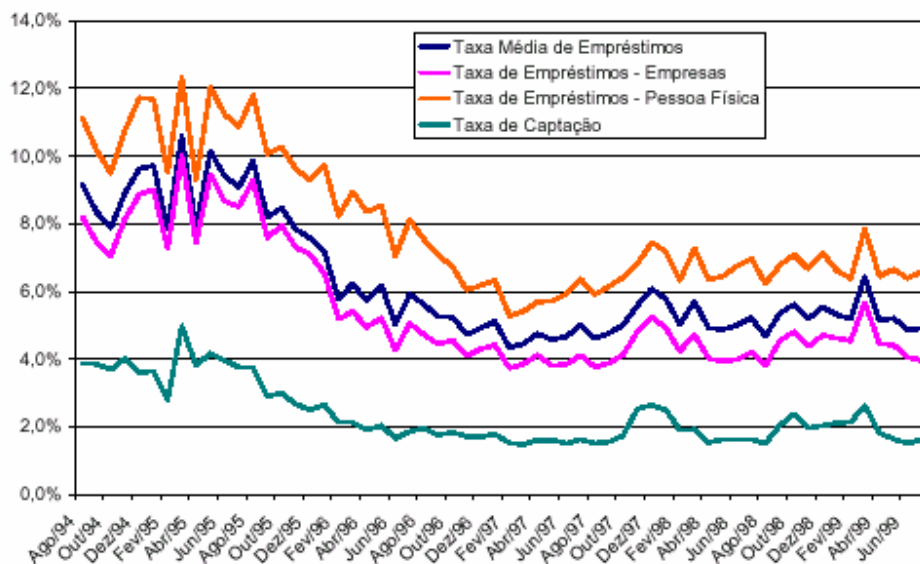
Por tipo de tomador, o saldo de empréstimos para pessoas físicas representava em junho passado 36% do volume de crédito, frente a 64% direcionado para pessoas jurídicas. Essas participações mantiveram-se estáveis nos últimos dois anos, embora na comparação com o período 1995-1996 as diversas modalidades de crédito para pessoas físicas tenham ganho importância na carteira de empréstimos das instituições bancárias - em janeiro de 1996, por exemplo, as pessoas jurídicas absorviam 80% do saldo de créditos (Gráfico1)



Fonte : Banco Central do Brasil

Em termos de volume de operações por modalidade de crédito, observa-se preponderância das operações de capital de giro, as quais representavam cerca de 29,5% do volume total de empréstimos bancários em junho de 1999. No mesmo mês, as operações de conta garantida somavam 19,5% do conjunto de empréstimos. Também importantes em termos de volume são as operações de crédito pessoal e cheque especial, com 15,1% e 11,4% do saldo total de empréstimos, respectivamente.

Gráfico 3
Taxa de juros de captação e empréstimo (% ao mês)



Fonte : Banco Central do Brasil

O Gráfico 2 apresenta a evolução das taxas de juros por modalidade de crédito. A simples inspeção visual do gráfico sugere que as taxas de juros por tipo de operação apresentam uma estrutura bem determinada. O conjunto de taxa de juros forma “degraus” a partir das taxas preferenciais, mais baixas, até as taxas com risco de crédito mais elevado. As taxas preferenciais referem-se a operações de vendar e de aquisição de bens de pessoas jurídicas, modalidades que se caracterizam por garantias reais, reduzindo o prêmio de risco. No extremo oposto, a taxa para

empréstimos de cheque especial é tradicionalmente a mais elevada entre os diversos segmentos.

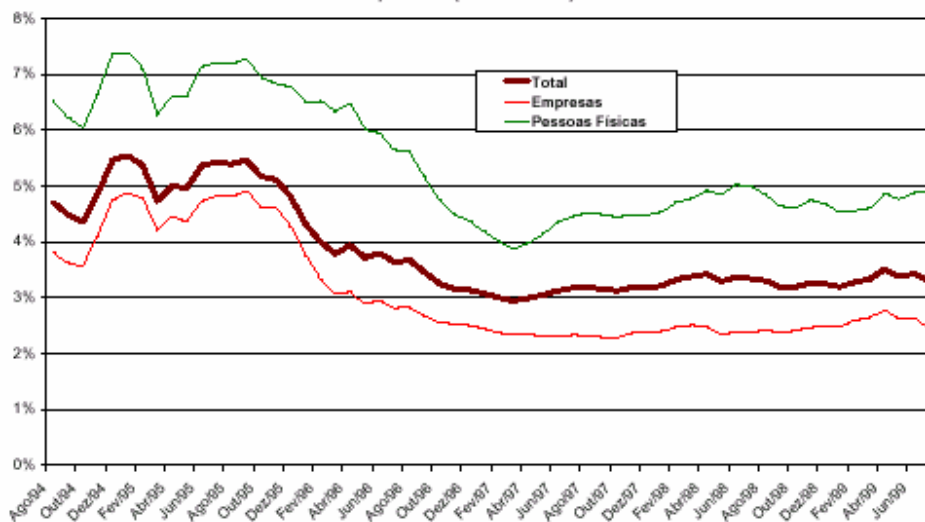
Com base no custo de crédito e nos volumes mensais por segmento, construiu-se a taxa média ponderada das operações ativas consolidadas do sistema bancário. Também construíram-se taxas médias de empréstimo para pessoas físicas e jurídicas. O resultado é exibido no Gráfico 3, que apresenta adicionalmente a taxa de captação dos bancos (taxa média dos CDBs emitidos pelo sistema bancário)

A taxa média de empréstimos e o custo de captação permitem estimar o spread bancário, apresentado no Gráfico 4 juntamente com o spread relativo a operações com pessoas jurídicas e com pessoas físicas. De acordo com esse gráfico, observa-se após o Plano Real um aumento do spread para níveis superiores a 5% ao mês no fim de 1994 e início de 1995.

No terceiro trimestre de 1995 o spread bancário inicia tendência de queda, com mais intensidade para as operações com pessoas físicas. Esta queda é devida ao fim dos compulsórios sobre determinadas operações ativas dos bancos. É interessante observar que a partir do segundo trimestre de 1997 o diferencial entre taxa ativa média e taxa de captação dos bancos volta a apresentar tendência de alta.

Finalmente, deve-se destacar que embora com leve tendência de elevação nos últimos dois anos em função do maior risco de crédito nas operações com pessoas físicas, o spread não mostra instabilidade decorrente de variações das taxas básicas de juros, a qual apresenta grande variação desde o último bimestre de 1997. Este fato mostra que o custo de crédito para as diferentes modalidades acompanha, em seus respectivos patamares, a taxa básica de juros.-

Gráfico 4
Spread (% ao mês)



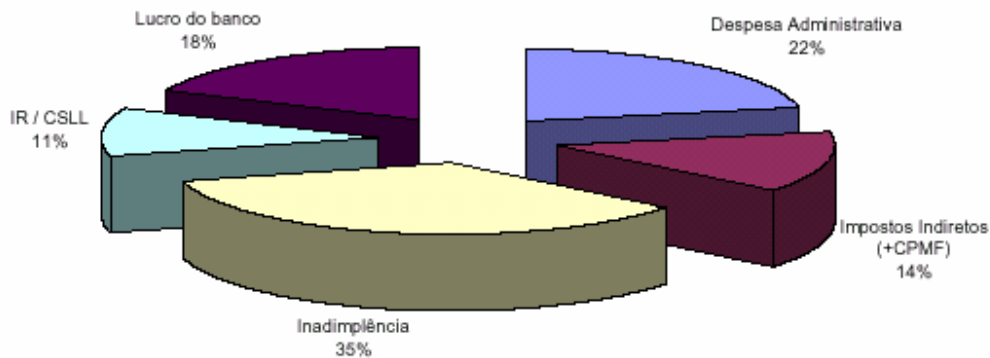
Fonte : Banco Central do Brasil

III.2) Composição do spread

Ao analisarem-se os dados agregados , conclui-se que a inadimplência é o custo que mais onera o spread bancário – a diferença entre a taxa de juros com que o banco capta seus recursos e aquela paga pelo tomador do crédito. Em termos médios, a inadimplência significa 35% do spread bancário no período mai-jul-99. Também importantes na composição do spread são os valores associados ao mark-up dos bancos:

despesas administrativas (22%), IR/CSLL (11%) e o lucro líquido (18%). Os impostos indiretos, inclusive CPMF (sobre a incidência dos diversos impostos e da CPMF ,em particular, representam 14% do spread bancário.

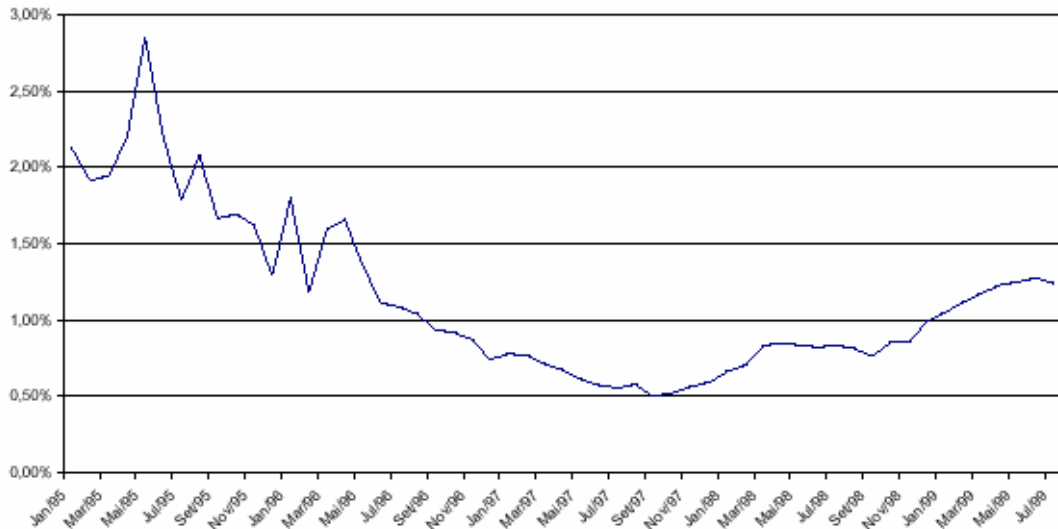
Gráfico 5
Composição do *spread*
média geral dos 17 bancos da amostra



Fonte : Banco Central do Brasil

O risco de crédito tem sido um fator determinante do elevado custo das operações de empréstimo, o que também explica a dificuldade ou mesmo a não concessão de empréstimos pelos bancos. Quando fazem operações de crédito, os bancos querem ter a certeza de receber de volta os valores emprestados, mais os juros pactuados, pois os intermediários financeiros têm obrigações para com os seus depositantes. Como essa certeza não existe, mesmo para clientes de primeira linha, os bancos sempre cobram um adicional a título de risco de crédito, ou seja, um valor associado à probabilidade de não receber o valor emprestado. Evidentemente, a avaliação do risco de crédito pode conter algum grau de arbitrariedade por conta da metodologia adotada. Mas, obviamente, a avaliação é mais cuidadosa nos empréstimos de elevado valor. Nos empréstimos de pequeno valor, de pessoas físicas, a avaliação é em geral padronizada, por tipo de operação, negando crédito a pessoas que não tenham uma renda mínima compatível com o empréstimo, ou das quais constem informações negativas em cadastros de proteção ao crédito. Nesses casos, visivelmente o risco de crédito é mais elevado, associado ao histórico de inadimplência passada do próprio instrumento.

Gráfico 6
Impacto mensal da inadimplência - geral



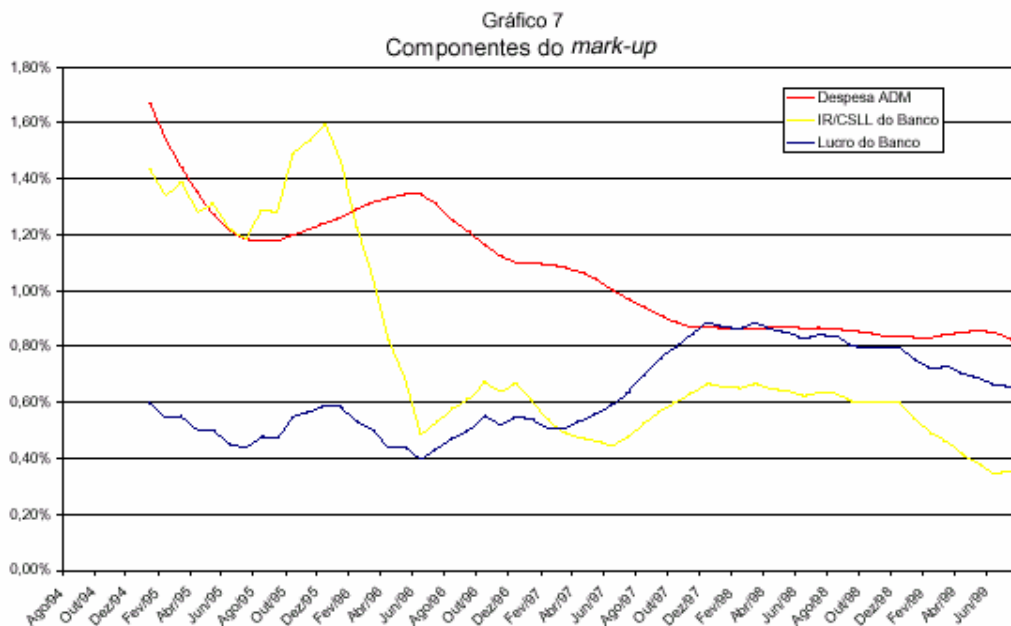
Fonte : Banco Central do Brasil

Os dados do período 1995/99, apresentados no gráfico 6, mostram impactos médios de inadimplência numa faixa que variou entre 0,5% e 2,2% do saldo dos empréstimos por mês, tendo atingido valores mais elevados logo após o lançamento do Plano Real e o choque de juros da crise do México (1995). Desde 1996 o risco de crédito assumido pelos bancos caiu bastante, tendo voltado a subir no final de 1997, com as turbulências internas e internacionais vividas desde então. Recentemente, com a redução dos juros e as perspectivas de retomada do crescimento econômico, já se observa uma discreta queda da inadimplência.

O adicional de juros cobrado pelo banco para fazer face a suas despesas administrativas e a margem de lucro (inclusive IR e CSLL) é uma parcela muito importante a explicar o spread bancário. As despesas administrativas representam hoje, em média, pouco mais de 0,8% ponto percentual ao mês sobre as operações realizadas, equivalendo a cerca de 22% do spread total. Este é ainda um montante muito elevado quando comparado a padrões internacionais, apesar destes custos já terem caído quase à metade do que foram logo após o Plano Real (mais de 1,5%

ao mês). Com origem no período inflacionário, refletem o superdimensionamento do setor, principalmente no que diz respeito ao número de agências, e a baixa alavancagem de operações de empréstimo no País.

O mesmo fenômeno do repasse aos juros ocorre com a remuneração do capital próprio, inclusive para pagamento dos impostos diretos (IR/CSLL). Tais valores apresentaram uma queda significativa desde 1996, em decorrência da redução das alíquotas do IR (de 25% para 15%) e de seu adicional (de 18% para 10%) seguida da queda da CSLL, a qual teve sua alíquota alterada de 30% para 12%. Ainda assim, continuam representando um impacto elevado na composição do spread. Na medida em que os bancos voltem a emprestar, aumentando as operações de crédito, é de se esperar uma redução do impacto dos custos administrativos e das margens de lucro no custo ao tomador.



Fonte : Banco Central do Brasil

No entanto, mesmo que aumente a eficiência do sistema bancário e a alavancagem das

operações de crédito, é impossível ir contra a realidade de que o custo administrativo será sempre percentualmente maior quanto menor o montante da operação. Existe um custo fixo de realizar a transação, que será sempre repassado ao tomador do crédito. Este custo é desprezível nas operações de elevado valor, mas importante em créditos de pequena monta, tipicamente empréstimos à pessoa física.

Com relação aos impostos indiretos, é preciso registrar que os seus impactos nas operações com pessoas físicas são mais elevados do que os verificados junto a empresas. Em termos médios, no mesmo período mai-jul-99, esse impacto tributário significa cerca de 0,82 ponto percentual ao mês nos empréstimos a pessoas físicas e 0,35 ponto percentual ao mês nas operações com empresas. A principal explicação para essa diferença é o IOF. Nestas operações, o tributo incide à razão de 0,499% ao mês (0,0164% ao dia) sobre o montante total da operação (equivalente a 6,0% a.a. para uma operação de 30 dias), e de 0,125% (0,0041% ao dia) para uma mesma operação de pessoa jurídica (1,5% a.a.). Os custos administrativos e o risco de crédito, normalmente mais altos nas operações de pessoas físicas, provocam a elevação da margem cobrada pelos bancos, ocasionando, por conseguinte, valores maiores de recolhimento de PIS e COFINS (cuja base de cálculo é o faturamento ou spread bruto).

III.3) A Evolução Das Sociedades De Crédito, Financiamento e Investimento, No Período Pós-Real

Em épocas de inflação alta, o mercado de crédito no Brasil não era muito desenvolvido. As financeiras e bancos não tinham como pré-fixar as taxas de juros e o tomador estava carente de linhas de crédito acessíveis.

Com a estabilização da economia através da implementação do Plano Real, no segundo

semestre de 1994, a capacidade de consumo aumenta, uma vez que o poder aquisitivo médio se eleva, a massa salarial se expande em termos reais e a desigualdade de renda diminui. Parte da massa de trabalhadores que, até então, ficava em segundo plano com seus rendimentos reduzidos pela inflação, foi incorporada à sociedade de consumo, aumentando o volume de vendas no varejo.

Com as mudanças no cenário econômico brasileiro, cresce o investimento no mercado de Crédito Direto ao Consumidor através das financeiras que oferecem uma gama diversificada de financiamentos possibilitando uma expansão do consumo, principalmente pelas classes populares.

III.4) Efeitos da disponibilidade de Crédito Ao Consumidor

A expansão do crédito ao consumidor, ao se constituir numa fonte de recursos para os consumidores, tem efeitos significativos na estrutura da demanda de consumo.

Ao reduzir a quantidade de dinheiro necessária para fazer compras, a concessão de crédito ao consumidor permite uma maior flexibilidade na distribuição do orçamento do consumidor entre pequenas compras ocasionais.

O consumidor acabará pagando o preço total do bem – além do lucro da financeira-, porém não precisa adiar a decisão de compra até que tenha acumulado a quantia necessária para fazê-lo.

Em outras palavras, dentro da idéia de flexibilidade no dispêndio, uma característica econômica importante da disponibilidade do CDC é que aumenta a capacidade do consumidor de

fazer compras sem uma previsão.

Enfim, a maior oferta de crédito ao consumidor parece contribuir em grande escala para mudanças nos padrões de consumo.

Sobre a demanda agregada, o primeiro impacto da disponibilidade de crédito ao consumidor se dá sobre a demanda de bens de consumo, na medida que concessões de crédito ao consumidor financiam dispêndios que não teriam sido feitos em outras circunstâncias.

Desta forma, se a disponibilidade de crédito ao consumidor permite ao público gastar maiores proporções da renda, pode sustentar níveis mais altos de demanda agregada do que se não existisse esse tipo de crédito. Em outras palavras, o CDC permite um aumento da propensão marginal a consumir.

Por outro lado, o primeiro impacto do aumento na demanda de bens de consumo atua através de efeito multiplicador produzindo um efeito sobre o nível final da demanda agregada maior que aquele produzido pelo primeiro impacto.

O efeito final, numa economia com capacidade ociosa e desemprego, como a brasileira, é um aumento do nível da demanda agregada, aumentando a produção de bens de consumo, expandindo o produto.

III.5) Taxas de juros, produto e inadimplência

III.5.A) Formação Das Taxas De Juros

A taxa de juros constitui-se no mais importante instrumento de política monetária. Através dela, a autoridade monetária afeta o nível de atividade econômica e de preços. Em virtude dos efeitos significativos que a taxa de juros provoca sobre toda a economia, a simples expectativa de mudança já é suficiente para causar efeitos econômicos.

Há na economia vários tipos de taxas de juros: taxas de poupança, taxas de empréstimo - como as do CDC -, taxas de financiamento etc. O Banco Central controla diretamente apenas a taxa de juros do mercado de reservas bancárias. É nesse mercado específico, que ele pratica a política monetária e influencia as demais taxas da economia.

Contudo, são as taxas de juros vigentes no sistema financeiro, em particular no sistema bancário, como taxas de aplicações financeiras, de empréstimo e de financiamento, que são relevantes para a economia. É com base nessas taxas que pessoas e empresas tomam decisões de poupança e investimento.

Elas dependem também de fatores fora do controle do Banco Central, como margens de lucro, risco de crédito e expectativas quanto ao desempenho futuro da economia, o que determina os spreads nas operações bancárias como já mencionado anteriormente.

A taxa de juros do mercado de reservas bancárias, a chamada taxa Selic, é definida através do fluxo das reservas bancárias, que são depósitos numa espécie de conta corrente dos bancos junto ao Banco Central.

É por meio delas que os bancos realizam transações entre si, em nome próprio ou de terceiros, e com o Banco Central. A característica principal das reservas bancárias é que elas constituem recursos imediatamente disponíveis.

Qualquer transação que ocorre no sistema bancário passa, necessariamente, pela conta Reservas Bancárias. A compensação de cheques e a compra e venda de moeda estrangeira, por exemplo. Vale observar que as reservas depositadas no Banco Central não rendem juros.

A demanda de reservas tem dois componentes: primeiro, os bancos são obrigados a manter no Banco Central um percentual sobre os depósitos à vista, o chamado depósito compulsório; segundo, eles precisam de reservas para realizar transações rotineiras. Por outro lado, a oferta de reservas provém exclusivamente do Banco Central, seja através de operações de mercado aberto, ou através do redesconto. Apenas o Banco Central pode afetar a liquidez do sistema como um todo, dado que operações entre bancos apenas representam troca de titularidade de reservas bancárias e não criação ou destruição das mesmas.

No gerenciamento diário de liquidez, geralmente, alguns bancos encontram-se em situação superavitária enquanto outros em situação deficitária. Desse modo, durante o dia eles trocam reservas entre si de forma a suprir necessidades opostas. Contudo, raramente o valor desse saldo é zero, ou seja, o sistema está sempre com sobras ou falta de reservas. Nesse caso, sem a atuação do Banco Central a taxa de juros cairia ou subiria; entretanto, devido à sua posição monopolista, ele tem o poder de fixar a taxa de juros do mercado de reservas.

Ele fixa a taxa de juros vendendo e comprando reservas a uma taxa de juros determinada.

A taxa de juros do mercado de reservas bancárias tem duas características básicas que a torna extremamente importante: a) é a taxa de juros que o Banco Central controla diretamente; e b) é a partir dela que as demais taxas de juros são formadas. É por isso que ela é chamada de taxa primária ou taxa básica de juros. Assim que o Banco Central a determina, as demais taxas são

afetadas indiretamente, por arbitragem.

A taxa de juros do crédito direto ao consumidor é formada a partir da taxa básica da economia, a SELIC. Quando uma financeira faz um empréstimo, na verdade ela trabalha com duas taxas: uma passiva e outra ativa. A taxa que o consumidor paga é a taxa ativa da financeira, a taxa passiva é aquela pela qual a financeira captou recursos no mercado. A diferença entre as taxas ativa e passiva é o spread da financeira.

Esse mecanismo funciona também como uma proteção, para a financeira, de bruscas oscilações nas taxas de juros do mercado, frutos de um choque externo, por exemplo.

Quando ela trabalha com duas taxas, ela se coloca numa referência *ceteris paribus* onde até o seu ganho, a exceção das perdas por inadimplência, é pré-fixado.

III.5.B) O Papel Do Crédito No Mecanismo de Transmissão da Política Monetária

Os principais canais de transmissão da política monetária são: taxa de juros, taxa de câmbio, preço dos ativos, crédito e expectativas. Ao afetar essas variáveis, as decisões de política monetária influem sobre os níveis de poupança, investimento e gasto de pessoas e empresas, que, por sua vez, afetam a demanda agregada e, por último, a taxa de inflação.

É importante ressaltar que a política monetária produz efeitos reais apenas no curto e médio prazos, ou seja, no longo prazo a moeda é neutra. O único efeito existente no longo prazo é sobre o nível de preços da economia.

Como foi dito acima, a simples expectativa de mudanças na taxa de juros já é capaz de produzir efeitos na economia, por exemplo, as demais taxas de juros podem começar a se ajustar antes mesmo do Banco Central mudar oficialmente a taxa de juros.

O canal de transmissão por intermédio das taxas de juros é o canal mais conhecido da política monetária. Ao subir a taxa nominal de juros de curto prazo, que é a taxa de juros que o Banco Central controla, o aumento se propaga por toda a estrutura a termo da taxa de juros, principalmente para as taxas de prazo mais curto, onde são verificados os maiores efeitos. Considerando-se que no curto prazo os preços são rígidos, a ação do Banco Central também eleva as taxas reais de juros.

Por sua vez, a taxa real de juros é a taxa relevante para as decisões de investimento. Dessa forma, ao elevar o custo do capital, a subida da taxa real de juros diminui o investimento, seja em capital fixo, seja em estoques. Por sua vez, a queda do investimento reduz a demanda agregada. Além disso, a subida da taxa real de juros também diminui o consumo de bens duráveis.

O canal de transmissão da política monetária mais importante para nosso estudo é o canal do crédito.

Ele pode ser representado aqui pelos empréstimos das financeiras e bancos. Ao diminuir a taxa de juros, e aumentar o volume de reservas na economia, o Banco Central permite que os bancos comerciais aumentem seus empréstimos assim como as financeiras. Esses empréstimos são particularmente importantes para as pequenas empresas - que não têm acesso direto ao mercado de capitais -, e para consumidores, na medida que expande a demanda agregada, como foi exposto acima.

Portanto, o canal de crédito incentiva os gastos com investimento e, além disso, pode ser importante também para o consumo das pessoas. No Brasil, em decorrência do elevado grau de incerteza da economia no passado, das elevadas alíquotas dos depósitos compulsórios e dos impostos incidentes sobre a intermediação financeira, esse canal de transmissão da política monetária tem sido bastante prejudicado. Contudo, à medida que a economia mantenha a trajetória de estabilização que permitiu o florescimento das financeiras, e volte a crescer, ele pode vir a ser ainda mais importante.

III.5.C) A taxa de juros , Investimento e a curva IS

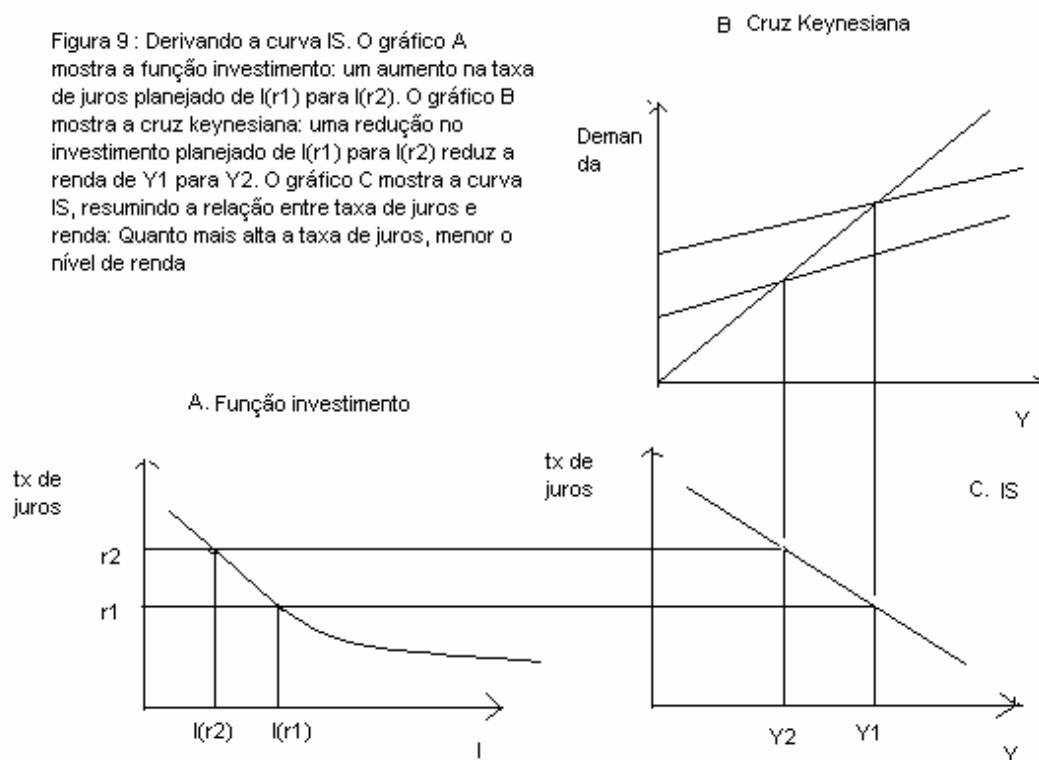
A cruz Keynesiana é uma primeira etapa no caminho para o desenvolvimento do modelo IS-LM. É útil porque mostra o que determina o crescimento da economia para qualquer nível de investimento planejado. Contudo, é simplista ao supor que o nível de investimento planejado seja fixo. De fato sabemos que o nível de investimento planejado depende da taxa de juros. Podemos representar o investimento incluindo a relação aí sua relação com a taxa de juros por :

$$I = I(r)$$

Como a taxa de juros é o custo de se tomar empréstimos para se financiar projetos de investimento, um aumento na taxa de juros reduz o investimento planejado. Podemos usar a função investimento e o modelo IS-LM para determinar como a produção varia quando a taxa de juros de aumenta. Como o investimento se relaciona inversamente com a taxa de juros, um aumento na taxa de juros de r_1 para r_2 , sendo $r_2 > r_1$, reduz o montante do investimento do $I(r_1)$ para $I(r_2)$. A redução no investimento planejado, por sua vez, desloca a função de despesa para

baixo. Portanto um aumento na taxa de juros diminui a renda (produto).

A curva IS resume a relação entre a taxa de juros e nível de renda a partir da função investimento e da cruz Keynesiana. Quanto mais alta a taxa de juros, menor o nível de investimento planejado e, em consequência, do nível de renda. Por isso, a curva IS se inclina para baixo como vemos na figura 9.



IV) Evidências Empíricas

Este capítulo não estava previsto nos primeiros rascunhos deste trabalho porém acredito

que todo este arcabouço teórico descrito ao longo dos três primeiros capítulos ficaria totalmente sem sentido e perdido no contexto deste trabalho se não fossem apresentadas evidências empíricas do que foi tratado até aqui.

Em momentos de recentes turbulências e instabilidade nos mercados mundiais e nacional ficou simples identificar, através dos meios de comunicação de massa (Jornais, revistas e televisão), notícias, baseadas em dados reais, sobre o tema tratado neste trabalho. Além disso observando o “modus operandi” de um famoso banco de investimento e suas comunicações internas foi possível obter mais algumas evidências.

Selecionei duas notícias que foram publicadas no jornal “Gazeta Mercantil” em diferentes datas, além de um comunicado interno de um diretor de crédito de um banco de investimentos a seus “officers” sobre notícias divulgadas pelos meios de comunicação. Segue trechos das notícias e suas explicações:

“BC: Juro bancário subiu para 53,6% anuais em abril

BRASÍLIA, 22 de maio de 2001 - A taxa média de juros cobrada pelos bancos nas operações de crédito passou de 50,5%, registrados em março, para 53,6% ao ano. A informação é do Banco Central (BC).

No caso das pessoas físicas, os juros dos empréstimos feitos pelos bancos pulou de 63,5% anuais para 66,7% ao ano, em média. Já os financiamentos a pessoas jurídicas subiu 2,4 pontos percentuais entre março e abril, com a média indo de 34,3% para 36,7%.

O BC não está nem um pouco otimista quanto aos juros bancários. Segundo o diretor de Política Monetária da instituição, Luiz Fernando Figueiredo, a tendência de alta ocorrida no mês passado deve se repetir. "Se foi muito ou pouco, isso é resultado do que estamos vivendo. Faz parte", disse ele referindo-se às incertezas sobre a economia tanto exterior quanto aqui. "Não nos parece que as taxas devam cair em abril", afirmou. (Janaína Leite - Gazeta Mercantil)

Esta reportagem, publicada na “Gazeta Mercantil” demonstra a insegurança que as turbulências externas trazem para a economia doméstica. Neste caso específico tínhamos

incertezas em relação aos EUA , devido a desaceleração brusca da economia norte americana , e ao momento de instabilidade cambial no nosso principal vizinho latino americano, a Argentina.

“BC: Spread bancário aumentou para 37,6% anuais em abril

BRASÍLIA, 22 de abril de 2001 - O spread médio dos bancos aumentou de 35,3% anuais auferidos em março para 37,6% ao ano no mês passado. A informação é do Banco Central (BC).

O spread é a diferença entre a taxa de captação e a de aplicação das instituições financeiras. No caso das pessoas físicas, o spread médio foi de 50,7% anuais em abril, frente a 48,3% anuais registrados em março. Nas operações com pessoas jurídicas, o spread cresceu 1,6 ponto percentual de 19,1% anuais para 20,7% ao ano.

Em nota oficial o BC, justificou o aumento nos juros e no spread dos bancos como consequência da volatilidade dos mercados financeiros, inclusive o doméstico, e pela elevação da taxa de juros por duas vezes seguidas (março e abril).

"Não se espera e não se trata de um quadro de crise e retração de crédito mas apenas uma ligeira desaceleração", informa a nota.

(Janaína Leite -Gazeta Mercantil)"

Nesta reportagem podemos observar que imediatamente após oscilações nas taxas básica de juros temos alterações significantes no spread bancário , bem acima das alterações percentuais, isso se deve ao aumento da inadimplência e percepção de risco inerente as operações de crédito.

“-----Original Message-----

From: DIRETOR COMERCIAL / CRÉDITO
Sent: Sexta-feira, 23 de Fevereiro de 2001 17:29
To: GERENTES DE CRÉDITO
Subject: Lucent

Comentário :

O spread aumentou e a Cia teve de abrir capital da melhor unidade (+-6% flat de comissão para os “bancos de investimento”). Além de dar ativos em garantia.

A cia errou comercialmente na Ásia (o parque tecnológico em implantação seria basicamente Nortel).

Errou também no tempo de abrir o capital da unidade Agere (fibras óticas) e tomou um corner de rolagem...

Boa técnica bancária em qualquer lugar do mundo e com qualquer tipo de empresa: Ajustar o retorno ao risco.

Reportagem :

São Paulo, 23 - A Lucent Technologies Inc. fechou um pacote de financiamento de US\$ 6,5 bilhões para resolver seus problemas imediatos de liquidez. A Lucent, que enfrenta pesados prejuízos, é uma das empresas com mais ações distribuídas nos EUA. Estima-se que a companhia tenha 5 milhões de acionistas. Desde 1999, o preço do papel caiu mais de 85%. Às 15h30 (de Brasília), a ação estava em queda de 2,31%, em US\$ 12,24. A fabricante de equipamentos de telecomunicações obteve US\$ 4,5 bilhões de um crédito com prazo de 364 dias organizado pelo J.P. Morgan e o Salomon Smith Barney. Destes US\$ 4,5 bilhões, US\$ 2 bilhões substituem uma linha de crédito que expirou ontem. Os restantes US\$ 2,5 bilhões serão assumidos pela Agere Systems, a unidade de microeletrônica, em sua oferta pública inicial de ações (IPO, do inglês initial public offering). A Lucent planeja fazer uma cisão da Agere ainda este ano. O pacote de US\$ 6,5 bilhões também inclui uma atualização de uma linha de crédito já existente de US\$ 2 bilhões que vence em 2003. No curto prazo, o pacote resolve os problemas de liquidez que apresentavam um risco potencial para a empresa. A companhia tem US\$ 3,8 bilhões em caixa e apresentou um prejuízo de mais de US\$ 1 bilhão no primeiro trimestre fiscal encerrada em 31 de dezembro. Como não está claro quando a empresa voltará aos lucros, a Lucent tomou a decisão pouco comum de colocar seus ativos como garantia dos créditos. A empresa também está pagando uma taxa de juros levemente acima do que pagava. Na semana passada, a classificação de crédito da empresa, que tem grau de investimento, foi rebaixada a apenas um ponto acima do nível de junk (especulativo) pelas grandes agências classificadoras. "Um elemento fundamental de nosso plano de reestruturação de sete pontos foi obtido com esses novos acordos", disse a principal executiva financeira, Deborah Hopkins. As informações são da agência Dow Jones e de outras agências internacionais. (Regina Cardeal)"

O comentário que foi feito na parte superior da mensagem, relativa a reportagem divulgada pela agência de broadcast eletrônico "Dow Jones" mostra como funciona na prática a relação aumento do risco / aumento do spread. Em casos como estes onde os riscos de "default" e inadimplência aumentam de forma, praticamente, incontrolável, o banqueiro ajusta o seu retorno ao risco de forma imediata.

V) Dados

Os dados* que foram utilizados para a presente análise são (todas as séries compreendem o período de agosto de 1994 a julho de 1999):

- 1). Série mensal de Produção Industrial Geral do IBGE.
- 2). Série mensal de Produção Industrial de Bens Duráveis, do IBGE.

3). Série mensal de taxas de juros ao tomador pessoa jurídica, segundo proxy estimada para dados do Banco Central do Brasil, que podem ser encontrados no website do Banco Central, no endereço “www.bcb.gov.br”. Foi feita uma transformação nesta variável, retirando dela a inflação, de modo a torná-la uma série de taxas de juros reais. O índice de inflação utilizado foi o IGP-DI.

4). Série mensal de taxas de juros ao tomador pessoa física, segundo proxy estimada também para dados disponíveis no site do Banco Central do Brasil.

*A metodologia de coleta dos referidos dados – tanto das séries de produção industrial e de produção de bens de consumo duráveis do IBGE como das de taxa de juros do Banco Central - se encontra no Apêndice do trabalho.

VI) Modelagem e Testes Estatísticos

VI.1) Recolocando o problema

De acordo com a exposição dos objetivos desta análise, especificados em sua introdução, os testes empíricos que serão apresentados a seguir tiveram como principal finalidade investigar, dentro do máximo rigor estatístico possível, as relações intertemporais entre as taxas de juros reais da economia brasileira e a produção industrial na mesma, no período que vai de agosto de 1994 a julho de 1999.

Apesar dos objetivos iniciais bem definidos, o escopo deste trabalho se ampliou de uma certa forma durante o curso de sua preparação. Algumas variáveis novas foram incluídas - substituindo outras que se mostraram menos “úteis” - , devido ao fato de os primeiros testes realizados terem realçado algumas falhas de especificação nos modelos explicativos propostos a priori, que, em todo o caso, não possuíam toda a robustez teórica imaginada.

Isto posto, passemos, então, à análise propriamente dita.

VI.2) Formulação do melhor modelo: metodologia Box & Jenkins

VI.2.A) . Postulação de uma classe geral de modelos

Segundo a metodologia criada por Box & Jenkins, a primeira etapa no que diz respeito à formulação de modelos de séries temporais é a da escolha de uma classe geral de modelos para servir de estrutura estatística por trás da análise das séries. Utilizarei aqui modelos ADL (autoregressive distributed lag – auto-regressivos de defasagens distribuídas) como base para a formulação dos modelos a serem estimados.

VI.2.B) Identificação de um Modelo a ser estimado – tentativa 1.

Como foi colocado na Introdução, de início foi utilizada a seguinte especificação para modelar a relação das taxas de juros com a produção industrial brasileira:

$$Y_t = C(1) + C(2)*X_t$$

Onde:

Y_t = produção industrial mensal.

X_t = taxa de juros real ao tomador pessoa jurídica.

VI.2.B.1) Estimação dos parâmetros do modelo.

O resultado para a estimação dos parâmetros para o modelo inicial proposto acima foi:

Dependent Variable: PROD

Method: Least Squares

Date: 07/04/01 Time: 03:22

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 60

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	116.2978	3.495721	33.26861	0.0000
TXREAL	0.681923	69.93190	0.009751	0.9923
R-squared	0.000002	Mean dependent var		116.3300
Adjusted R-squared	-0.017240	S.D. dependent var		8.825676
S.E. of regression	8.901427	Akaike info criterion		7.243065
Sum squared resid	4595.653	Schwarz criterion		7.312877
Log likelihood	-215.2920	F-statistic		9.51E-05

Durbin-Watson stat	0.732261	Prob(F-statistic)	0.992253
--------------------	----------	-------------------	----------

Onde:

Y_t = prod (produção industrial)

X_t = txreal (taxa de juros real do tomador pessoa jurídica)

Diagnóstico de adequação do modelo

Esta foi, provavelmente, a pior regressão já estimada até hoje:

O R2 ajustado está próximo de zero!

O modelo, obviamente, está mal especificado, pois identificá-lo implica mais cautela, diversos fatores devem ser analisados, como a estacionariedade das séries, possibilidades de cointegração, padrões de sazonalidade, formulações auto-regressivas e de médias móveis, enfim, toda uma gama de outras preocupações.

VI.2.C) Identificação do modelo a ser estimado – tentativa 2

Devido ao fato de estarmos lidando com séries temporais, devemos, primeiramente analisar a estacionariedade das séries, para só então especificar o modelo a ser estimado, pois, se as séries não forem estacionárias, praticamente nenhuma informação poderá ser extraída de suas inter-relações (a não ser no caso de co-integração, como veremos a seguir). Para utilizar a

metodologia Box & Jenkins, portanto, preciso ter estacionariedade nas séries de dados, pois, como coloca

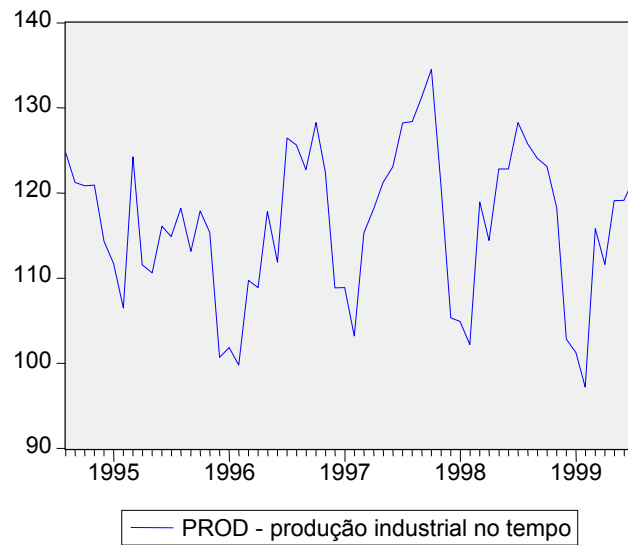
“O objetivo da metodologia Box & Jenkins é identificar e estimar modelos estatísticos que podem ser entendidos como geradores das séries de dados. Se esse mesmo modelo estatístico for usado para previsão, precisamos pressupor que as características do modelo serão constantes através do tempo, e, particularmente, em períodos futuros. Assim, a razão mais simples para exigir que as séries examinadas sejam estacionárias é a de que assim sendo, qualquer modelo que puder ser inferido desses dados pode, ele mesmo, ser interpretado como modelo estacionário ou estável, proporcionando então uma base mais segura para previsões.”

Para examinar a estacionariedade das séries, seguiremos três métodos:

1. Análise do gráfico de evolução no tempo da série.
2. Análise do correlograma da série.
3. Análise dos resultados do teste de estacionariedade de Dickey-Fuller.

Variável Dependente: Produção Industrial (prod) – verificando a estacionariedade:

- 1. Gráfico da evolução da série de produção industrial no tempo para o período considerado (agosto de 1994 a julho de 1999) :**



O gráfico da série de produção industrial sugere duas coisas: um padrão sazonal razoavelmente definido, bem como uma possível não estacionariedade, já que as oscilações possuem uma amplitude muito grande, o que gera uma certa desconfiança quanto à estabilidade da média e variância da série (que necessitam ser constantes, independente do tempo, para haver estacionariedade).

2. Correlograma da série de Produção Industrial

Servindo como uma “*proxy*” da função de autocorrelação do processo estocástico que, por hipótese, gerou a série de produção industrial (uma “*ficção útil*” para os imperativos desta análise), o correlograma pode também acusar a possível não-estacionariedade de uma série, caso registre um decaimento lento das correlações da variável com seus valores defasados, na medida em que aumenta o “*lag*” de tempo entre o presente e as realizações passadas da variável.

No caso da série de produção industrial, temos o seguinte correlograma:

Date: 09/04/01 Time: 04:22

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 60

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.623	0.623	24.463	0.000
. ***	. .	2	0.374	-0.022	33.458	0.000
. .	*** .	3	-0.011	-0.386	33.467	0.000
** .	* .	4	-0.238	-0.143	37.241	0.000
*** .	* .	5	-0.412	-0.143	48.740	0.000
**** .	* .	6	-0.462	-0.148	63.431	0.000
*** .	. .	7	-0.372	0.004	73.127	0.000
** .	. .	8	-0.207	0.017	76.206	0.000
. .	. .	9	-0.038	-0.047	76.310	0.000
. **	. **	10	0.256	0.290	81.184	0.000
. ***	. **	11	0.446	0.200	96.297	0.000
. *****	. **	12	0.618	0.250	125.87	0.000
. ***	*** .	13	0.346	-0.395	135.37	0.000
. * .	* .	14	0.138	-0.109	136.92	0.000
** .	** .	15	-0.233	-0.202	141.39	0.000
*** .	. .	16	-0.381	0.057	153.68	0.000
**** .	. * .	17	-0.474	0.069	173.12	0.000
**** .	* .	18	-0.472	-0.168	192.83	0.000
*** .	* .	19	-0.343	-0.076	203.54	0.000

** .	.* .	20	-0.190	-0.059	206.90	0.000
.* .	.* .	21	-0.064	-0.171	207.29	0.000
. .	.* .	22	0.148	-0.070	209.44	0.000
. **	. .	23	0.276	-0.044	217.09	0.000
. ***	. .	24	0.382	-0.054	232.18	0.000
. .	.* .	25	0.183	-0.102	235.75	0.000
. .	. .	26	0.052	0.067	236.05	0.000
.* .	. .	27	-0.165	0.127	239.13	0.000
** .	. .	28	-0.245	-0.039	246.10	0.000

O comportamento da FAC e da FAC-P (supondo serem as mesmas tal e qual os correlogramas da amostra) acusam, de forma clara, a presença de não-estacionariedade nas séries, como pode ser observado no decaimento lento da FAC.

3. Teste de Dickey-Fuller

O Teste de Dickey-Fuller é uma outra forma de testar a estacionariedade de séries temporais. É um teste de raiz unitária que funciona da seguinte forma (conforme exposto em Gujarati, Damodar; “Basic Econometrics”, pág 718):

Suponhamos um modelo com a seguinte estrutura:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Onde u é um termo estocástico que segue os pressupostos clássicos, isto é, tem média zero, variância constante σ^2 , e são descorrelatados. O termo é então conhecido como “ruído branco”, designação emprestada da terminologia utilizada em engenharia. O modelo acima é, portanto, um AR(1). Se o coeficiente de Y_{t-1} é, de fato, 1, teremos pela frente um problema conhecido como “problema da raiz unitária”, isto é, uma situação de não-estacionariedade.

Sendo assim, se rodarmos a seguinte regressão:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

E de fato encontrarmos significância estatística na hipótese de que $\rho=1$, podemos então dizer que a variável estocástica Y_t possui raiz unitária. Em séries temporais, uma série que possui raiz unitária é chamada de “random walk”. E o random walk é um exemplo de série não estacionária.

Posso escrever o random walk na seguinte forma alternativa:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho-1)Y_{t-1} + u_t \\ &= \delta Y_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

onde $\delta = (\rho-1)$. Portanto, a hipótese nula agora poderá ser a de $\delta=0$, o que é o mesmo que $\rho=1$. No entanto, $\rho=1$ implica em não estacionariedade, de onde posso concluir que a Hipótese Nula do teste de Dickey-Fuller é de “não-estacionariedade”.

Vale ressaltar que o teste de Dickey-Fuller pode ser feito mediante especificações que indiquem tendência na série, ou frequência em torno de uma média diferente de zero (intercepto). Para os meus propósitos, acredito ter sido melhor rodar os testes de Dickey-Fuller sem tendência nem estacionariedade.

Portanto, rodando o teste de Dickey-Fuller para a série de produção industrial, encontramos os seguintes resultados:

ADF Test Statistic	-0.100484	1% Critical Value*	-2.6120
		5% Critical Value	-1.9478
		10% Critical Value	-1.6195

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PROD)

Method: Least Squares

Date: 10/05/01 Time: 01:09

Sample(adjusted): 1995:09 1999:07

Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PROD(-1)	-0.000620	0.006175	-0.100484	0.9206
D(PROD(-1))	-0.344480	0.141961	-2.426583	0.0207
D(PROD(-2))	-0.055610	0.151664	-0.366669	0.7161
D(PROD(-3))	-0.308421	0.144024	-2.141458	0.0395

D(PROD(-4))	-0.350691	0.148826	-2.356391	0.0244
D(PROD(-5))	-0.191584	0.150942	-1.269254	0.2130
D(PROD(-6))	-0.261790	0.147692	-1.772540	0.0853
D(PROD(-7))	-0.324449	0.148691	-2.182038	0.0361
D(PROD(-8))	-0.161445	0.157622	-1.024253	0.3129
D(PROD(-9))	-0.323286	0.149293	-2.165440	0.0375
D(PROD(-10))	-0.257371	0.154761	-1.663018	0.1055
D(PROD(-11))	-0.008059	0.157245	-0.051254	0.9594
D(PROD(-12))	0.550662	0.138944	3.963189	0.0004
<hr/>				
R-squared	0.702935	Mean dependent var	0.073830	
Adjusted R-squared	0.598088	S.D. dependent var	7.742124	
S.E. of regression	4.908239	Akaike info criterion	6.249112	
Sum squared resid	819.0875	Schwarz criterion	6.760855	
Log likelihood	-133.8541	F-statistic	6.704406	
Durbin-Watson stat	2.171114	Prob(F-statistic)	0.000006	
<hr/>				

Como a estatística de teste de MacKinnon observada (estatística τ) é menor do que seu valor crítico absoluto, isto significa que as evidências indicam não-estacionariedade no processo. O teste foi rodado sem intercepto nem tendência. Os doze lags de diferença aplicados na variável dependente na regressão, como forma de “pressão” aos resíduos, funcionaram bem no teste, como pode ser observado no correlograma dos resíduos da regressão do teste de Dickey-Fuller (a estatística de Durbin Watson não serve para observarmos isso, devido ao fato do teste Dickey Fuller ser auto-regressivo).

Date: 10/05/01 Time: 01:09

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 47

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.*.	.*.	1	-0.094	-0.094	0.4407	0.507
.*.	.*.	2	-0.130	-0.140	1.3075	0.520
. **	. **	3	0.235	0.214	4.1916	0.242
. .	. *	4	0.055	0.083	4.3510	0.361
. .	. .	5	-0.034	0.036	4.4142	0.491
. *	. *	6	0.165	0.142	5.9468	0.429
.*.	.*.	7	-0.135	-0.152	6.9902	0.430
.*.	.*.	8	-0.164	-0.182	8.5745	0.379
. **	. *	9	0.251	0.145	12.397	0.192
. .	. .	10	-0.031	0.007	12.455	0.256
. .	. *	11	-0.032	0.117	12.523	0.326
.*.	.*.	12	-0.078	-0.166	12.923	0.375
. .	. .	13	0.061	0.059	13.171	0.435
. .	. .	14	0.008	-0.005	13.176	0.513
. .	. .	15	0.015	-0.022	13.193	0.587
** .	** .	16	-0.223	-0.230	16.883	0.393
. .	. .	17	0.024	0.044	16.927	0.459
. .	. .	18	0.012	-0.041	16.939	0.527
.*.	. .	19	-0.073	0.007	17.372	0.565
. .	. .	20	-0.014	-0.051	17.388	0.628

No entanto, será a primeira diferença da série de produção industrial estacionária?

Novamente, rodei o teste Dickey-Fuller para a primeira diferença da série, ainda com 4 lags de diferenças na variável dependente. Obtive:

ADF Test Statistic	-4.245154	1% Critical Value*	-2.6055
		5% Critical Value	-1.9467
		10% Critical Value	-1.6190

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PROD,2)

Method: Least Squares

Date: 12/05/01 Time: 12:38

Sample(adjusted): 1995:02 1999:07

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PROD(-1))	-1.503716	0.354219	-4.245154	0.0001
D(PROD(-1),2)	0.339680	0.302937	1.121290	0.2676
D(PROD(-2),2)	0.478439	0.254176	1.882311	0.0657
D(PROD(-3),2)	0.307218	0.217237	1.414206	0.1636

D(PROD(-4),2)	0.133711	0.149155	0.896462	0.3744
R-squared	0.625075	Mean dependent var	0.095556	
Adjusted R-squared	0.594469	S.D. dependent var	12.08743	
S.E. of regression	7.697435	Akaike info criterion	7.007673	
Sum squared resid	2903.275	Schwarz criterion	7.191838	
Log likelihood	-184.2072	F-statistic	20.42322	
Durbin-Watson stat	2.069862	Prob(F-statistic)	0.000000	

A estatística τ observada é maior do que seu valor crítico, ao nível de significância de 5%, o que implica em estacionariedade da série na sua primeira diferença. Os resíduos da regressão do teste Dickey-Fuller são também bem comportados, de modo a conferir credibilidade ao mesmo, como se pode ver a seguir:

Date: 12/05/01 Time: 01:13

Sample: 1994:08 1999:07

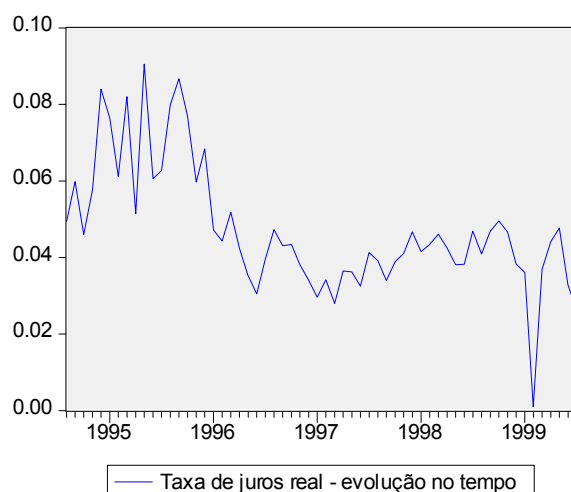
Included observations: 47

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.*.	.*.	1	-0.094	-0.094	0.4432 0.506
.*.	.*.	2	-0.130	-0.141	1.3138 0.518
. **	. **	3	0.235	0.214	4.1967 0.241
. .	. *	4	0.054	0.083	4.3554 0.360
. .	. .	5	-0.035	0.035	4.4217 0.490

. *.		. *.		6	0.165	0.142	5.9565	0.428
.* .		.* .		7	-0.135	-0.152	7.0013	0.429
.* .		.* .		8	-0.164	-0.181	8.5861	0.378
. **		. *.		9	0.252	0.145	12.420	0.191
. .		. .		10	-0.031	0.007	12.478	0.254
. .		. *.		11	-0.032	0.117	12.545	0.324
.* .		.* .		12	-0.078	-0.166	12.943	0.373
. .		. .		13	0.061	0.059	13.193	0.433
. .		. .		14	0.008	-0.005	13.198	0.511
. .		. .		15	0.015	-0.022	13.215	0.586
** .		** .		16	-0.223	-0.230	16.904	0.392
. .		. .		17	0.024	0.044	16.947	0.458
. .		. .		18	0.012	-0.040	16.959	0.526
.* .		. .		19	-0.073	0.006	17.395	0.563
. .		. .		20	-0.014	-0.051	17.410	0.626

Passemos agora à análise da série de Taxa de juros real (custo do tomador – inflação) do tomador pessoa jurídica.

1. Análise do gráfico da série:



Pelo gráfico desta série pude observar claramente um padrão de não estacionariedade, além da presença de um provável “outlier” no dado referente a fevereiro de 1999. A presença do mesmo é facilmente dedutível do fato de ter tido lugar, em janeiro de 1999, o início da desvalorização do Real, o que aumentou bastante a inflação em fevereiro, diminuindo assim a taxa de juros real do mês. Criei uma dummy para esta série, portanto (o que verifiquei então ser prudente, pois o coeficiente da variável dummy, no momento em que rodei a regressão, apresentou significância estatística).

2. Correlograma da série:

Date: 27/05/01 Time: 12:52

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 60

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.665	0.665	27.891 0.000
. *****	. **	2	0.616	0.311	52.230 0.000

. ****		. *		3	0.557	0.134	72.447	0.000
. ****		. *		4	0.527	0.106	90.900	0.000
. ****		. *		5	0.503	0.083	108.00	0.000
. ***		. *		6	0.402	-0.101	119.12	0.000
. ***		. .		7	0.353	-0.047	127.88	0.000
. **		. .		8	0.312	-0.012	134.83	0.000
. **		. .		9	0.271	-0.019	140.20	0.000
. *		. *		10	0.193	-0.097	142.97	0.000
. *		. *		11	0.127	-0.076	144.19	0.000
. *		. .		12	0.092	-0.020	144.84	0.000
. .		. *		13	0.007	-0.121	144.84	0.000
. .		. *		14	-0.041	-0.068	144.98	0.000
. *		. .		15	-0.061	0.032	145.29	0.000
. *		. .		16	-0.105	-0.025	146.22	0.000
. *		. .		17	-0.120	0.004	147.46	0.000
. *		. .		18	-0.159	-0.012	149.70	0.000
. *		. *		19	-0.141	0.071	151.50	0.000
. *		. *		20	-0.121	0.075	152.86	0.000
. *		. .		21	-0.129	0.014	154.45	0.000
. *		. .		22	-0.144	-0.021	156.49	0.000
. *		. *		23	-0.102	0.083	157.53	0.000
. *		. *		24	-0.133	-0.096	159.36	0.000
. *		. .		25	-0.119	-0.031	160.88	0.000
. *		. .		26	-0.105	0.014	162.10	0.000
. *		. *		27	-0.117	-0.063	163.63	0.000

.*. | .*. | 28 -0.116 -0.075 165.20 0.000

O correlograma da série também acusa não-estacionariedade, como pode ser observado no decaimento lento da FAC.

3. Teste de Dickey-Fuller, sem intercepto e sem tendência determinística:

ADF Test Statistic	-1.289751	1% Critical Value*	-2.6048
		5% Critical Value	-1.9465
		10% Critical Value	-1.6189

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXREAL)

Method: Least Squares

Date: 28/05/01 Time: 13:04

Sample(adjusted): 1995:01 1999:07

Included observations: 55 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TXREAL(-1)	-0.039701	0.030782	-1.289751	0.2031
D(TXREAL(-1))	-0.552719	0.130974	-4.220061	0.0001

D(TXREAL(-2))	-0.264824	0.148127	-1.787811	0.0799
D(TXREAL(-3))	-0.250158	0.147993	-1.690334	0.0972
D(TXREAL(-4))	-0.155538	0.130019	-1.196266	0.2372
R-squared	0.304653	Mean dependent var	-0.001051	
Adjusted R-squared	0.249026	S.D. dependent var	0.013065	
S.E. of regression	0.011322	Akaike info criterion	-6.037568	
Sum squared resid	0.006410	Schwarz criterion	-5.855083	
Log likelihood	171.0331	F-statistic	5.476644	
Durbin-Watson stat	2.107290	Prob(F-statistic)	0.000978	

Os resultados do teste acusam não-estacionariedade na série, na medida em que mostra que as evidências apontam para a “não-rejeição” da hipótese nula de não-estacionariedade.

E a primeira diferença da série de taxa de juros real? É estacionária? Fazendo o teste Dickey-Fuller para a primeira diferença dessa série, obtivemos os seguintes resultados:

ADF Test Statistic	-4.646933	1% Critical Value*	-2.6055
		5% Critical Value	-1.9467
		10% Critical Value	-1.6190

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TXREAL,2)

Method: Least Squares

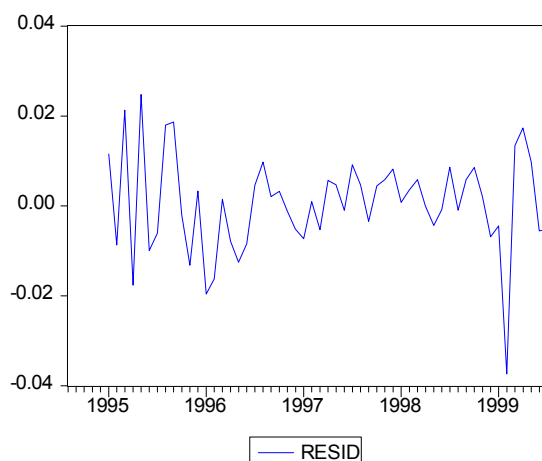
Date: 28/05/01 Time: 15:07

Sample(adjusted): 1995:02 1999:07

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TXREAL(-1))	-2.448490	0.526905	-4.646933	0.0000
D(TXREAL(-1),2)	0.827409	0.457044	1.810346	0.0764
D(TXREAL(-2),2)	0.509281	0.373545	1.363372	0.1790
D(TXREAL(-3),2)	0.235745	0.274922	0.857499	0.3953
D(TXREAL(-4),2)	0.039285	0.149345	0.263051	0.7936
R-squared	0.759310	Mean dependent var		1.85E-05
Adjusted R-squared	0.739662	S.D. dependent var		0.022609
S.E. of regression	0.011536	Akaike info criterion		-5.998677
Sum squared resid	0.006521	Schwarz criterion		-5.814512
Log likelihood	166.9643	F-statistic		38.64533
Durbin-Watson stat	1.939776	Prob(F-statistic)		0.000000

Como o valor da estatística de teste (τ) observada, 4,65, é “bem” maior do que o valor crítico da mesma, ao nível de significância de 5%, 1,95, temos evidências suficientes para não rejeitarmos a hipótese alternativa de estacionariedade. O teste possui mais credibilidade ainda quando olhamos para os resíduos da regressão Dickey-Fuller:



Até aqui, pude observar que ambas as variáveis com as quais estou trabalhando são integradas de primeira ordem. No entanto, não me afligiu muito a possibilidade de cointegração, pois, como meus objetivos visam analisar apenas as relações entre as taxas de juros e a produção física industrial, as primeiras diferenças das variáveis já servem aos meus propósitos, pois só farei previsões dentro da amostra, como veremos a seguir.

Tendo agora novas variáveis para serem utilizadas, posso estimar um segundo modelo, na tentativa de um ajuste melhor do que o do primeiro.

Assim, como estou preocupado apenas com as correlações entre variações nos juros e na produção, acho por bem usar as variáveis em termos de logaritmo, fazendo com que as séries sejam “esticadas” – o que traz um melhor ajuste aos meus propósitos – e os parâmetros estejam expressos em termos de elasticidade.

Além disso, como pôde ser verificado na FAC da variável dependente, a produção

industrial possui um forte padrão auto-regressivo no primeiro lag a no 12^o lag, o que denota sazonalidade – como não poderia deixar de ser, pois a produção varia muito conforme as variações de demanda nas diversas épocas do ano. Pude observar isso na FAC da primeira diferença da variável de Produção Industrial:

Date: 30/05/01 Time: 21:13

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 59

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	-0.163	-0.163	1.6502	0.199
. * .	. * .	2	0.189	0.167	3.8989	0.142
** . .	. * . .	3	-0.205	-0.161	6.6074	0.086
. * . .	. * . .	4	-0.063	-0.150	6.8635	0.143
. * . .	. * . .	5	-0.134	-0.110	8.0612	0.153
. * . .	** . .	6	-0.184	-0.241	10.362	0.110
. * . .	** . .	7	-0.148	-0.259	11.881	0.105
. . .	. * . .	8	0.000	-0.099	11.881	0.157
. * . .	*** . .	9	-0.174	-0.347	14.071	0.120
. * .	** . .	10	0.126	-0.218	15.242	0.123
. . .	. * . .	11	0.026	-0.180	15.292	0.170
. *****	. ***	12	0.592	0.445	42.163	0.000
. * . .	. * .	13	-0.065	0.067	42.493	0.000
. ** .	. * .	14	0.211	0.114	46.042	0.000
** . .	. * . .	15	-0.284	-0.133	52.627	0.000

. .	.* .	16	-0.047	-0.131	52.809	0.000
.* .	. .	17	-0.106	0.064	53.773	0.000
.* .	. .	18	-0.171	-0.014	56.345	0.000
.* .	. .	19	-0.060	0.023	56.665	0.000
. .	. * .	20	0.014	0.101	56.684	0.000
.* .	.* .	21	-0.161	-0.077	59.127	0.000
. * .	.* .	22	0.136	-0.064	60.914	0.000
. .	.* .	23	-0.003	-0.090	60.915	0.000
. ***	. .	24	0.419	-0.028	78.944	0.000

O modelo ficou então da seguinte forma:

$$(1-L)\ln Y_t = C(1) + C(2)*[(1-L)\ln X_t] \text{ AR}(1) \text{ AR}(12)$$

Lembrando que a especificação em log transforma os coeficientes em elasticidade.

(O termo AR(1) se deve à minha crença inicial de que, provavelmente deveria haver um componente inercial forte na série. Desobedei à FAC, e, como deveria esperar, obtive um coeficiente não significativo para o termo AR(1) na minha regressão, como é possível observar abaixo)

À regressão, portanto:

Dependent Variable: DLOG(PROD)

Method: Least Squares

Date: 06/06/01 Time: 15:54

Sample(adjusted): 1995:09 1999:06

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.001849	0.018740	0.098661	0.9219
DLOG(TXREAL)	0.010188	0.009510	1.071225	0.2902
AR(12)	0.754037	0.107153	7.037005	0.0000
AR(1)	-0.114479	0.101860	-1.123886	0.2674
R-squared	0.592986	Mean dependent var		0.000167
Adjusted R-squared	0.563914	S.D. dependent var		0.069327
S.E. of regression	0.045781	Akaike info criterion		-3.246944
Sum squared resid	0.088029	Schwarz criterion		-3.087931
Log likelihood	78.67970	F-statistic		20.39687
Durbin-Watson stat	2.392918	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.97	.84+.49i	.84 -.49i	.48+.85i
	.48 -.85i	-.01+.98i	-.01 -.98i	-.50 -
				.85i
	-.50+.85i	-.86+.49i	-.86 -.49i	-.99

Como se pode observar, o coeficiente AR(1) e o coeficiente de relação parcial da taxa de juros real com a produção industrial doméstica são não significantes a um nível de significância de 5%. O R² ajustado é razoável, algo em torno de 54%.

O principal problema desse modelo é o coeficiente da taxa de juros real. Ele é positivo! (apesar de estatisticamente não significante...). Isso contraria a teoria econômica, pois os juros desestimulam a produção, quanto mais altos forem os mesmos. Tentei rodar a regressão com lags na taxa de juros real, mas o coeficiente permaneceu, hora positivo, hora negativo, mas sempre sem significância estatística.

Aqui resolvi mudar a ênfase teórica de meu modelo. Até agora, partí do pressuposto teórico de que as taxas de juros reais afetavam a produção negativamente, o que é apenas meia verdade. Pois o que a teoria econômica estabelece, de fato, é a influência dos juros reais no Investimento, e apenas indiretamente na produção. No entanto, o investimento não explica a produção completamente, pois a mesma dependerá sempre da Demanda Agregada em sua maior parte. Um exemplo disso pode ser visto no primeiro governo de Getúlio Vargas, quando a produção industrial cresceu muito a partir da metade dos anos 30, sem a contrapartida no crescimento do Investimento. Como coloca Marcelo de Paiva Abreu em seu texto “Crise, Crescimento, e Modernização Autoritária: 1934-1945”, do livro “A Ordem do Progresso”, cap. 03:

“Entre 1919 e 1939, a despeito de o produto industrial haver triplicado, a participação dos gêneros industriais produtores de bens de consumo no valor agregado industrial caiu apenas de 80% para 70%.”

“Isto é em parte explicado pela importância da maior utilização da capacidade instalada como elemento explicativo do desempenho da indústria brasileira no período. Apesar de o produto industrial na segunda metade dos anos 30 ter sido cerca de 80% superior ao da Segunda metade dos anos 20, as importações de equipamentos para a indústria, depois de caírem a 25% do

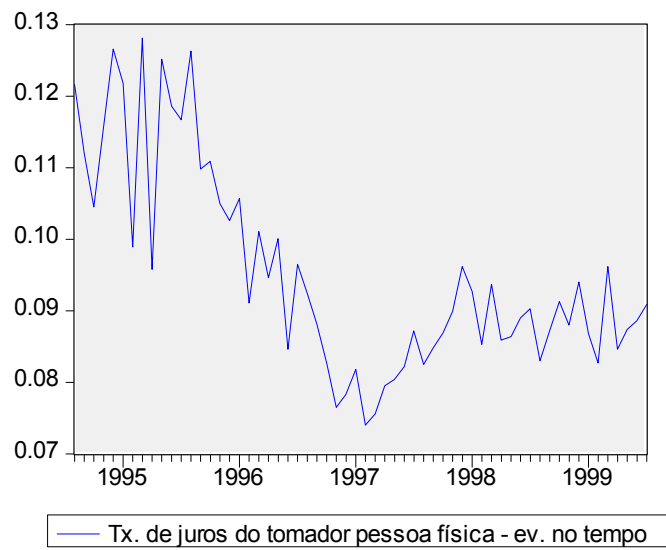
seu nível de 1929, mantiveram-se em 1933-39 abaixo da média 1925-29.”

É possível que tenha havido um fenômeno dessa espécie nos anos pós-real, nos quais se concentra o escopo deste trabalho. Assim, o crescimento da produção industrial no período pode ter se dado através da maior utilização de capacidade ociosa, conforme a demanda agregada se expande após um período de contração inicial. Porque sem dúvida ela se expande, incluindo no consumo faixas de renda mais baixa através da possibilidade de financiamentos mais longos, pois, sem inflação, os mesmos se tornam factíveis. Aqui então se dá a inflexão da minha análise: é possível que sejam os juros do tomador pessoa física, e não os juros do tomador pessoa jurídica, o fator que de fato interfere na produção industrial.

Ao perceber isso, decidi então utilizar as taxas de juros do cheque especial estimadas no mesmo “site” onde conseguimos as taxas à pessoa jurídica, do Banco Central do Brasil. Dessa forma, iniciei novamente o processo de ajuste do modelo, agora analisando os juros pelo lado da Demanda, e não mais pelo lado da Oferta.

Como já analisei a estacionariedade da série de produção industrial, vejamos agora a da série de taxa de juros do tomador pessoa física, uma *proxy* das praticadas no cheque especial (um absurdo de altas, é quase inacreditável!).

1. Análise do gráfico:



O gráfico apresenta uma clara não-estacionariedade, sem o “outlier” existente na série de taxa real de juros, pois aqui não considero a inflação. É possível observar uma acentuada queda nas taxas de juros do tomador pessoa física a partir de 1995, com uma elevação após 1997, e uma estabilização em torno de uma nova média a partir de 1998.

1. Correlograma

O Correlograma da série apresenta as seguintes características:

Date: 07/06/01 Time: 21:49

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 60

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.723	0.723	32.958	0.000
. *****	. ****	2	0.778	0.535	71.773	0.000
. *****	. **	3	0.726	0.228	106.17	0.000
. *****	. .	4	0.668	-0.026	135.84	0.000
. *****	. .	5	0.641	-0.033	163.61	0.000
. ****	** .	6	0.529	-0.226	182.91	0.000
. ****	. .	7	0.528	-0.020	202.47	0.000
. ***	. * .	8	0.429	-0.077	215.65	0.000
. ***	. .	9	0.411	0.040	227.96	0.000
. ***	. .	10	0.332	-0.046	236.15	0.000
. **	. * .	11	0.243	-0.171	240.64	0.000
. **	. .	12	0.239	0.014	245.07	0.000
. *	** .	13	0.076	-0.255	245.53	0.000
. *	. .	14	0.079	-0.047	246.03	0.000
. .	. .	15	-0.027	-0.040	246.09	0.000
. .	. * .	16	-0.035	0.137	246.20	0.000
. * .	. * .	17	-0.092	0.066	246.93	0.000
. * .	. .	18	-0.150	-0.001	248.93	0.000
. * .	. .	19	-0.151	-0.030	251.00	0.000
. * .	. * .	20	-0.163	0.152	253.47	0.000
** .	. * .	21	-0.204	-0.086	257.44	0.000

**	.		.		22	-0.228	-0.044	262.52	0.000
**	.		.		23	-0.227	0.019	267.72	0.000
**	.		.		24	-0.237	-0.006	273.52	0.000
**	.		.		25	-0.255	-0.004	280.46	0.000
**	.		.		26	-0.243	-0.036	286.94	0.000
**	.		.		27	-0.263	-0.054	294.73	0.000
**	.		.		28	-0.226	0.000	300.65	0.000

Como se pode observar, o correlograma da série de taxas de juros nominais ao tomador pessoa física (proxy do cheque especial) apresenta claros indícios de não-estacionariedade, devido ao seu lento decaimento.

2. Teste de Dickey-Fuller:

ADF Test Statistic	-1.472336	1% Critical Value*	-2.6048
		5% Critical Value	-1.9465
		10% Critical Value	-1.6189

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RTOM)

Method: Least Squares

Date: 07/06/01 Time: 21:51

Sample(adjusted): 1995:01 1999:07

Included observations: 55 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RTOM(-1)	-0.015215	0.010334	-1.472336	0.1472
D(RTOM(-1))	-0.848900	0.130617	-6.499157	0.0000
D(RTOM(-2))	-0.263766	0.170143	-1.550262	0.1274
D(RTOM(-3))	-0.031293	0.168696	-0.185496	0.8536
D(RTOM(-4))	-0.092184	0.128423	-0.717816	0.4762
R-squared	0.536699	Mean dependent var		-0.000649
Adjusted R-squared	0.499635	S.D. dependent var		0.010150
S.E. of regression	0.007180	Akaike info criterion		-6.948571
Sum squared resid	0.002578	Schwarz criterion		-6.766086
Log likelihood	196.0857	F-statistic		14.48032
Durbin-Watson stat	2.074032	Prob(F-statistic)		0.000000

Apesar de um resultado menos potente que o das outras séries, o teste de Dickey-Fuller acusa não-estacionariedade da série de taxa de juros do cheque especial aos níveis de significância de 5%, 1%, e 10%, como se pode ver devido ao fato de a estatística τ observada ser maior que o valor crítico. Os resíduos apresentam descorrelação, como pode ser observado pelo correlograma dos resíduos:

Date: 07/06/01 Time: 01:23

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 57

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.005	0.005	0.0016	0.968
. .	. .	2	0.035	0.035	0.0754	0.963
. .	. .	3	-0.004	-0.004	0.0764	0.995
.* .	.* .	4	-0.090	-0.092	0.5929	0.964
. * .	. * .	5	0.136	0.139	1.7892	0.877
. .	. .	6	-0.001	0.003	1.7893	0.938
. .	. .	7	0.051	0.041	1.9655	0.962
. * .	. * .	8	0.076	0.070	2.3659	0.968
. .	. .	9	-0.012	0.008	2.3754	0.984
. .	.* .	10	-0.048	-0.074	2.5421	0.990
.* .	.* .	11	-0.080	-0.072	3.0105	0.991
. * .	. * .	12	0.143	0.156	4.5376	0.972
.* .	** .	13	-0.160	-0.193	6.4884	0.927
. .	. .	14	-0.033	-0.052	6.5714	0.950
.* .	.* .	15	-0.102	-0.092	7.3988	0.946
. .	. * .	16	0.023	0.079	7.4433	0.964
.* .	.* .	17	-0.079	-0.167	7.9671	0.967
.* .	.* .	18	-0.144	-0.093	9.7522	0.940
. .	. .	19	-0.033	-0.024	9.8476	0.957
. .	. * .	20	0.036	0.073	9.9622	0.969
.* .	.* .	21	-0.084	-0.124	10.614	0.970
.* .	. .	22	-0.074	-0.046	11.134	0.973
.* .	. .	23	-0.084	-0.028	11.833	0.973

.|. | .*|. | 24 -0.044 -0.086 12.034 0.980

A primeira diferença da série passa no teste de Dickey-Fuller, que indica estacionariedade na mesma:

ADF Test Statistic	-5.658367	1% Critical Value*	-2.6040
		5% Critical Value	-1.9464
		10% Critical Value	-1.6188

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RTOM,2)

Method: Least Squares

Date: 09/06/01 Time: 21:58

Sample(adjusted): 1994:12 1999:07

Included observations: 56 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RTOM(-1))	-2.100916	0.371294	-5.658367	0.0000
D(RTOM(-1),2)	0.280242	0.277295	1.010627	0.3168
D(RTOM(-2),2)	0.009118	0.133073	0.068521	0.9456
R-squared	0.839707	Mean dependent var		-0.000162
Adjusted R-squared	0.833658	S.D. dependent var		0.018602

S.E. of regression	0.007587	Akaike info criterion	-6.872758
Sum squared resid	0.003051	Schwarz criterion	-6.764257
Log likelihood	195.4372	F-statistic	138.8224
Durbin-Watson stat	1.922947	Prob(F-statistic)	0.000000

O teste melhora bastante com apenas 2 lags, com ruído branco nos resíduos, como se pode ver no correlograma a seguir:

Date: 09/06/01 Time: 01:25

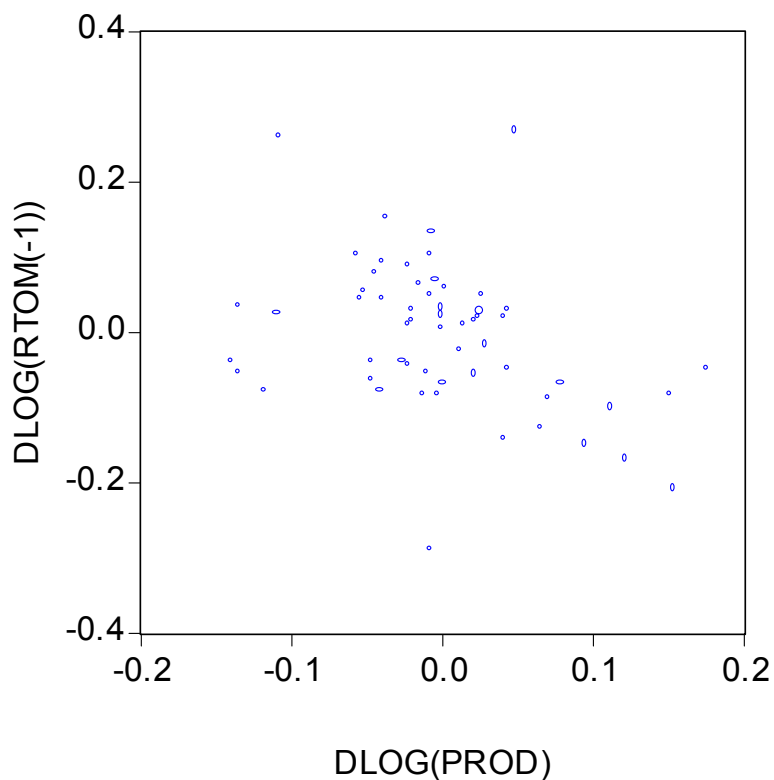
Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 56

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.035	-0.035	0.0724	0.788
. .	. .	2	0.030	0.029	0.1282	0.938
. .	. .	3	0.037	0.040	0.2142	0.975
.* .	.* .	4	-0.114	-0.112	1.0205	0.907
. *.	. *.	5	0.161	0.153	2.6619	0.752
. .	. .	6	-0.018	-0.005	2.6819	0.848
. .	. .	7	0.041	0.040	2.7907	0.904
. *.	. .	8	0.076	0.058	3.1864	0.922
. .	. .	9	-0.017	0.019	3.2056	0.956
. .	.* .	10	-0.036	-0.072	3.2985	0.974
.* .	.* .	11	-0.069	-0.066	3.6417	0.979
. *.	. *.	12	0.155	0.166	5.4232	0.942
.* .	.* .	13	-0.154	-0.177	7.2056	0.891

. .	. .	14	-0.027	-0.049	7.2634	0.924
.* .	.* .	15	-0.086	-0.096	7.8554	0.929
. .	. *	16	0.022	0.093	7.8939	0.952
.* .	.* .	17	-0.071	-0.173	8.3121	0.959
.* .	.* .	18	-0.148	-0.092	10.173	0.926
. .	. .	19	-0.016	-0.027	10.196	0.948
. .	. *	20	0.034	0.080	10.299	0.962
.* .	.* .	21	-0.086	-0.128	10.992	0.963
.* .	. .	22	-0.067	-0.044	11.418	0.968
.* .	. .	23	-0.071	-0.017	11.918	0.972
. .	.* .	24	-0.033	-0.072	12.031	0.980

Sendo assim, decidi utilizar a primeira diferença das duas variáveis no modelo. No entanto, vale observar a correlação das séries através dos gráficos, pois uma importante relação salta aos olhos:



De todas as defasagens que testei, a primeira pareceu, no gráfico, a mais adequada aos meus propósitos. Por isso rodei a regressão com ela, primeiramente.

A regressão feita então foi:

$$\mathbf{D \log (Prod_t) = c(1) + c(2)*rtom SAR(12) SMA(12)}$$

Decidi utilizar uma especificação “SARIMA”, devido ao fato da minha série de produção industrial apresentar, como observado anteriormente, um alto padrão sazonal.

A regressão então trouxe os seguintes resultados:

Dependent Variable: DLOG(PROD)

Method: Least Squares

Date: 10/06/01 Time: 23:02

Sample(adjusted): 1995:10 1999:07

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 9 iterations

Backcast: OFF (Roots of MA process too large for backcast)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006343	0.009587	-0.661624	0.5118
DLOG(RTOM(-1))	-0.441265	0.086592	-5.095886	0.0000
AR(12)	-0.079364	0.107725	-0.736723	0.4654
MA(12)	0.921994	0.142425	6.473521	0.0000
R-squared	0.540377	Mean dependent var		0.001584
Adjusted R-squared	0.507547	S.D. dependent var		0.069071
S.E. of regression	0.048471	Akaike info criterion		-3.132768
Sum squared resid	0.098676	Schwarz criterion		-2.973756
Log likelihood	76.05367	F-statistic		16.45975
Durbin-Watson stat	2.103235	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.78 -.21i	.78+.21i	.57 -.57i	.57+.57i
	.21 -.78i	.21+.78i	-.21+.78i	-.21 -.78i

		- .57 -.57i	- .57 -.57i	- .78 -.21i	-
					.78+.21i
Inverted MA Roots		.96+.26i	.96 -.26i	.70 -.70i	.70+.70i
		.26 -.96i	.26+.96i	-.26+.96i	-.26 -
					.96i
		- .70 -.70i	- .70 -.70i	-.96 -.26i	-
					.96+.26i

O coeficiente do termo SAR(12) não é significativo. Vejamos se o ajuste melhora sem ele:

Dependent Variable: DLOG(PROD)

Method: Least Squares

Date: 11/06/01 Time: 23:13

Sample(adjusted): 1994:10 1999:07

Included observations: 58 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 8 iterations

Backcast: 1993:10 1994:09

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002482	0.009860	-0.251734	0.8022
DLOG(RTOM(-1))	-0.270677	0.096115	-2.816166	0.0067
MA(12)	0.885350	0.000101	8746.176	0.0000
R-squared	0.666948	Mean dependent var		5.96E-05
Adjusted R-squared	0.654837	S.D. dependent var		0.067729
S.E. of regression	0.039791	Akaike info criterion		-3.560008

Sum squared resid	0.087083	Schwarz criterion	-3.453434
Log likelihood	106.2402	F-statistic	55.06976
Durbin-Watson stat	2.166828	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted MA Roots	.96 -.26i	.96+.26i	.70+.70i
	.26 -.96i	.26+.96i	-.26 -.96i
			-.70 -.70i
			-.96+.26i
			-.96
			.26i

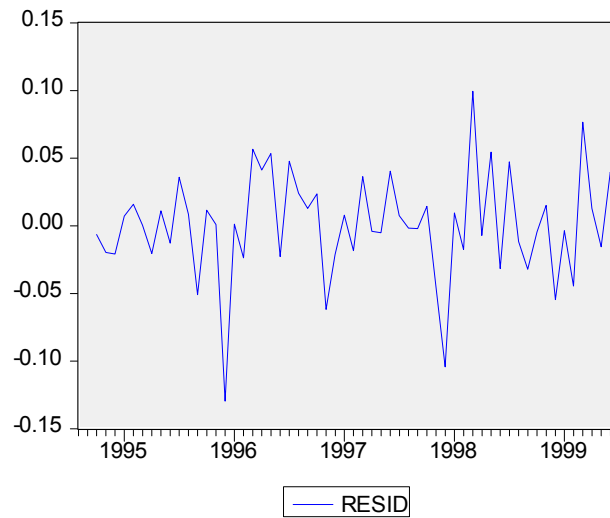
Continuo com um coeficiente negativo para as taxas de juros estatisticamente significativa, o que é excelente, pois se adequa à minha suposição de que, pelo lado da Demanda, os juros de fato afetam a produção industrial significativamente.

Devo dar um pouco mais de atenção aos resíduos, checar a homocedasticidade, a normalidade e a estacionariedade dos mesmos.

1. Checando a estacionariedade dos resíduos:

Posso checar a estacionariedade dos resíduos pelo gráfico e pelo correlograma.

O gráfico apresenta uma provável estacionariedade:



Os resíduos apresentam uma freqüência que parece redundar em torno de uma média constante, como deve ser com uma série estacionária. O correlograma dos resíduos apresenta a seguinte forma:

Date: 10/06/01 Time: 23:29

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 58

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.*.	.*.	1	-0.085	-0.085	0.4396 0.507
. *.	. *.	2	0.133	0.126	1.5347 0.464
.*.	.*.	3	-0.138	-0.120	2.7381 0.434
.*.	.*.	4	-0.109	-0.148	3.4997 0.478
.*.	.*.	5	-0.155	-0.148	5.0690 0.408
.*.	.*.	6	-0.085	-0.102	5.5475 0.476

** .	** .	7	-0.261	-0.303	10.203	0.177
. .	.* .	8	-0.003	-0.130	10.204	0.251
. .	.* .	9	-0.049	-0.111	10.374	0.321
. * .	.* .	10	0.068	-0.110	10.711	0.380
. .	.* .	11	0.028	-0.144	10.771	0.463
. ** .	. * .	12	0.307	0.179	17.905	0.119
. * .	. * .	13	0.116	0.119	18.951	0.125
. * .	. .	14	0.137	0.047	20.438	0.117
.* .	. .	15	-0.101	-0.051	21.257	0.129
** .	** .	16	-0.249	-0.253	26.396	0.049
. .	. .	17	0.003	0.055	26.397	0.068
.* .	.* .	18	-0.178	-0.101	29.139	0.047
. .	. .	19	-0.051	-0.038	29.372	0.060
. .	. .	20	-0.020	-0.001	29.407	0.080
.* .	.* .	21	-0.095	-0.157	30.255	0.087
. * .	. .	22	0.117	-0.034	31.573	0.085
. .	.* .	23	0.053	-0.099	31.852	0.103
. *** .	. ** .	24	0.356	0.322	44.826	0.006

Alguns probleminhas no lag 7 e no 24. Mas há, “aproximadamente”, estacionariedade. Se coloco um lag 7 na taxa de juros, o resultado é uma estatística t insignificante para o modelo, de modo que preferi a estacionariedade “aproximada” – bastante próxima, diga-se de passagem – nos resíduos, a um R^2 ajustado baixo devido à perda de graus de liberdade no modelo ocasionada pela inclusão de mais uma variável.

Checando a heterocedasticidade:

Chequei a heterocedasticidade através do teste White:

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.054326	Probability	0.355362
Obs*R-squared	2.141564	Probability	0.342740

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/06/01 Time: 23:36

Sample: 1994:10 1999:07

Included observations: 58

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001667	0.000443	3.765447	0.0004
DLOG(RTOM(-1))	-0.004615	0.003960	-1.165542	0.2488
(DLOG(RTOM(-1)))^2	-0.019931	0.022521	-0.884985	0.3800
R-squared	0.036924	Mean dependent var		0.001501
Adjusted R-squared	0.001903	S.D. dependent var		0.002946
S.E. of regression	0.002943	Akaike info criterion		-8.768637
Sum squared resid	0.000476	Schwarz criterion		-8.662062

Log likelihood	257.2905	F-statistic	1.054326
Durbin-Watson stat	2.258889	Prob(F-statistic)	0.355362

Como se pode ver, a Hipótese Nula de que não existiria heterocedasticidade foi rejeitada. Portanto, existe um problema com os resíduos, isto é, sua variância não é constante. Assim, ajustei o modelo com o recurso do E-views que trata da heterocedasticidade (pois não conheço comportamento da variância dos erros). Ajustando a regressão, obtive os seguintes resultados:

Dependent Variable: DLOG(PROD)

Method: Least Squares

Date: 11/06/01 Time: 01:36

Sample(adjusted): 1994:10 1999:07

Included observations: 58 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 8 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Backcast: 1993:10 1994:09

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002482	0.010591	-0.234361	0.8156
DLOG(RTOM(-1))	-0.270677	0.109443	-2.473223	0.0165
MA(12)	0.885350	9.70E-05	9128.232	0.0000
R-squared	0.666948	Mean dependent var		5.96E-05
Adjusted R-squared	0.654837	S.D. dependent var		0.067729

S.E. of regression	0.039791	Akaike info criterion	-3.560008
Sum squared resid	0.087083	Schwarz criterion	-3.453434
Log likelihood	106.2402	F-statistic	55.06976
Durbin-Watson stat	2.166828	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted MA Roots	.96 -.26i	.96+.26i	.70+.70i
	.26 -.96i	.26+.96i	-.26 -.96i
			-.70 -.70i
			-.96
			.26i

O R² do modelo continuou razoável, bem como a estatística t do coeficiente da taxa de juros. Os resíduos também se comportaram bem, como se pode ver pelo correlograma:

Date: 11/06/01 Time: 01:38

Sample: 1994:08 1999:07

Included observations: 58

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.*.	*.	1	-0.085	-0.085	0.4396	0.507
. *.	. *.	2	0.133	0.126	1.5347	0.464
*. .	*. .	3	-0.138	-0.120	2.7381	0.434
*. .	*. .	4	-0.109	-0.148	3.4997	0.478
*. .	*. .	5	-0.155	-0.148	5.0690	0.408

.* .	.* .	6	-0.085	-0.102	5.5475	0.476
** .	** .	7	-0.261	-0.303	10.203	0.177
. .	.* .	8	-0.003	-0.130	10.204	0.251
. .	.* .	9	-0.049	-0.111	10.374	0.321
. * .	.* .	10	0.068	-0.110	10.711	0.380
. .	.* .	11	0.028	-0.144	10.771	0.463
. ** .	. * .	12	0.307	0.179	17.905	0.119
. * .	. * .	13	0.116	0.119	18.951	0.125
. * .	. .	14	0.137	0.047	20.438	0.117
.* .	. .	15	-0.101	-0.051	21.257	0.129
** .	** .	16	-0.249	-0.253	26.396	0.049
. .	. .	17	0.003	0.055	26.397	0.068
.* .	.* .	18	-0.178	-0.101	29.139	0.047
. .	. .	19	-0.051	-0.038	29.372	0.060
. .	. .	20	-0.020	-0.001	29.407	0.080
.* .	.* .	21	-0.095	-0.157	30.255	0.087
. * .	. .	22	0.117	-0.034	31.573	0.085
. .	.* .	23	0.053	-0.099	31.852	0.103
. *** .	. ** .	24	0.356	0.322	44.826	0.006

VII) Conclusão

Dessa forma cheguei à conclusão de que o modelo deve então ser:

$$\text{Dlog(Prod)} = C(1) + C(2)*R_{\text{tom SMA}}(12)$$

As taxas de juros ao consumidor no cheque especial influenciam a produção com um lag de diferença, pois se faz necessário um tempo para o ajuste da Produção a oscilações na demanda.

Ficou claro que ao mudar o pressuposto teórico do modelo, que inicialmente considerava a análise das taxas de juros influenciando a produção industrial via investimento, para uma análise relacionado a demanda agregada que sempre terá uma influência maior sobre a produção, obtive resultados bem mais concisos e esclarecedores.

Observar a história passada para compreender o presente foi essencial neste trabalho. O fato de haver capacidade ociosa na economia nos anos pós real, assim como existiu a partir da metade dos anos 30, e termos um crescimento da produção industrial nos dois períodos, deixa claro que mesmo com ausência de investimento se houver aumento na demanda agregada teremos um maior nível de produção. Sendo assim a principal conclusão deste trabalho é que a produção é afetada pela taxa de juros pelo canal da demanda agregada de maneira muito mais evidente do que via investimento.

Vi que as oscilações na taxa de inadimplência no crédito são explicadas basicamente pela interrelação entre as taxas de juros praticadas com a própria taxa de inadimplência.

A importância de um bom mecanismo de crédito tem um impacto bastante positivo na economia. Dessa forma entender como funciona o mecanismo de feedback entre os juros e a inadimplência é crucial para que se faça uma boa política de controle do crédito tanto ao consumidor como as empresas.

Por outro lado, percebi que o nível da atividade da economia, em nossa amostra, não determina variações na taxa de inadimplência. Acredito que esse fato tenha raízes no processo de endividamento do estado brasileiro.

Enquanto tivermos uma dívida pública em níveis absurdos, não teremos taxas de juros razoáveis em nossa economia. Dessa forma, estaremos sempre sob o estigma da instabilidade.

Essas duas questões impedem que haja desenvolvimento dos mercados financeiros e que se desenvolva uma percepção de estabilidade para que o mutuário planeje suas finanças domésticas, bem como spreads menores frutos da saudável concorrência do setor.

Quando houver crescimento sustentável, acredito que o crescimento do produto será significativo na determinação das taxas de inadimplência que estará definitivamente em níveis de equilíbrio mais baixos, possibilitando uma expansão da demanda agregada em nossa economia.

Apêndice :

A.I) Produção Física Industrial

Conceito:

O volume físico dos produtos selecionados produzidos pelo estabelecimento no mês de referência da pesquisa.

Objetivo:

Esta seção tem o objetivo de descrever os principais aspectos metodológicos da Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física.

Os índices de produção física tem o objetivo de fornecer mensalmente uma estimativa do movimento de curto prazo do produto real da indústria. Como índices conjunturais, sua importância deve-se à capacidade de indicar o comportamento efetivo da produção real desse setor com um mínimo de defasagem em relação ao período de referência. Seus resultados são utilizados na mensuração preliminar da taxa de variação da componente industrial do Produto Interno Bruto (PIB), bem como estimativas sobre o desempenho no setor de construção civil para o cálculo do PIB.

Procedimentos metodológicos:

Do ponto de vista da Contabilidade Social, o conceito de produto corresponde ao conceito de Valor Agregado, ou seja, à diferença entre o valor bruto da produção e o consumo

intermediário. É contado apenas a parte que a indústria adicionou ao produto, descontando o valor pago pelos estágios anteriores, como matéria prima por exemplo. O valor agregado não é um conceito diretamente mensurável, isto é, não existe um fluxo de bens e serviços que seja a medida física do valor agregado. Assim, para a obtenção do valor agregado real (a preços constantes) é necessário que os dois componentes (valor da produção e consumo intermediário) sejam deflacionados separadamente por deflatores específicos. Processo conhecido como dupla deflação. Dificuldades operacionais desse procedimento em estatística de curto prazo levam a adoção de outros indicadores que são utilizados como proxy da evolução do produto real (produção física, horas de trabalho, etc.) . Neste caso onde os dados são do IBGE, optou-se pela utilização de um índice de produção física como proxy da evolução do valor agregado.

Desta forma, supõe-se que as variações observadas no volume de produção física correspondem a variações no valor agregado e, para tanto, o sistema de pesos do índice tem por referência o valor agregado de cada um dos produtos que o integram. A hipótese do modelo é que a relação entre o valor agregado e o valor da produção verificada no ano-base do sistema de pesos se mantém inalterada.

A abrangência geográfica do índice é feita através de amostras independentes no nível Brasil: Regiões Nordeste e Sul e nos estados de Pernambuco (PE), Bahia (BA), Minas Gerais (MG), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Paraná (PR), Santa Catarina (SC) e Rio Grande do Sul (RS).

Na seleção de produtos e estabelecimentos da PIM-PF, utilizou-se amostragem intencional com base na variável Valor da Produção dos produtos do Censo Industrial de 1985, de modo a obter uma amostra representativa de no mínimo 50% do universo industrial.

Os 944 produtos selecionados, representam 62,2% do Valor da Produção da Indústria no nível Brasil. Por problemas de operacionais e de classificação, reduz-se para 736 produtos com peso no indicador. Isso porque as especificidades muito detalhadas dos produtos no Censo, que resultariam em séries mensais de produção muito irregulares, colocaram a necessidade de se proceder a agregação de produtos selecionados e o número de produtos integrantes do índice.

Resumo dos procedimentos de coleta:

A coleta de dados da produção física é realizada nos cinco primeiros dias úteis do mês seguinte ao mês de referência da pesquisa. No início da 2ª quinzena de cada mês é gerado o cadastro de emissão de questionários com antecedência de dois meses em relação ao mês de referência. Este cadastro é transmitido às unidades regionais para que os questionários mensais coletados sejam digitados através de um sistema de entrada de dados.

Definição dos pesos:

A base de ponderação dos índices é fixa e tem como referência a estrutura do valor Agregado Industrial de 1985. O peso nos índices de quantum é a estrutura do valor agregado da indústria no Censo Industrial de 1985. O sistema de pesos é construído a partir da importância relativa de cada produto no valor agregado da indústria geral.

O cálculo do peso de cada produto “i” é realizado em duas etapas.

Primeiro os pesos são dados algebricamente por:

$$W(i) = VA(i) / VA(ig)$$

Sendo que :

$$VA(i) = VP(i) * \sum_j VA(j) / VBP(j) * VP(ij) / VP(i)$$

portanto:

$$VA(i) = \sum_j VA(j) / VBP(j) * VP(ij)$$

Onde:

- i -denota o i-ésimo produto integrante do índice
- j -denota o j-ésimo subgrupo da classificação de indústrias do IBGE onde é fabricado o produto i .
- $W(i)$ - é o peso estimado do produto I
- $VA(i)$ - é o valor agregado estimado para o produto I
- $VA(ig)$ - é o total do valor agregado da indústria geral
- $VP(ij)$ - é o valor da produção do produto i no subgrupo j onde ele é fabricado
- $VA(j)$ - é o total do valor agregado do j-ésimo subgrupo da classificação de indústrias do IBGE
- $VBP(j)$ - é o total do valor bruto da produção do j-ésimo subgrupo da classificação de indústrias do IBGE
- $VP(i) = \sum_j VP_{ij}$ - é o total do valor da produção do produto i .

Método de cálculo:

A fórmula de cálculo adotada é uma adaptação de Laspeyres - base fixa em cadeia, com atualização de pesos. O índice de quantum de Laspeyres é definido como razão entre o valor da produção no período t e o valor da produção no período 0 , ambos valorados aos preços do período 0 .

$$L(0,t) = \frac{\sum_{i=1}^n p(i,0) q(i,t)}{\sum_{i=1}^n p(i,0) q(i,0)}$$

Onde: $p(i,0)$ - é o preço do produto i no período 0

$q(i,0)$ - é a quantidade do produto i no período 0

$q(i,t)$ - é a quantidade do produto i no período t

$i=1, \dots, n$ - são os produtos

0 - é o período base

t - é o período de referência do índice

Cálculo dos Índices:

ÍNDICE BASE FIXA MENSAL (NÚMERO-ÍNDICE): compara a produção do mês de referência do índice com a média mensal produzida no ano base da pesquisa (1991);

O número índice de quantum denominado índice Base Fixa mensal é definido como:

$$I(0,t) = \sum_{i=1}^n W(i,0) * r(i,t)$$

Onde:

$$W(i,0) = VA(i,0) / \sum_{i=1}^n VA(i,0) \quad e$$

$$r(i,t) = q(i,t) / q(i,0)$$

Como a pesquisa industrial mensal é uma pesquisa por amostragem intencional de produtos e informantes, torna-se inviável o cálculo através da comparação direta $q(i,t) / q(i,0)$ dadas as diferenças entre os painéis de produtos e informantes. Na prática este problema é contornado pelo uso dos relativos em cadeia, considerando-se para cada par de meses os mesmos painéis, de modo que:

$$r(i,t) = q(i,t) / q'(i,0) * q(i,2) / q'(i,1) * \dots * q(i,t) / q'(i,t-1)$$

$q(i,t-1)$ - é a quantidade produzida do produto i no mês t , na interseção dos painéis dos meses $t-1$ e t ;

$q'(i,t-1)$ - é a quantidade produzida do produto i no mês $t-1$, na interseção dos painéis dos meses $t-1$ e t ;

Desta forma, há um controle mensal dos painéis de produtos e informantes, a fim de se garantir a compatibilidade de cada ativo mensal.

Além do número-índice, o sistema gera resultados denominados mensais quando são comparados quaisquer dois meses. O cálculo dos índices mensais, mês t relativamente ao mês $t-1$ é feito pela relação entre os dois números-índices correspondentes, isto é:

$$I(t-1,t) = I(0,t) / I(0,t-1)$$

Ajuste sazonal:

Esta seção apresenta uma descrição do processo de ajuste sazonal e os resultados obtidos com as séries de produção industrial.

A sazonalidade é definida como uma característica do fenômeno econômico. Existem comportamentos de variáveis econômicas que se repetem com uma periodicidade determinada. No caso da produção industrial brasileira, vários fatores concorrem para um comportamento sazonal, entre eles a existência de uma grande variedade de produtos que processam matérias-primas agrícolas e cujo comportamento é fortemente influenciado pela safra agrícola; a concentração da demanda por bens de consumo nos meses finais do ano é influenciada pelo 13º salário; etc.

As séries dessazonalizadas permitem uma visão mais clara das tendências de comportamento do produto industrial. Além disso e como consequência, as séries dessazonalizadas prestam-se melhor a análises estatísticas e econométricas.

O método utilizado para dessazonalizar as séries foi o método X-11. Porém, foge ao escopo do presente trabalho explicá-lo.

Produção física industrial – Indústria geral:

Mês	PFI- Indústria Geral	Mês	PFI- Indústria Geral	Mês	PFI- Indústria Geral
Ago/94	124,7	Jul/96	126,4	Jun/98	122,8
Set/94	121,3	Ago/96	125,6	Jul/98	128,3
Out/94	120,9	Set/96	122,8	Ago/98	125,8
Nov/94	120,9	Out/96	128,3	Set/98	124,1
Dez/94	114,3	Nov/96	122,5	Out/98	123,1
Jan/95	111,7	Dez/96	108,9	Nov/98	118,2
Fev/95	106,5	Jan/97	108,9	Dez/98	102,8
Mar/95	124,2	Fev/97	103,2	Jan/99	101,3
Abr/95	111,6	Mar/97	115,3	Fev/99	97,2
Mai/95	110,6	Abr/97	118,2	Mar/99	115,8
Jun/95	116,1	Mai/97	121,3	Abr/99	111,6
Jul/95	114,9	Jun/97	123,1	Mai/99	119,1
Ago/95	118,2	Jul/97	128,2	Jun/99	119,1
Set/95	113,1	Ago/97	128,4	Jul/99	121,7
Out/95	117,9	Set/97	131,2		
Nov/95	115,4	Out/97	134,5		
Dez/95	100,7	Nov/97	120,6		
Jan/96	101,9	Dez/97	105,4		
Fev/96	99,8	Jan/98	104,9		
Mar/96	109,7	Fev/98	102,2		
Abr/96	108,9	Mar/98	118,9		
Mai/96	117,8	Abr/98	114,4		
Jun/96	111,9	Mai/98	122,8		

A.II) Taxa de juros real do tomador de empréstimos pessoa jurídica

Uma questão que tive que decidir foi sobre qual taxa de juros utilizar. Poderia usar a taxa de juros do Banco Central, ou outra. Então decidi usar a taxa de juros para a pessoa jurídica que toma empréstimos em um banco. Esta taxa é explicada em um “paper” de Renato Fragelli

Cardoso e Sérgio Mikio Koyama, no apêndice “A”, sobre “A cunha fiscal e a intermediação financeira”. Neste trabalho, mostra-se como o spread bancário é formado.

Os bancos captam recursos a uma taxa, e sobre essa taxa se incorrem vários impostos e custos, como o de alguém não pagar o empréstimo que pegou (inadimplência).

A primeira taxa observada é a taxa de captação do CDB. A ela são acrescentados vários outros custos que inflam o valor da taxa. À essa taxa de captação do CDB se somam Impostos Indiretos (PIS/COFINS/IOF), Índice de Inadimplência, Imposto de Renda, Lucro do Banco (que circula entre 0,5 e 1,5%) e CPMF. Chega-se então aos juros nominais do tomador de empréstimos.

Do ponto de vista de um banco, a incidência de impostos sobre as operações de captação de recursos e concessão de empréstimos constitui uma distorção introduzida pelo governo na livre formação de um preço, a taxa de juros. Por representar um ônus para o tomador, mas não um bônus para o poupador, a tributação desestimula tanto o investimento quanto a poupança.

Dificultando então a alocação inter-temporal de recursos na economia, com conseqüências de longo prazo sobre o crescimento econômico.

Mês	Taxa de juros real (do tomador)	Mês	Taxa de juros real (do tomador)	Mês	Taxa de juros real (do tomador)
Ago/94	4,94%	Abr/96	4,24%	Dez/97	4,67%
Set/94	5,98%	Mai/96	3,54%	Jan/98	4,15%
Out/94	4,60%	Jun/96	3,05%	Fev/98	4,34%
Nov/94	5,77%	Jul/96	3,96%	Mar/98	4,61%
Dez/94	8,40%	Ago/96	4,73%	Abr/98	4,26%
Jan/95	7,64%	Set/96	4,31%	Mai/98	3,81%
Fev/95	6,11%	Out/96	4,34%	Jun/98	3,82%
Mar/95	8,20%	Nov/96	3,81%	Jul/98	4,69%

Abr/95	5,14%	Dez/96	3,41%	Ago/98	4,09%
Mai/95	9,05%	Jan/97	2,96%	Set/98	4,68%
Jun/95	6,06%	Fev/97	3,42%	Out/98	4,96%
Jul/95	6,27%	Mar/97	2,80%	Nov/98	4,67%
Ago/95	7,99%	Abr/97	3,65%	Dez/98	3,83%
Set/95	8,67%	Mai/97	3,62%	Jan/99	3,61%
Out/95	7,71%	Jun/97	3,25%	Fev/99	0,10%
Nov/95	5,97%	Jul/97	4,13%	Mar/99	3,69%
Dez/95	6,84%	Ago/97	3,92%	Abr/99	4,41%
Jan/96	4,72%	Set/97	3,40%	Mai/99	4,77%
Fev/96	4,43%	Out/97	3,89%	Jun/99	3,28%
Mar/96	5,18%	Nov/97	4,10%	Jul/99	2,62%

A.III) Taxa nominal de juros para pessoa física

Por último, tentei também explicar a produção física industrial com o auxílio da taxa nominal de juros para a pessoa física. Consegui os dados na mesma fonte anterior.

Mês	taxa nominal- pessoa física	Mês	taxa nominal- pessoa física	Mês	Taxa nominal- pessoa física
Ago/94	12,16%	Abr/96	9,46%	Dez/97	9,62%
Set/94	11,20%	Mai/96	10,01%	Jan/98	9,27%
Out/94	10,45%	Jun/96	8,46%	Fev/98	8,53%
Nov/94	11,59%	Jul/96	9,65%	Mar/98	9,37%
Dez/94	12,66%	Ago/96	9,24%	Abr/98	8,59%
Jan/95	12,18%	Set/96	8,81%	Mai/98	8,64%
Fev/95	9,89%	Out/96	8,27%	Jun/98	8,90%
Mar/95	12,81%	Nov/96	7,65%	Jul/98	9,03%
Abr/95	9,58%	Dez/96	7,83%	Ago/98	8,30%
Mai/95	12,52%	Jan/97	8,18%	Set/98	8,72%
Jun/95	11,86%	Fev/97	7,40%	Out/98	9,13%
Jul/95	11,67%	Mar/97	7,56%	Nov/98	8,80%
Ago/95	12,63%	Abr/97	7,95%	Dez/98	9,40%
Set/95	10,98%	Mai/97	8,04%	Jan/99	8,68%
Out/95	11,09%	Jun/97	8,22%	Fev/99	8,27%
Nov/95	10,50%	Jul/97	8,72%	Mar/99	9,62%
Dez/95	10,26%	Ago/97	8,25%	Abr/99	8,46%
Jan/96	10,57%	Set/97	8,48%	Mai/99	8,74%
Fev/96	9,11%	Out/97	8,69%	Jun/99	8,86%
Mar/96	10,11%	Nov/97	8,99%	Jul/99	9,09%

BIBLIOGRAFIA:

CASTRO, Cláudio Moura. *Estrutura e Apresentação de Publicações Científicas*. São Paulo. McGraw Hill, 1976.

LESSA França, Junia, BORGES, Stella Maris, VASCONCELLOS, Ana Cristina. Et al. *Manual para Normalização de Publicações Técnico-Científicas*. Belo Horizonte, 1992.

GUJARATI, Damodar N. *Basic Econometrics*. Singapoure: Mc Graw Hill, 3rd edition, 1995

COATES, Maria Victoria. *Política de crédito direto ao consumidor e desempenho do setor industrial: uma análise da experiência brasileira, 1972-1981*. Rio de Janeiro. Tese de mestrado apresentada a Pontificia Universidade Católica: 1985

BLANCHARD, Olivier J. *Macroeconomia : Teoria e política econômica*. Rio de Janeiro, Campus 1999

DORNBUSCH , Rudiger. *Macroeconomia* , São Paulo. Mc Graw-Hill,1991

Boletins Banco Central, diversos números.

Relatório De Inflação Do Banco Central, 1999.

Conjuntura Econômica, diversos números.

Periódicos :

Gazeta Merantil

Valor econômico

