

## ***Uma Investigação sobre o Ciclo dos Negócios na Indústria da Bahia***

**Igor Alexandre Clemente de Moraes**

*\* Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).*

**Vanessa Frainer**

*\* Economista pela PUCRS e consultora econômica da FIERGS.*

---

### **Resumo**

Este trabalho tem como objetivo construir um índice, a partir da metodologia de *Stock e Watson*, que possa ser representativo do comportamento da indústria da Bahia. Além disso, é feita uma análise do ciclo dos negócios no setor nos últimos anos. Foi utilizada a metodologia de mudança de regime markoviano para obter, de forma endógena, as datas em que a economia se encontrava em um regime de recessão ou de crescimento. As estimativas feitas mostraram que as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho possuem grande peso na construção de um indicador coincidente. Devido a isso, é de esperar que quando ocorre um movimento brusco de queda nas horas trabalhadas na produção, ou no nível de emprego, há fortes indícios de que a indústria da Bahia está para iniciar um período recessivo. Foi encontrado que os ciclos de crescimento duram em média nove meses, contra dois meses de períodos recessivos. Porém, quando a indústria da Bahia estava em recessão, a queda era de -2,15% contra uma taxa média de crescimento de 0,3% ao mês. Para dados trimestrais, os períodos recessivos tiveram maior duração que os períodos de crescimento na atividade, mas a magnitude desta variação é mais próxima.

---

### **Palavras-chaves**

Markov-switching; Ciclo dos Negócios; Indicador Coincidente; Modelo de fator Dinâmico.

## 1 – INTRODUÇÃO

Há muito que se discute em economia a teoria do ciclo dos negócios, e hoje os países mais desenvolvidos preocupam-se em mensurar o comportamento cíclico da renda, do emprego e da produção, ou individualmente ou então dentro de um modelo que contemple os movimentos comuns entre diferentes variáveis ou economias. A técnica clássica de análise do ciclo dos negócios foi desenvolvida, na primeira metade do século passado, por pesquisadores do *National Bureau of Economic Research* (NBER)<sup>1</sup>, de onde se destaca a publicação de Burns e Mitchell (1946, p. 3), que assim definem o ciclo dos negócios:

*a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycle vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own.*

A partir desta definição, as duas questões centrais nessa teoria passaram a ser como identificar um ciclo histórico e como quantificar os co-movimentos de uma variável econômica específica com o ciclo dos negócios agregado. Ou seja, a finalidade é relacionar o comportamento de alguma variável econômica a um movimento conjunto entre diversas outras variáveis macroeconômicas.

Dado que uma recessão afeta toda a economia, não sendo restrita apenas a um determinado setor, a proposta é analisar uma medida de atividade econômica que seja ampla, tal como o PIB real. Há, porém, uma dificuldade de monitoramento dos ciclos de uma maneira rápida, pois algumas estatísticas não são divulgadas mensalmente.

Desta forma, a metodologia proposta pelo NBER consiste na análise de uma estimativa mensal

do PIB, além de outras variáveis que estão disponíveis em periodicidade mensal<sup>2</sup>. Sendo assim, para identificar o ciclo econômico agregado, uma das alternativas é recorrer à metodologia do NBER que consiste, fundamentalmente, de dois passos. Inicialmente são determinados os pontos em que há uma mudança no comportamento de um conjunto de variáveis econômicas. Estes pontos identificados são denominados de *turning points*<sup>3</sup>. A seguir, esses diferentes momentos identificados para cada série de tempo são comparados entre si, o que permite identificar aqueles que são comuns entre as diferentes variáveis envolvidas.

Se, a partir do julgamento dos analistas que compõem o comitê do NBER<sup>4</sup>, os movimentos cíclicos associados com esses *turning points* são suficientemente persistentes e comuns entre os setores, então, um ciclo econômico agregado pode ser identificado, determinando, assim, quais foram os momentos em que a economia se encontrava em recessão. Essas decisões são geralmente aceitas como datas oficiais do ciclo dos negócios nos Estados Unidos, constituindo-se em um *benchmark* para a análise da atividade econômica agregada. Por fim, além dessa informação, também é possível classificar cada variável econômica envolvida como sendo antecedente ou coincidente com o ciclo agregado.

Apesar da aplicabilidade e simplicidade desse método, algumas deficiências podem ser apontadas. Em primeiro lugar, o fato de que a escolha acerca das datas em que ocorreu uma recessão carregar uma certa dose de subjetividade, o que implica um enorme tempo para sua determinação oficial. Com isso, esse processo não é o mais indicado quando o objetivo é fazer um monitoramento em tempo real

<sup>2</sup> Em especial, o NBER dá peso considerável nessa análise para o emprego e a renda pessoal deduzida de pagamentos de transferência, além de considerar também a produção industrial e o volume de vendas das indústrias.

<sup>3</sup> Os *turning points* são as datas de transição entre os momentos de expansão e de recessão do ciclo dos negócios. Na notação utilizada na literatura, *peaks* é o fim de uma expansão e o início de uma recessão, enquanto que *troughs* é o início de uma expansão e o fim de uma recessão.

<sup>4</sup> O comitê do NBER que define as datas dos ciclos econômicos nos EUA é constituído de sete membros.

<sup>1</sup> O NBER foi fundado em 1920 e a sua primeira publicação sobre as datas dos ciclos na economia americana foi em 1929.

da atividade econômica. Em segundo lugar, apesar de Burns e Mitchell (1946) fornecerem uma descrição estatística dos aspectos cíclicos de várias séries de tempo, a análise proposta não fornece um tratamento matemático formal da medida do ciclo dos negócios. Neste aspecto, a econometria tem sido uma ferramenta muito importante e útil para a evolução da pesquisa nesta área e diversas técnicas paramétricas e não-paramétricas foram desenvolvidas com o intuito de fornecer um caráter formal para a determinação dos *turning points*<sup>5</sup>.

No Brasil, não há instituição, seja do governo seja do setor privado, que utilize qualquer técnica existente para caracterizar, de maneira oficial, as datas em que a economia como um todo, ou determinado setor, se encontra em um regime de recessão. Não só a determinação e o conhecimento dessas datas são importantes para a facilidade do entendimento da história econômica do país, mas também para a atividade econômica, o que tornaria mais eficaz a utilização das políticas monetárias e fiscais.

Assim é que este trabalho tem o intuito de fornecer um subsídio para a análise histórica da indústria baiana, na medida em que é feito um esforço para, a partir de dados oficiais e fazendo uso de algumas técnicas existentes na literatura, caracterizar os *turning points* da indústria do Estado nos últimos anos.

Em particular, é aplicado um modelo de fator dinâmico juntamente com o modelo de mudança de regime, tanto para dados mensais quanto para trimestrais. O conhecimento em tempo real do Estado da economia, neste caso, a indústria, pode contribuir para o entendimento dos impactos de variáveis macroeconômicas importantes sobre a atividade

de econômica do Estado, como o câmbio, a inflação e a taxa de juros.

De uma forma geral, são dois os modelos disponíveis na literatura: um linear e outro não-linear. O primeiro é baseado no trabalho pioneiro de Stock e Watson (1989; 1991) e já difundido na literatura internacional, apesar de pouco aplicado no Brasil. A segunda abordagem faz uso do modelo de mudança de regime markoviano para caracterizar, de forma endógena, as datas dos *turning points* – ver Kim (1994) e Chauvet (1998).

Analisando a história econômica da Bahia nos últimos anos, nota-se que o desenvolvimento econômico do Estado não ocorreu de forma homogênea, tendo sido permeado por vários choques de natureza macroeconômica, o que indica, a princípio, a existência de vários ciclos. Até a década de 1970, a indústria do Estado encontrava-se à margem do projeto de desenvolvimento econômico que foi iniciado no centro-sul do país no final da década de 1950. A produção de bens intermediários, com a constituição do Complexo Petroquímico de Camaçari, promoveu uma mudança estrutural significativa na matriz produtiva do Estado.

A indústria química e a Refinaria Landulfo Alves constituíram as bases para o desenvolvimento do complexo metal-mecânico da Bahia durante este período, que contou com a participação do governo estadual, os incentivos fiscais e também o fornecimento de equipamentos para o setor petroquímico.

Durante a década de 1980, as dificuldades encontradas pelo Brasil no cenário econômico internacional prejudicaram sobremaneira o seu crescimento. A crise macroeconômica atingiu todas as regiões e setores e, na Bahia, este cenário também não foi diferente. Os diversos planos econômicos implementados a partir da segunda metade da década não lograram o objetivo desejado, e os ganhos de renda auferidos no momento seguinte aos pacotes econômicos eram logo traduzidos em pressão sobre os preços, provocando uma grande oscilação na demanda agregada.

<sup>5</sup> O leitor interessado pode consultar Neftci (1982), Diebold e Rudebusch (1996), Hamilton (1989) e Chauvet (1998; 2002). Um dos desdobramentos da técnica desenvolvida pelo *NBER* foi a construção, por parte do Departamento de Comércio dos Estados Unidos (*U. S. Department of Commerce*) de um índice composto, feito a partir da combinação de algumas variáveis econômicas. Esse indicador tem sido muito utilizado pelos formuladores de política econômica para monitorar e prever os *turning points* do ciclo dos negócios nos Estados Unidos.

Com a retração no mercado interno, os investimentos no setor industrial deprimiram-se, comprometendo a produtividade das empresas e o desenvolvimento do setor no Estado. Assim, a década terminou com o país enfrentando uma grave crise econômica interna que desarticulou toda a estrutura produtiva. Além disso, da forma como foi feita a abertura comercial no país no início da década de 1990, pode-se dizer que esta representou uma forte mudança estrutural na produção doméstica. Com o aumento da competição no mercado interno, a indústria nacional viu-se obrigada a passar por um período intenso de reestruturação, com investimentos maciços que resultaram em ganhos de produtividade para o setor e que perduraram por toda a década.

Para o complexo metal-mecânico baiano, o marco nessa mudança foi a privatização de empresas importantes da indústria no Estado. Os novos investimentos no Complexo Petroquímico de Camaçari e a constituição do setor de papel e celulose também são citados como acontecimentos que cul-

minaram numa nova mudança estrutural na matriz produtiva da Bahia. Assim, no início da década passada, o setor químico, que representava 46% do total do Valor Agregado Bruto da indústria de transformação (VAB), atingiu a marca de 56% no final dos anos 1990. Já o gênero de papel e celulose iniciou a década com participação de 0,83% no VAB, passando em 1995 a 5,14%, mas terminando a década em 3,15%<sup>6</sup>.

Por outro lado, a indústria de produtos alimentares foi uma das que mais perderam participação no PIB do setor durante a década de 1990, saindo de um valor de 14,7% em 1990 para 7% ao final da década. Por fim, no final do século passado, a retomada dos investimentos no Estado seria complementada com a implantação de uma montadora de automóveis que constituiria, assim, um elo importante que faltava na sua matriz industrial<sup>7</sup>.

Após a abertura comercial do início da década passada, a indústria brasileira tinha no mercado de trabalho o grande desafio a enfrentar<sup>8</sup>. Na média, o

**Tabela 1 – Indicadores de desempenho da indústria nacional (1992-2002)**

	<b>Custo Unitário do Trabalho</b>	<b>Produtividade na Indústria</b>
Brasil	-17,50%	63,73%
São Paulo	-14,16%	70,60%
Minas Gerais	-29,07%	81,44%
Rio de Janeiro	-40,60%	53,66%
Espírito Santo	-38,97%	89,65%
Bahia	-31,07%	60,43%
Ceará	38,80%	-6,74%
Pernambuco	8,28%	25,58%
Rio Grande do Sul	-5,27%	49,47%
Paraná	-1,51%	31,35%
Santa Catarina	-25,23%	61,21%

**Fonte:** Dados brutos, CNI e IBGE (2005)

<sup>6</sup> Ver Fernandes (2002) e dados do SEI/IBGE.

<sup>7</sup> Para uma discussão sobre os três períodos históricos presentes na economia baiana, consultar Carvalho Junior, Pessoti e Pereira (2002) e, para uma análise histórica da indústria do estado na década de 1990, ver Fernandes (2002).

<sup>8</sup> Para o cálculo da produtividade na indústria foi utilizada a razão entre a produção física do IBGE e as horas trabalhadas na produção na indústria, coletadas nas Federações das Indústrias de cada Estado. Antes de se fazer essa divisão, os dados foram dessazonalizados pelo método X-12, acima, disponível no pacote estatístico PCGIVE 10.0.

aumento da produtividade industrial no Brasil foi da ordem de 63%. Nesse mesmo período, a produtividade na indústria baiana teve um crescimento de 60%, ou seja, 4,8% de taxa de crescimento média ao ano.

Por outro lado, o custo unitário do trabalho<sup>9</sup> teve queda acentuada nesse período, em especial na indústria do Rio de Janeiro (-40,6%), Espírito Santo (-38,9%) e Bahia (-31%), que ficaram muito acima da média brasileira. No caso deste, essa redução no custo foi da ordem de 3,65% ao ano, em média. A conjugação do aumento da produtividade com redução no custo unitário do trabalho no setor, além da elevação da qualificação da mão-de-obra, foi fator de fundamental importância para a melhora na competitividade da indústria nesse período.

Essa dinâmica, porém, não foi constante ao longo da década, em que a mudança de regime cambial de 1999, apesar de incentivar as exportações brasileiras, produziu impactos negativos no setor, na medida em que tornou mais caro para a indústria nacional importar bens de capital. Desta forma, este ajuste cambial dificultou a manutenção de uma taxa acentuada de crescimento da produtividade. De fato, as exportações do Estado, em valor, aumentaram de forma significativa após a mudança de regime cambial: cerca de 52,4%. Porém, essa expansão não foi suficiente para permitir ao Estado atingir a contribuição de 7% sobre as exportações totais brasileiras que foi verificada em 1983.

Assim, apesar de a indústria da Bahia ter-se tornado competitiva frente a seus pares tanto na região quanto no resto do país, durante a década de noventa, um corte temporal revela que o ano de 1999 significou uma ruptura para o setor, com uma mudança estrutural que parece ocorrer tanto na tendência quanto na média de longo prazo. É importante ressaltar que essas mudanças podem estar associadas a um comportamento tanto de curto prazo quanto de longo prazo.

<sup>9</sup> O custo unitário do trabalho foi obtido a partir da razão entre os salários reais pagos na indústria, coletados nas Federações de Indústrias, e a produção física do IBGE.

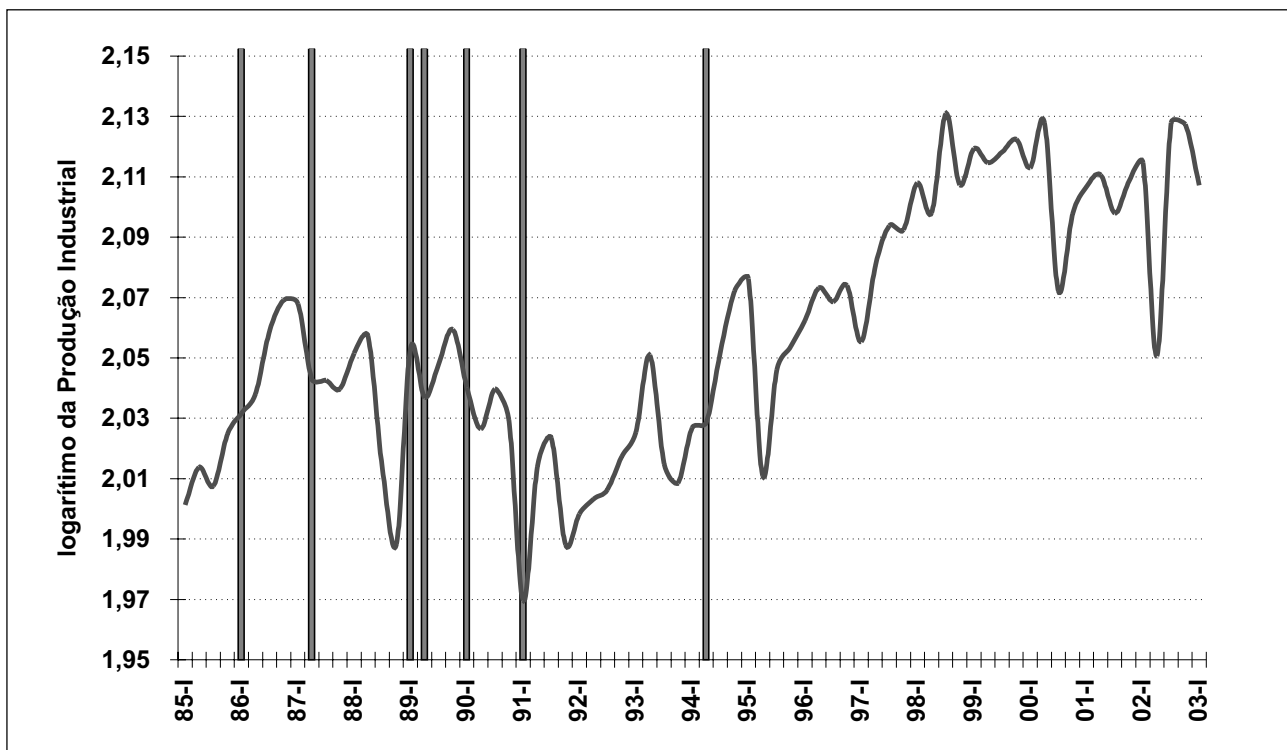
No primeiro caso, destacam-se os choques de natureza macroeconômica, como o Plano Real em 1994, além da própria mudança de regime cambial em 1999, produzindo impacto na produção que levou um certo tempo para se dissipar. E, no segundo caso, cabe citar os investimentos feitos no setor ao longo da década, que modificaram sobremaneira a matriz industrial. Assim, é importante que, em qualquer estudo acerca do desempenho da indústria do Estado, sejam diferenciadas as flutuações econômicas de curto das de longo prazo. Essa divisão permitirá a observação de diversas características que estão presentes em variáveis econômicas e que são conhecidas na literatura como fatos estilizados.

O primeiro fato, ou constatação, é que as flutuações econômicas não apresentam um comportamento cíclico ou regular que possa ser determinado como sendo único ao longo do tempo. Considere-se, por exemplo, a evolução do log do índice da produção industrial da Bahia entre o primeiro trimestre de 1985 e o primeiro trimestre de 2003, tal como mostrado no Gráfico 1.

As barras sinalizam os sete planos econômicos implementados no Brasil nesse período<sup>10</sup>. Como pode ser visto, apesar de existir uma tendência de crescimento na produção industrial ao longo do tempo, esta se mostra bastante irregular, com quedas significativas, como a verificada no segundo trimestre de 1995, de -6,5%, e também de taxa de crescimento positiva, 7,7%, como no terceiro trimestre de 2002. Além da nítida tendência de crescimento após o Plano Real, é possível identificar visualmente a existência das flutuações cíclicas nessa série.

Os ciclos de crescimento são diferentes dos ciclos de negócios. Os primeiros correspondem a variações cíclicas no desvio da produção real da sua tendência de longo prazo, e possuem duas fases: estados de crescimento lento e estados de cres-

<sup>10</sup> Foram estes: em fevereiro de 1986 o Cruzado I, em junho de 1987 o Cruzado II, em janeiro de 1989 o Plano Verão I, em maio do mesmo ano o Plano Verão II, em Março de 1990 o Plano Collor I, em janeiro de 1991 o Plano Collor II e, por fim, em julho de 1994 o Plano Real.



**Gráfico 1 – Produção industrial da Bahia**

Fonte: IBGE (2005)

cimento rápido. Já os ciclos dos negócios, por outro lado, correspondem a queda ou crescimento na atividade que são verificados em vários setores da economia e que também podem ser divididos em duas fases: as recessões e as expansões.

As recessões podem ser interpretadas como um crescimento pequeno, ou quando a economia cresce a taxas negativas, ao passo que as expansões são períodos de crescimento moderado<sup>11</sup>. Portanto, como há uma tendência de crescimento na série da produção industrial, que, por vezes, é interrompida de maneira abrupta, mas de caráter temporário, essa tendência deve ser isolada do componente cíclico. Uma das formas de fazer isso é a partir de uma regressão do log da produção industrial contra o tempo e observar o comportamento dos resíduos<sup>12</sup>.

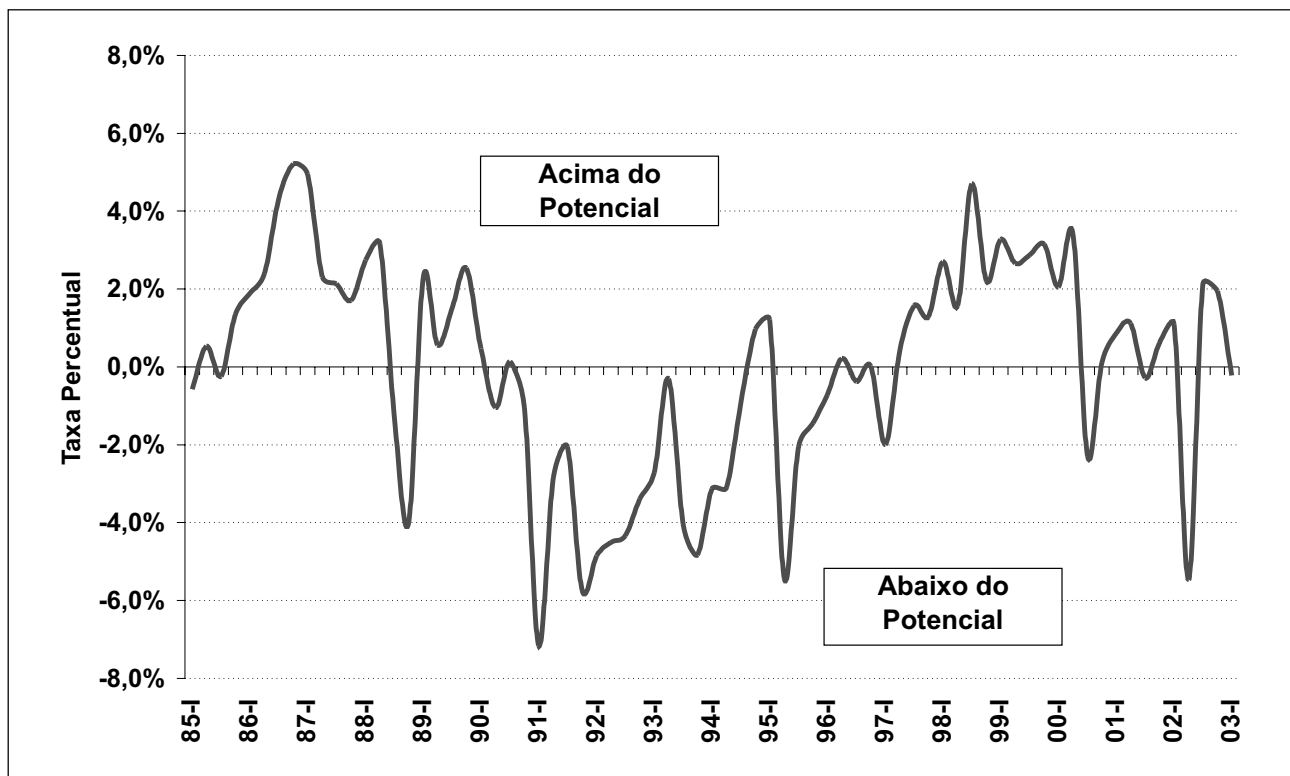
<sup>11</sup> De acordo com a definição de Burns e Mitchell (1946), as taxas de crescimento menores precedem as contrações na economia, enquanto que fases de crescimento altas correspondem a uma recuperação da atividade. Por fim, as expansões são fases de crescimento econômico normal.

<sup>12</sup> Essa regressão é da forma:  $\log(y_t) = \alpha t + \varepsilon_t$ , em que  $y$  é o índice de produção física.

Neste caso, os resíduos desse modelo sinalizam de forma mais clara as flutuações cíclicas da variável em questão. Aplicando essa regressão para a série da produção industrial do IBGE no período aqui considerado, o Gráfico 2 mostra o comportamento dos resíduos obtidos a partir da diferença entre a tendência linear e a série da produção industrial. A linha divisória dos ciclos é o valor zero. Quando a produção está na área acima dessa linha, é dito que esta se encontra além do seu potencial e, de modo contrário, quando está abaixo desse valor, é dito que a produção está abaixo do seu potencial. Ou seja, esta diferença estimada é o *gap* no produto.

O método linear utilizado anteriormente aponta para a existência de doze períodos em que a atividade industrial na Bahia encontrava-se abaixo do seu potencial, que compreendem 93 meses de um total de 221, e que podem ser caracterizados como os *turning points*.

Os períodos mais curtos de contração na atividade industrial são de um trimestre e o mais longo, de dezesseis trimestres, ou seja, não há um padrão



**Gráfico 2 – Diferença linear da série da produção industrial da Bahia**

Fonte: IBGE (2005)

definido para o ciclo. Além do mais, esses intervalos têm sido menores em momentos mais recentes, ou seja, verifica-se uma assimetria na periodicidade da queda na atividade.

Este é apenas um exercício simples de identificação dos períodos cíclicos da atividade industrial, e que possui diversas falhas, em especial, por causa da presença de quebras estruturais que produzem uma não-linearidade na série. Assim, dois pontos podem ser considerados. Em primeiro lugar, mesmo sendo possível identificar os ciclos a partir da regressão linear separando o componente de tendência do ciclo da série, esta ainda contém flutuações de curta duração que não estão propriamente relacionadas com o ciclo dos negócios.

Em segundo lugar, nada garante que a tendência de longo prazo a ser utilizada é realmente linear. Desta forma, este processo só é estatisticamente válido se o componente de crescimento de longo prazo for uma tendência linear no tempo, ou seja, se a produção industrial for estacionária ao redor de uma tendência linear. O teste de Dickey-Fuller e

de Perron (1997) foi feito e as estimativas mostram que a série da produção industrial da Bahia é  $I(1)$ , ou seja, tem raiz unitária, mesmo na presença de quebra estrutural.

Esses resultados nos levam a concluir que, apesar de a série da produção industrial ser estacionária a partir da primeira diferença, a presença de quebras estruturais tanto na constante quanto na tendência sinalizam para um comportamento não-linear. Neste caso, na presença de uma tendência não-linear a estimativa do ciclo feita a partir de um filtro linear, tal como no exercício anterior, conduz à determinação de um ciclo que é espúrio. Portanto, é recomendado que seja utilizada uma técnica que possa captar essa característica.

Um filtro que pode ser utilizado para extrair o componente cíclico de uma série de forma não-linear é o de Hodrick-Prescott, que está demonstrado em Hodrick e Prescott (1997). A estimativa de tendência a partir desse filtro parece se adaptar melhor aos dados. Apesar disto, esta ainda não parece ser a melhor formulação para descrever o com-

portamento da produção industrial da Bahia, tendo produzido grandes resíduos. Nessa metodologia, tal como no modelo linear, também foi identificada a presença de assimetria na periodicidade nos momentos em que a produção estava abaixo do seu potencial.

Uma diferença que existe entre essas duas técnicas aqui utilizadas é que, pelo filtro HP, foram encontrados dez períodos de recessão, com um total de 34 trimestres, contra doze períodos estimados anteriormente. Porém, apesar dessas diferenças, é possível notar pelas duas metodologias uma certa semelhança entre algumas datas em que a atividade industrial estava abaixo de seu potencial.

Além do filtro não-linear de Hodrick-Prescott, uma outra alternativa não-linear de estimar o ciclo econômico é recorrer aos modelos estruturais de série de tempo. Neste caso dos modelos estruturais, a série é decomposta em termos de seus componentes não-observáveis, como, por exemplo, a tendência, a sazonalidade e o ciclo<sup>13</sup>. Dentre as diversas formulações possíveis nos modelos estruturais, a que foi aqui utilizada para caracterizar o movimento cíclico da produção industrial é o modelo de tendência mais ciclo e componente irregular. A comparação entre as estimativas de tendência pelo filtro de Kalman e os demais mostra que este possui uma melhor adaptação ao comportamento da série da produção industrial.

Aqui foram encontrados dezoito períodos de contração, perfazendo um total de 36 trimestres, tendo o mais longo, com seis trimestres seguidos, ocorrido entre o primeiro trimestre de 1985 e o segundo de 1986. A menor queda encontrada foi de -0,19%, em 1986/II, e a maior, de -13,77%, em 2002/II. Novamente, tal como nos dois outros filtros, encontrou-se a presença de assimetria na periodicidade e na amplitude do ciclo. Apesar de este filtro ter estimado mais períodos de ciclo de queda na produção que o linear e o HP, notou-se que a periodicidade aqui é menor. Além disso, existe uma

semelhança entre algumas datas de contração na economia aqui indicadas com a encontrada nos dois outros métodos.

Uma técnica de regra de bolso e que é bastante utilizada por analistas considera a existência de uma recessão na economia a partir da ocorrência de duas quedas consecutivas trimestrais na produção. Neste caso, para a série da produção industrial da Bahia, notou-se que esta teria, durante o período aqui analisado, passado por oito períodos recessivos, menos do que os apontados nos outros métodos.

Esses resultados evidenciam que não há uma constância nas oscilações da produção industrial da Bahia quando do início de um ciclo de queda na produção. Isto nos remete para a análise de dois pontos importantes. Em primeiro lugar, verificar a diferença que existe na magnitude da queda na produção industrial do Estado. Em segundo, o período existente entre uma recessão e outra, ou seja, a duração dos ciclos.

Na ausência de uma data oficial para caracterizar os períodos recessivos da indústria do Estado, uma alternativa para validar essas estimativas é recorrer a alguns eventos de natureza macroeconômica que ocorreram no Brasil durante esse período, notadamente os planos econômicos implementados no país. Com este critério, torna-se possível verificar a existência de uma relação destes com o comportamento da produção industrial da Bahia e as datas indicadas. Outra alternativa é recorrer a Chauvet (2002), que faz estimativas dos *turning points* para a economia brasileira.

No início da segunda metade da década de oitenta, a tentativa frustrada de combater a inflação a partir de um plano heterodoxo, os Planos Cruzado I e II, colocou a economia brasileira numa forte recessão no ano de 1987. Chauvet (2002) encontrou que, no segundo trimestre de 1987, a economia brasileira iniciava um período recessivo que duraria apenas mais um trimestre, até 1987/II. Essas duas datas assinaladas pela autora também foram aqui indicadas como de recessão para a indústria da Bahia. Essa recessão se estendeu nos meses seguin-

<sup>13</sup> Para uma discussão sobre o tema, ver Harvey (1989).



tes, tendo se aprofundado no ano de 1988. Novamente Chauvet (2002) encontrou para a economia brasileira um *peak* (início da recessão) em 1988/II, que se estenderia até 1988/IV. Aqui não foi assinada, porém, queda da atividade no segundo trimestre de 1988, mas, sim, nos dois trimestres seguintes, em especial o quarto trimestre deste ano.

Nas estimativas de *turning points* feitos anteriormente, há indícios de que, nos demais trimestres deste ano, a indústria da Bahia crescia abaixo do seu potencial. Este movimento de queda na produção também ocorria na indústria dos demais Estados da federação. Da mesma forma que o Plano Cruzado, o Plano Verão I, implementado no primeiro trimestre de 1989, falhou na tentativa de combater a crescente inflação, colocando a economia novamente em um processo recessivo.

Os outros planos econômicos que coincidem com as datas aqui indicadas são o Plano Collor I e II, respectivamente março de 1990 e janeiro de 1991. As estimativas de Chauvet (2002) indicam que o país iniciava um processo recessivo no primeiro trimestre de 1990 e que se estenderia até 1991/I. Logo depois, um novo ciclo recessivo na indústria da Bahia, em linha com o encontrado em Chauvet (2002), teria início em 1991/IV e terminaria em 1992/II.

Entre o *impeachment* do presidente Collor e as eleições de 1993, teve-se novamente um cenário de crescimento abaixo do potencial na indústria do Estado, em especial o quarto trimestre de 1993. Porém, esta data não foi encontrada nas estimativas de Chauvet (2002). Um ponto interessante nas datas aqui estimadas é que, após o Plano Real, tanto o método da regressão quanto o filtro HP e o filtro de Kalman indicaram a existência de ciclos curtos de queda na produção. Na verdade, de 1994 em diante, as estimativas aqui apontaram apenas a data de 2003/IV como sendo representativa de queda na produção.

No final de 1994, a crise mexicana forçou o governo brasileiro a aumentar as taxas de juros internas como forma de conter uma corrida contra o

Real. O resultado dessa política monetária restritiva foi a queda na atividade econômica interna que, no caso da indústria baiana, estendeu-se para três trimestres de 1995. Em Chauvet (2002), foi indicado que a economia brasileira iniciava uma recessão em 1995/II e que terminaria em 1995/III. Portanto, apenas o último trimestre daquele ano não coincide com as estimativas para o Brasil. O último ciclo recessivo encontrado para a economia brasileira em Chauvet foi de 1998/I a 1998/IV. Nos métodos aqui utilizados, foram determinadas as datas 1998/II e 1998/IV.

Apesar dos períodos recessivos pós-Plano Real, a estabilidade econômica da segunda metade da década de noventa pode ter contribuído para tornar mais definidos os ciclos de crescimento e de queda na atividade industrial da Bahia. Mas, não apenas isso, estes também pareceram ser de mais curta duração.

Além deste comportamento diferenciado no ciclo econômico apontado anteriormente para a produção física, outro fato estilizado na literatura de macroeconomia é que as flutuações no produto são distribuídas de forma irregular em relação a seus componentes. Por exemplo, a contribuição da variação na produção industrial para a flutuação do PIB total pode ser maior do que a sua participação na composição do próprio produto interno bruto, ou vice-versa<sup>14</sup>.

Por fim, um terceiro fato estilizado é que os movimentos no produto que ocorrem em períodos de crescimento e queda na atividade são assimétricos. Ou seja, períodos de baixo crescimento econômico que são imediatamente seguidos por períodos de alto crescimento econômico são muito mais comuns do que os movimentos inversos; normalmente, os primeiros são de mais longa duração do que os últimos. Esta assimetria na duração do ciclo já foi demonstrada anteriormente a partir do uso do filtro linear, do H-P e do filtro de Kalman. Além disso, a presença dessa assimetria na indústria baiana

<sup>14</sup> Para uma discussão sobre este ponto consultar Romer (1996).

pode ser constatada a partir da análise da variação da produção industrial do Estado entre um trimestre corrente e o trimestre imediatamente anterior.

Apesar de ocorrerem diversas quedas na atividade industrial do Estado durante o período em questão, estas foram de mais curta duração do que os movimentos de crescimento. Por fim, é importante observar que essa assimetria no ciclo econômico deve ser considerada pelo modelo econométrico utilizado, sob pena de se produzirem estimativas inconsistentes. Esse é o objetivo deste artigo, que está assim organizado: além desta introdução, no capítulo dois é mostrada a metodologia que será aplicada para construir um indicador coincidente da indústria da Bahia. No capítulo três, a técnica demonstrada no capítulo dois é utilizada para descrever o comportamento cíclico da indústria do Estado a partir de variáveis levantadas pela FIEB (Federação das Indústrias do Estado da Bahia). Por fim, no capítulo quatro estão as principais conclusões e as indicações de possíveis desdobramentos que podem ser feitos a partir desta pesquisa.

## 2 – METODOLOGIA

A primeira abordagem com o intuito de modelar o ciclo dos negócios é a de Burns e Mitchell (1946), em que é creditada a existência do ciclo ao declínio absoluto no produto. Porém, diversos outros métodos empíricos podem ser utilizados para explicar este comportamento econômico. Uma alternativa ao método clássico seria encontrar os desvios do ciclo de sua tendência de longo prazo através do uso de um filtro linear. Uma das hipóteses utilizadas aqui para isolar o componente cíclico a partir de um filtro linear é que a série seja estacionária ao redor de uma tendência. Mas esta hipótese é questionável para diversas séries macroeconômicas, como o PIB e a produção industrial<sup>15</sup>. Uma outra opção que poderia refletir a idéia de co-movimento é obter uma única série a partir de uma combinação linear de um conjunto de outras séries e analisar o

comportamento cíclico dessa série resultante como representativo de todas as demais a partir da metodologia de análise de componente principal. Barros (1993) utilizou este método para séries brasileiras, encontrando evidências de correlação na frequência do ciclo dos negócios, o que suporta a hipótese de existência de co-movimento.

Diversas formulações foram sugeridas para analisar essas relações, mas, desde a crítica de Sims (1980) à modelagem macroeconômica tradicional, as análises paramétricas via modelos VAR – vetores auto-regressivos – passaram a ser largamente utilizadas na macroeconometria. Dentre os principais modelos, destacam-se os que possuem uma estrutura estocástica multivariada, uma vez que podem servir para modelar as relações econômicas entre as variáveis não apenas no curto prazo, mas também no longo prazo, a partir do uso de vetores auto-regressivos e do conceito de co-integração e de mecanismo de correção de erros. Engle e Issler (1993) aplicam esta metodologia para analisar os co-movimentos no curto e longo prazos do PIB *per capita* da Argentina, Brasil e México, no pós-guerra, encontrando evidências de ciclos e tendências comuns.

Uma simplificação proposta da estrutura VAR são os modelos de fator. Neste caso, os co-movimentos de variáveis macroeconômicas contemporâneas ocorrem, pois eles são conduzidos, em parte, por choques comuns. Por exemplo, em um modelo de um fator, o comportamento de um conjunto de  $n$  variáveis é qualitativamente similar ao comportamento de somente uma variável, ou seja, o fator comum.

Nas últimas décadas, os modelos analíticos que formalizaram a construção de indicadores econômicos e que permitiram identificar e prever os momentos em que uma economia inicia ou termina uma recessão têm ganho popularidade. Um dos exemplos mais recentes e influentes é o modelo de fator dinâmico linear de Stock e Watson (1989; 1991; 1993), em que os co-movimentos entre as variáveis econômicas são capturados por um índice composto. A abordagem do modelo de fator dinâmico line-

<sup>15</sup> Devido à existência de raiz unitária e, possivelmente, de uma tendência não linear, a utilização de um filtro linear resultaria na obtenção de um ciclo espúrio.

ar considera a existência de simetria no ciclo dos negócios, ou seja, períodos de recessão e crescimento têm a mesma duração, magnitude e amplitude. Este modelo foi aplicado a séries macroeconômicas brasileiras com dois enfoques diferentes. Spacov (2001), com o intuito de construir um indicador coincidente e antecedente para a economia brasileira, e Pichetti e Toledo (2002), para produzir um indicador coincidente da produção física industrial, com base nos índices das categorias de uso calculados pelo IBGE.

Para caracterizar esses co-movimentos além dos modelos de fatores dinâmicos, também podem ser utilizados os modelos não-lineares, como os de mudança de regime. Recentemente, após a publicação do artigo de Hamilton (1989) sobre o ciclo dos negócios do PIB nos EUA, cresceu o interesse pelas estimativas não-lineares a partir do método de mudança de regime markoviano, seja para aplicações em séries macroeconômicas, seja ainda em séries financeiras. Porém, até a publicação de Diebold e Rudebusch (1996), estas duas características do ciclo dos negócios, os co-movimentos e a não linearidade, eram tratadas de forma isolada. Esses autores então propuseram um modelo de fator dinâmico multivariado com mudança de regime que domina essas duas características-chave dos ciclos dos negócios.

Neste caso, a taxa de crescimento de cada uma das séries consideradas como indicadores coincidentes irá depender dos valores correntes e passados de um fator comum não observado, que é então interpretado como o índice composto de indicadores coincidentes. Chauvet (1998) estimou um modelo de fator dinâmico com base em um algoritmo desenvolvido por Kim (1994), que permite que o indicador resultante seja governado por uma variável de estado não observada. Esta formulação não-linear produziu resultados muito mais satisfatórios comparativamente ao modelo linear de Stock e Watson (1991).

Além disto, a previsão dos períodos de recessão e crescimento feita pela autora coincide com a indicada pelo *NBER* para a economia americana. A autora também destaca que uma das vantagens do

modelo de mudança de regime é que este pode ser utilizado para se fazer inferência em tempo real sobre em que estado se encontra a atividade econômica. Uma série de outros trabalhos seguiu aplicando as metodologias linear e não-linear a diversas variáveis e problemas macroeconômicos. Ver Moraes (2003) para uma resenha e aplicação a séries brasileiras.

Além dessa metodologia, Forni et al. (2005) propõem uma nova forma de construir indicadores coincidentes e antecedentes, fundamentada na análise de fator dinâmico e de componente principal dinâmico, usando dados macroeconômicos de países da União Monetária Européia. Por fim, tem-se o artigo de Chauvet (2005), em que há uma aplicação do modelo de fator para produzir indicadores antecedentes para a inflação no Brasil e o de Kholodilin (2005), que utiliza um modelo de dois fatores para caracterizar o ciclo dos negócios na economia americana.

O objetivo deste capítulo é apresentar a metodologia de fator dinâmico sob o enfoque dado por Stock e Watson (1991) para o modelo linear e a de Chauvet (1998; 2002) para a formulação não-linear. Desta forma, este é dividido em três partes. Na seção 2.1 é explicado o modelo linear; na seção 2.2 é descrito o modelo não-linear e, na seção 2.3, o processo de estimação que é utilizado nessas duas formulações.

## 2.1 – Modelo Linear

Seja um vetor  $Y_{it}$  ( $n \times 1$ ) do log de variáveis coincidentes em que é assumido que todas as séries em  $y_{it}$  possuem raiz unitária, mas são não co-integradas<sup>16</sup>. A construção de um índice comum é feita a partir de um modelo de fator dinâmico com as variáveis medidas em nível. Neste caso, assumindo que estas sejam  $I(1)$ , é feita a primeira diferença, e o modelo tem o seguinte formato:

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} \quad (2.1)$$

<sup>16</sup> Nieto e Melo (2005) apresentam um modelo que incorpora a hipótese de co-integração.

$$(\Delta C_t - \delta) = \phi_1(\Delta C_{t-1} - \delta) + \dots + \phi_r(\Delta C_{t-r} - \delta) + \eta_t \quad (2.2)$$

$$\Delta u_{it} = d_{i1}\Delta u_{it-1} + \dots + d_{ip}\Delta u_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (2.3)$$

onde  $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$  é o choque comum,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Sigma_\varepsilon)$  é o erro de medida, a matriz de variância-covariância dada por  $Q = \begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_\varepsilon \end{pmatrix}$ ,  $\Delta C_t$  é o componente comum,  $\delta$  é uma constante no tempo,  $\sigma_\eta^2 = 1$ ,  $\Delta u_{it}$  é formulado de tal maneira a captar os efeitos dinâmicos dos choques, porém, estes são independentes e  $\gamma_i$  são os diferentes pesos do componente comum<sup>17</sup> que medem a sensibilidade de cada série para com o ciclo dos negócios.

Como  $E(\Delta Y_{it}) = E(D_i) + E(\gamma_i \Delta C_t) + E(\Delta u_{it}) = D_i + \gamma_i \delta$ , o modelo acima pode ser expresso a partir do desvio das variáveis em relação à média,  $\Delta y_{it} = \gamma_i \Delta c_t + \Delta u_{it}$  onde  $\Delta y_{it} = \Delta Y_{it} - E(\Delta Y_{it})$  e, a partir de  $\Delta c_t = \Delta C_t - \delta$ , a equação (2.2) passa a ser dada por:

$$\Delta c_t = \phi_1 \Delta c_{t-1} + \dots + \phi_r \Delta c_{t-r} + \eta_t \quad (2.4)$$

O problema estatístico a ser solucionado aqui é estimar  $\Delta c_t$  para cada  $t=1, \dots, n$ , usando o conjunto de observações disponível até o momento  $t$ , ou seja,  $\{c_t; t=1, \dots, n\}$ . A solução proposta por Stock e Watson (1991) foi colocar as equações (2.1) a (2.3) no formato espaço-estado e utilizar o filtro de Kalman para obter os hiperparâmetros do modelo. Feito isto, a estimativa de  $\Delta c_t$  corresponde ao índice coincidente, ao passo que as suas previsões para  $k$  períodos à frente estão relacionadas ao que se denomina de índice antecedente (ver Harvey, 1989).

Para o caso de cinco variáveis  $\Delta y_{it} = (\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t}, \Delta y_{3t}, \Delta y_{4t}, \Delta y_{5t})$  e o número de defasagens para  $\Delta c_t$  e  $\Delta u_{it}$  igual a dois, ou seja,  $r=p=2$  em (2.3) e (2.4), então, as equações de medida e de transição são dadas, respectivamente, por:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \\ \Delta y_{4t} \\ \Delta y_{5t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \\ u_{4t} \\ u_{4t-1} \\ u_{5t} \\ u_{5t-1} \end{bmatrix} \quad (2.5)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta c_t \\ \Delta c_{t-1} \\ u_{1t} \\ u_{1t-1} \\ u_{2t} \\ u_{2t-1} \\ u_{3t} \\ u_{3t-1} \\ u_{4t} \\ u_{4t-1} \\ u_{5t} \\ u_{5t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & d_{11} & d_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & d_{21} & d_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{31} & d_{32} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{41} & d_{42} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & d_{51} & d_{52} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta c_{t-1} \\ \Delta c_{t-2} \\ u_{1t-1} \\ u_{1t-2} \\ u_{2t-1} \\ u_{2t-2} \\ u_{3t-1} \\ u_{3t-2} \\ u_{4t-1} \\ u_{4t-2} \\ u_{5t-1} \\ u_{5t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (2.6)$$

## 2.2 – Modelo Não-linear

O modelo de fator dinâmico linear de Stock e Watson (1991), descrito na seção anterior, considera apenas uma característica do ciclo dos negócios, qual seja, o co-movimento entre variáveis econômicas. Um outro aspecto muito importante, como por exemplo, a não-linearidade, não é abordada neste modelo. Esta, por sua vez, foi estudada na descrição dos ciclos dos negócios por Hamilton (1989), a partir de um modelo univariado de mudança de regime aplicado ao PIB dos Estados Unidos. Posteriormente, em Chauvet (1998), a assimetria e o modelo de Stock e Watson (1991) foram abordados de forma conjunta em uma formulação denominada de fator dinâmico multivariado com mudança de regime.

A partir do momento em que se permite a existência de assimetria no ciclo dos negócios, a taxa de crescimento dos indicadores coincidentes observados,  $\Delta y_{it}$ , dependerá, além de valores presentes e passados, de um fator comum não observado  $\Delta c_t$ , também do fato de a economia estar em um dado

<sup>17</sup> Para ser consistente com a restrição  $\sigma_\eta^2 = 1$ , as séries em

$\Delta y_{it}$  são padronizadas a partir de  $\Delta y_{it} / s_i$  onde  $s_i^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^n (\Delta y_{it} - \bar{y}_i)^2$ .

estado, ou seja, o regime. Desta forma, para incorporar essa característica, o conjunto de equações (2.1) a (2.3) passa a ser dado por:

$$\Delta Y_{it} = D_i + \gamma_i \Delta C_t + \Delta u_{it} \quad (2.7)$$

$$(\Delta C_t - \mu_{s_t} - \delta) = \phi_1 (\Delta C_{t-1} - \mu_{s_t} - \delta) + \dots + \phi_r (\Delta C_{t-r} - \mu_{s_t} - \delta) + \eta_t \quad (2.8)$$

$$\Delta u_{it} = d_{i1} \Delta u_{it-1} + \dots + d_{ip} \Delta u_{it-p} + \varepsilon_{it} \quad (2.9)$$

onde  $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ ,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Sigma_\varepsilon)$ ,  $\Delta C_t$  é o componente comum,  $\delta$  é uma constante no tempo e  $\sigma_\eta^2 = 1$ . Além disso, todos os choques são independentes,  $\gamma_i$  são os diferentes pesos do componente comum e  $\mu_{s_t}$  depende de a economia estar em um determinado estado. Considerando a possibilidade de apenas dois estados, que são caracterizados como de recessão ou crescimento, por exemplo, então tem-se que  $\mu_{s_t} = \mu_0 + \mu_1 S_t$ , onde  $\mu_1 > 0$ ,  $S_t = \{0, 1\}$  e a transição entre estes estados é dada pelas probabilidades de transição:  $\Pr[S_t = 1 / S_{t-1} = 1] = p$  e  $\Pr[S_t = 0 / S_{t-1} = 0] = q$ , onde  $p$  é a probabilidade de se estar em crescimento em  $t$  dado, que estava em crescimento em  $t-1$ , e  $q$  é a probabilidade de a indústria estar em recessão em  $t$  dado, que também estava em recessão em  $t-1$ .

Note que, diferentemente do modelo linear de Stock e Watson (1991), a formulação não-linear permite que a taxa de crescimento média de longo prazo do índice coincidente mude entre os dois regimes dos ciclos dos negócios. Esta taxa de crescimento é dada por  $\delta$  e, impondo para  $\mu_{s_t}$  uma média zero, esta variável passa a representar os desvios desta taxa de crescimento de longo prazo de acordo com o estado da economia. No caso de dois estados,  $S_t = \{0, 1\}$ , estes podem ser caracterizados como sendo de recessão ou crescimento. Assim, o fator dinâmico estimado, além de representar o co-movimento entre as variáveis, pode também ser interpretado como o ciclo dos negócios (ver Kim e Yoo, 1995, e Kim e Nelson, 2000).

Nada garante, porém, que o conjunto de dados a ser utilizado é caracterizado por apenas um fator. Kim e Piger (2000) estimam um modelo com dois fatores dinâmicos, ou seja, uma tendência estocástica e um componente transitório comum. Modelos com mais de um fator também foram utilizados por Engle e Issler (1995), Issler e Vahid (1998) e Kholodilin (2005).

## 2.3 – Processo de Estimação

A estimação dos hiperparâmetros do modelo de fator dinâmico linear não apresenta maiores dificuldades. Sejam as seguintes equações de medida e de transição:

$$\Delta y_t = H\beta_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$\begin{aligned} \beta_t &= \mu + F\beta_{t-1} + v_t \\ \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \end{pmatrix} &\sim N \begin{pmatrix} R & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (2.11)$$

de um modelo tal como o que foi representado por (2.1) a (2.3). Desta forma, os hiperparâmetros são obtidos a partir do uso do filtro de Kalman, que calcula de forma recursiva o vetor de estados não observado no tempo  $t$  com base em toda a informação até  $t-1$ .

Porém, a partir do momento que se insere nas equações de medida e de transição uma mudança de regime, os parâmetros do modelo passam a depender do comportamento de uma variável de valor discreto,  $S_t = 1, 2, \dots, M$ , que não é observada. Como resultado, há um aumento significativo do número de parâmetros a serem estimados em cada iteração do filtro de Kalman.

A alternativa encontrada por Kim (1994) para limitar o número de parâmetros foi utilizar um algoritmo de alisamento e filtro básico para um modelo espaço-estado com regime markoviano em que a estimação dos parâmetros desconhecidos do modelo é feita por máxima verossimilhança. Esta técnica pode ser aplicada, sob algumas restrições, para se obter inferência sobre qualquer modelo di-

nômico de série de tempo com mudança de regime e que possa ser colocado no formato espaço-estado.

Assim, de forma resumida, o filtro de Kim é dado por uma combinação entre o filtro de Kalman e o filtro de Hamilton, considerando a aproximação das estimativas posteriores como forma de reduzir o número de equações encontradas a cada passo. Para uma descrição do processo de funcionamento desse filtro, ver Kim (1994) e Kim e Nelson (2000).

### 3 – UM INDICADOR COINCIDENTE PARA A INDÚSTRIA DA BAHIA

Esta seção tem o intuito de aplicar a metodologia linear e não-linear de Stock e Watson (1991), apresentada no capítulo anterior, para desenvolver um modelo de fator comum que possa ser representativo de toda a indústria da Bahia. A partir de então, para caracterizar o ciclo econômico, utilizou-se o modelo de mudança de regime proposto por Hamilton (1989). Desta forma, é possível fornecer um caráter estatístico para a determinação dos *turning points* no setor. A estimação desses dois modelos em conjunto foi a proposta presente no algoritmo de Kim (1994) e aplicada por Chauvet (1998; 2002).

As variáveis que foram aqui utilizadas foram coletadas na Federação das Indústrias do Estado da Bahia: vendas reais, pessoal empregado na indústria, salário líquido real pago no setor, horas trabalhadas na produção e utilização da capacidade instalada. A análise foi feita tanto nas séries mensais quanto trimestrais, como forma de poder fornecer subsídio suficiente para a adoção das datas desses ciclos.

#### 3.1 – Análise dos Dados Mensais

As séries mensais tiveram início em janeiro de 1992 e término em maio de 2003, perfazendo um total de 137 observações<sup>18</sup>. Os testes de *Augmented Dickey-Fuller* e de Perron (1997), feitos para as séries em nível e em diferenças, permitiram concluir que todas são I(1) quando medidas em nível. A Tabela 2 traz os resultados para as estimativas deste modelo linear.

De fato, quando se analisa este componente (Gráfico 3), pode-se ver o comportamento do índice coincidente, e nos Gráficos 4 a 8 seu comportamento relativamente a cada variável.

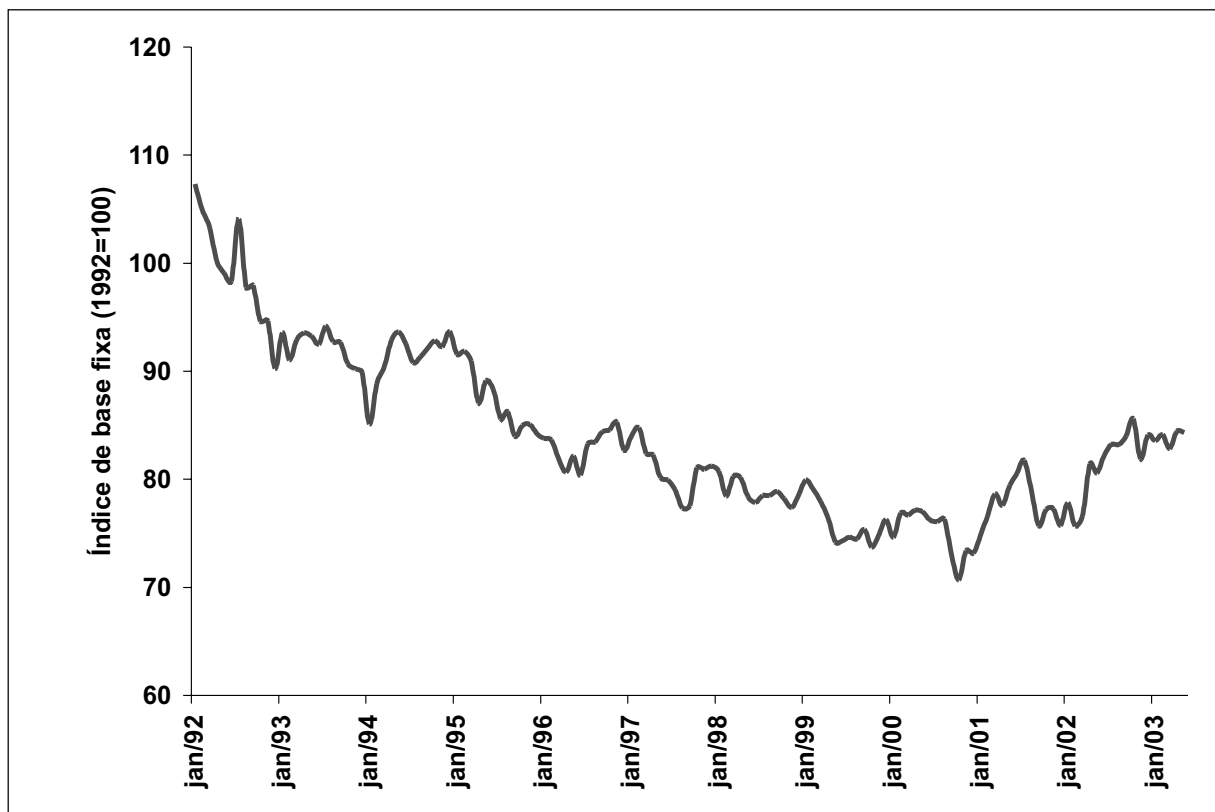
Por fim, têm-se as estimativas de  $\gamma_p$ , que representam os pesos de cada variável que compõe este índice coincidente. Pelos altos valores encontrados

**Tabela 2 – Estimativa dos parâmetros: modelo linear de Stock e Watson**

Parâmetros	Coefficientes	Desvio-padrão	Parâmetros	Coefficientes	Desvio-padrão
$\phi_1$	0,24	0,113	$d_{52}$	-0,011	0,009
$\phi_2$	-0,014	0,013	$\sigma_{vendas}$	32,16	3,90
$d_{11}$	-0,415	0,084	$\sigma_{pessoal}$	0,749	0,023
$d_{12}$	-0,043	0,017	$\sigma_{salário}$	10,83	1,318
$d_{21}$	-0,036	0,165	$\sigma_{horas}$	6,84	0,87
$d_{22}$	-0,0003	0,002	$\sigma_{uci}$	11,51	1,39
$d_{31}$	-0,697	0,088	$\gamma_{vendas}$	0,113	0,022
$d_{32}$	0,054	0,091	$\gamma_{pessoal}$	1,27	0,049
$d_{41}$	-0,471	0,092	$\gamma_{salário}$	0,498	0,219
$d_{42}$	-0,055	0,021	$\gamma_{horas}$	1,706	0,256
$d_{51}$	-0,216	0,087	$\gamma_{uci}$	0,075	0,033

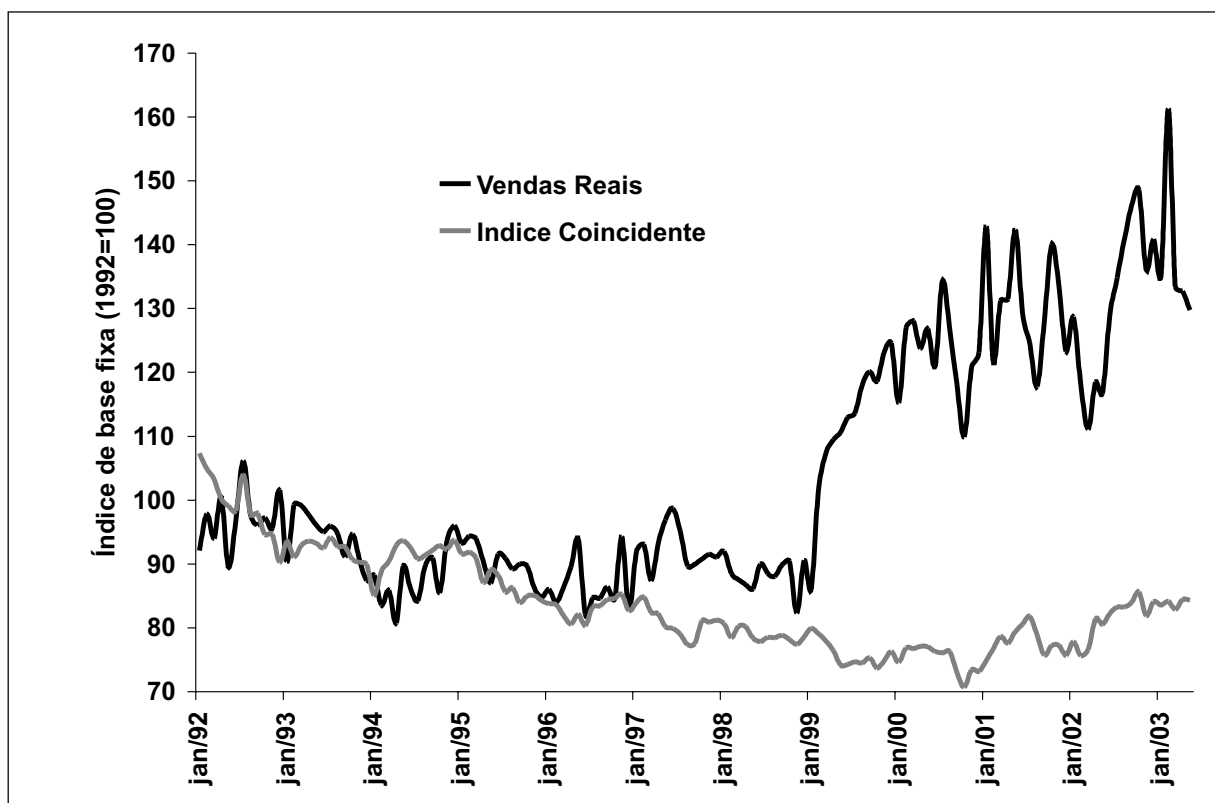
**Fonte:** Elaboração do autor

<sup>18</sup> Todos os dados, à exceção da Utilização da Capacidade instalada, são expressos em índice de base fixa, em que 1992=100, e foram dessazonalizados pelo método X-12 Arima.



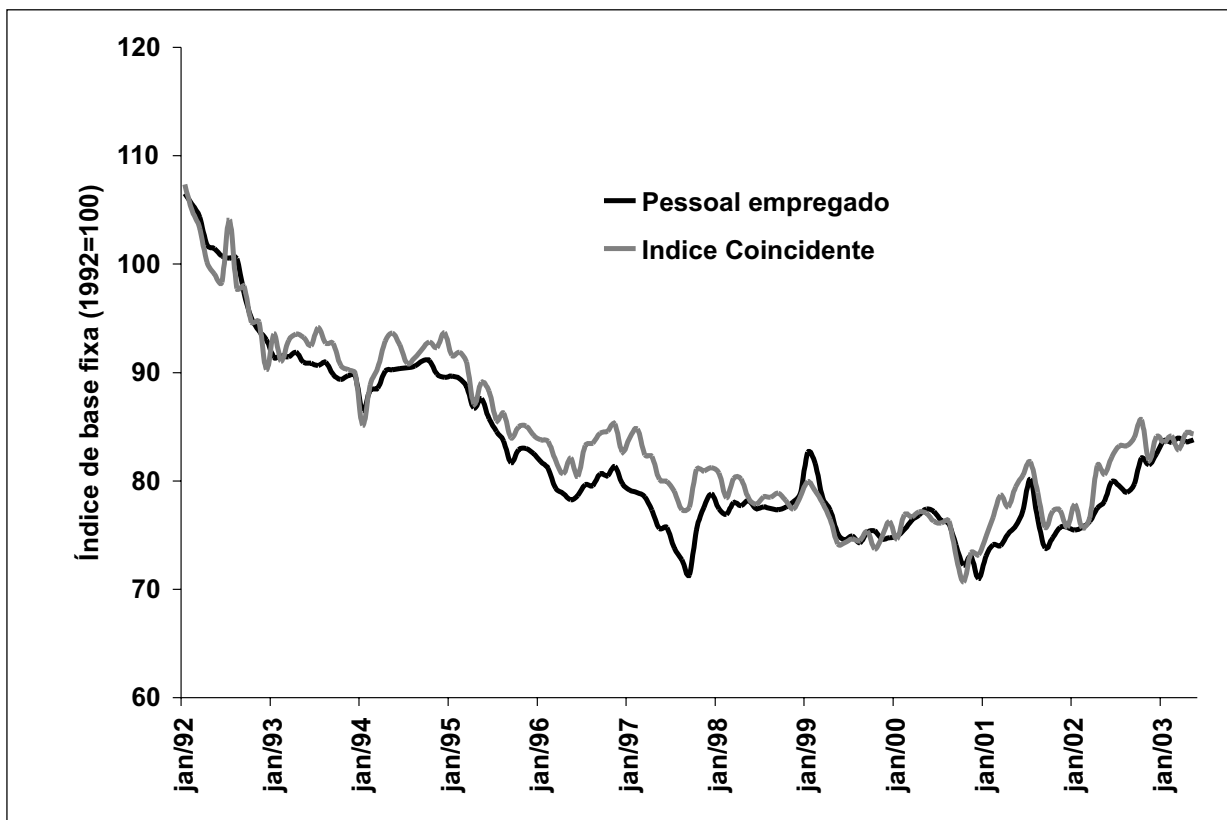
**Gráfico 3 – Índice coincidente**

Fonte: Elaboração do autor



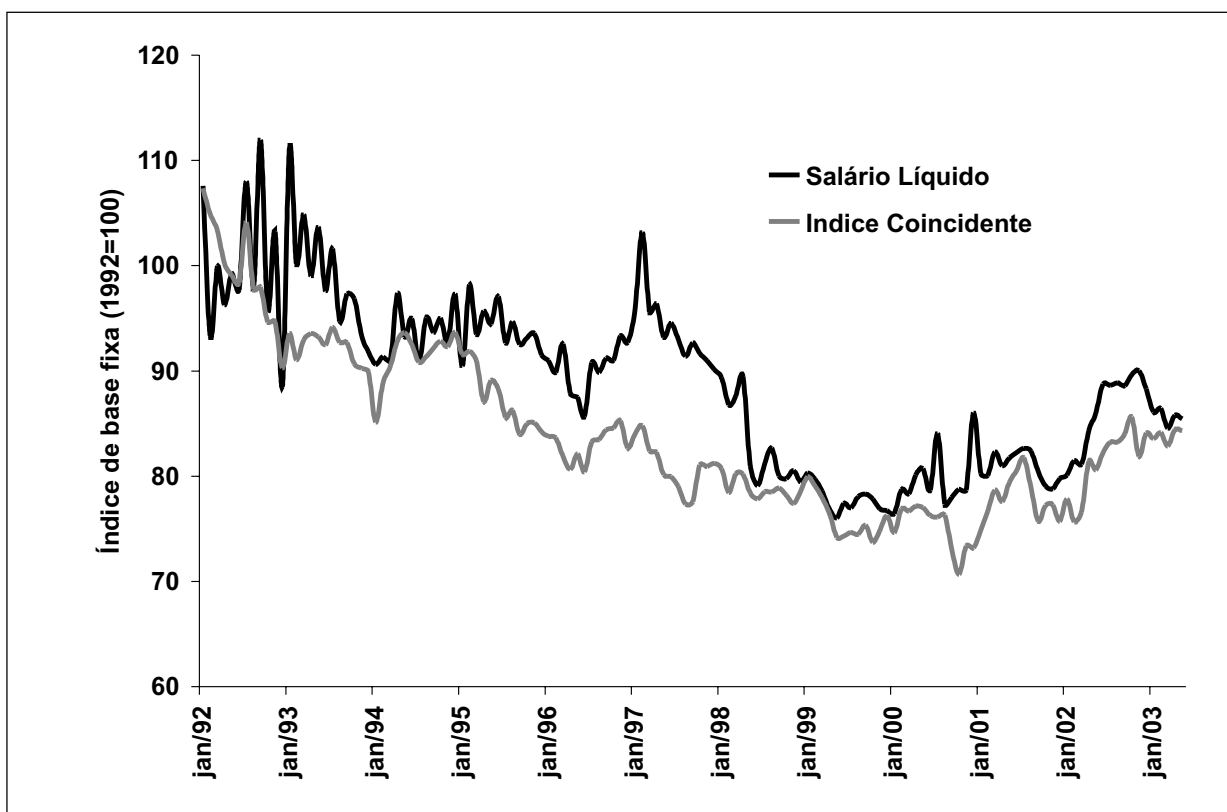
**Gráfico 4 – Vendas e índice coincidente**

Fonte: FIEB (2005)



**Gráfico 5 – Pessoal empregado e índice coincidente**

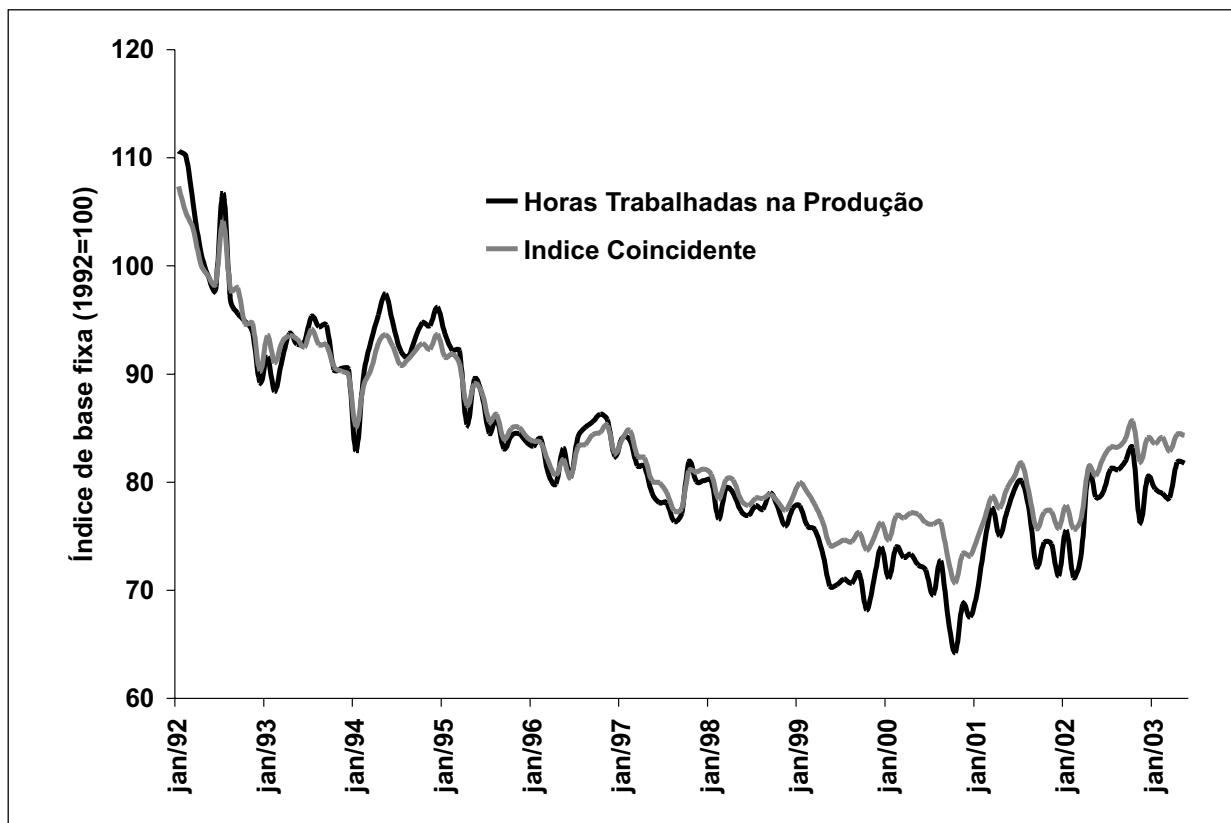
Fonte: FIEB (2005)



**Gráfico 6 – Salário líquido e índice coincidente**

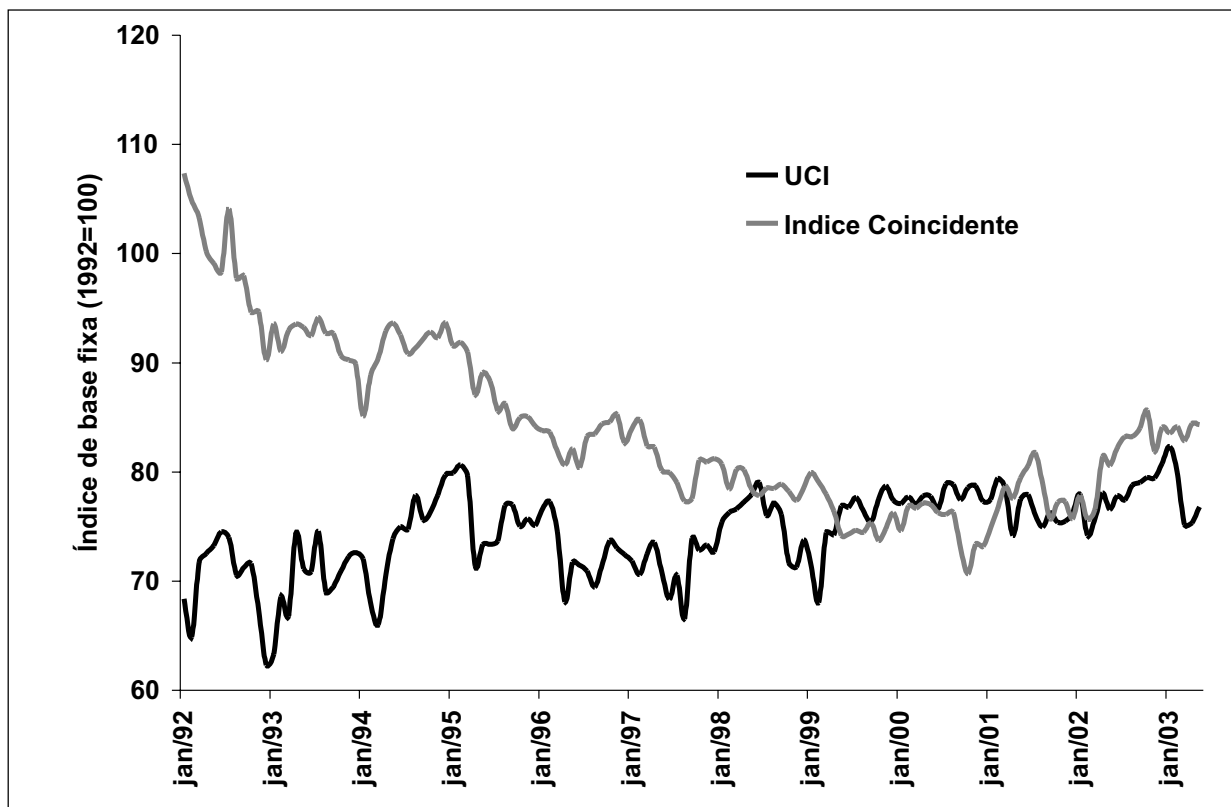
Fonte: FIEB (2005)





**Gráfico 7 – Horas trabalhadas na produção e índice coincidente**

Fonte: FIEB (2005)



**Gráfico 8 – UCI e índice coincidente**

Fonte: FIEB (2005)

para o coeficiente de pessoal empregado (1,27), horas trabalhadas na produção (1,70) e salários líquidos reais (0,49), é de esperar que estes tenham maiores pesos na composição do indicador final.

Assim, normalizando para 1 estes pesos, tem-se que a variável horas trabalhadas passa a ter um peso final de 46% na composição do índice, enquanto que pessoal empregado, 34,6%. A Tabela 3 mostra estas ponderações<sup>19</sup>.

Vale ressaltar que as variáveis que possuem a maior correlação com o indicador coincidente estão relacionadas ao comportamento do mercado de trabalho. Isto pode ser explicado pela dinâmica menos errática dessas três variáveis ao longo do tempo.

Em relação às vendas reais, notou-se que há um descolamento do índice a partir de 1999. Isto é explicado pelo comportamento da variável vendas em relação às demais. Até esta data, as vendas da indústria apresentavam uma certa estabilidade e, mesmo com a queda verificada na série de pessoal empregado e salários líquidos, estas não foram tão significativas a ponto de produzirem um grande desvio do comportamento do indicador em relação à série das vendas. Neste caso, a mudança de regime cambial pode estar influenciando este comportamento.

O uso da variável utilização da capacidade instalada pode estar gerando uma distorção nos resul-

tados finais por dois motivos. Em primeiro lugar, esta é uma variável cujo intervalo de oscilação é muito pequeno – no caso da indústria da Bahia, vai de um mínimo de 63% de utilização a um máximo de 82% durante o período de análise. Neste caso, mesmo que o teste de raiz unitária aponte para a existência de uma tendência temporal, esta não parece fazer sentido econômico, sendo bem provável que os resultados possam estar sendo influenciados pelo reduzido número de observações.

O segundo ponto a destacar é que a utilização da capacidade é uma variável que carrega grande dose de subjetividade na sua composição. Ou seja, por mais que a sua composição seja feita da forma mais próxima à realidade, o que se nota nos números apresentados é uma baixa sensibilidade desta para com os movimentos cíclicos da produção industrial. Por exemplo, em períodos em que o grau de utilização do setor foi mais elevado, revelando um aumento da produção, seu nível nunca ultrapassou os 85%. Além disso, o fato de a utilização da capacidade ter apresentado um peso pequeno na composição do índice coincidente é um sinal de que essa variável pouco pode estar explicando em qual estado encontra-se a indústria da Bahia.

Assim, para verificar a validade do uso da utilização da capacidade instalada no índice final, o mesmo modelo anterior foi estimado, porém, eliminando esta variável. Os resultados mostraram pouca modificação entre os coeficientes estimados com cinco variáveis e os estimados com quatro<sup>20</sup>.

**Tabela 3 – Características do indicador coincidente**

Variáveis	Pesos de cada variável	Correlação com o indicador coincidente
Vendas Reais	3,11%	-0,399
Pessoal Empregado	34,66%	0,97
Salários Líquidos	13,61%	0,842
Horas Trabalhadas	46,55%	0,986
Utilização da Capacidade	2,07%	-0,418

**Fonte:** Elaboração do autor

<sup>19</sup> Uma outra forma de se chegar a estes pesos seria utilizar a análise de componente principal.

<sup>20</sup> As correlações entre as outras variáveis e o componente comum em pouco se modificaram, e a correlação entre o indicador coincidente estimado com cinco variáveis e o encontrado para quatro variáveis é alta (0,999).

A conclusão a que se chegou na análise das variáveis com dados mensais foi que, na medida em que o indicador coincidente tem como objetivo descrever, a partir de um único índice, o comportamento de todo o setor, as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho apresentaram os maiores pesos individualmente.

A explicação para este fato está relacionada à rigidez desse mercado no Brasil, o que dificulta um aumento do emprego em momentos de aquecimento econômico, bem como inibe as demissões em períodos de quedas de atividade que são vistas, principalmente, como conjunturais, o que reduz a variabilidade desse indicador. Na verdade, o primeiro movimento que as empresas fazem é aumentar ou diminuir as horas trabalhadas para, em um segundo momento, reduzirem seu quadro de pessoal. Desta forma, devido a esta rigidez, o fechamento de postos de trabalho pode ser visto como um forte indicativo de mudança no comportamento agregado do setor.

Quando foi incorporada a mudança de regime,<sup>21</sup> o modelo não pareceu ser robusto, ou seja, as estimativas finais foram muito mais sensíveis ao valor determinado para os parâmetros iniciais<sup>22</sup>. Desta forma, para uma mesma formulação foram tentados diferentes valores iniciais para os parâmetros, e a escolha do modelo final teve como critério aquele que apresentasse o maior valor do log da verossimilhança. A formulação final mostrou que, no regime caracterizado de recessão (regime 1), a indústria do Estado teve queda na produção de -2,5%. Já no regime de crescimento econômico, a taxa foi de 0,3%.

O Gráfico 9 mostra que probabilidade alisada<sup>23</sup> da atividade industrial encontra-se em recessão em determinados momentos. Quando a linha no gráfico está abaixo do valor 0,5, então é dito que a economia está dentro da região de menor probabilidade de recessão. Por outro lado, quan-

do esta se encontra acima do valor 0,5, então há uma probabilidade maior de a economia entrar em recessão.

O Gráfico 10 descreve a evolução da probabilidade de o indicador coincidente da indústria da Bahia estar no estado 1, qual seja, crescimento econômico. Vale ressaltar que a linha de probabilidade deste gráfico é dada por  $1-p$ , onde  $p$  é a probabilidade de estar em recessão. De forma resumida, este gráfico é o inverso do anterior. Da mesma forma que é feita a análise para os períodos de recessão, aqui se diz que a economia está com maior probabilidade de encontrar-se em crescimento econômico quando a linha de probabilidade está acima do valor 0,5. Estimadas estas probabilidades, é possível determinar os *turning points* do índice coincidente da atividade industrial da Bahia. A Tabela 4 traz essas datas para dados em periodicidade mensal.

Como dito anteriormente, *peaks* são caracterizados como início de uma recessão e *troughs*, o seu término. Assim, pode-se ver que, entre janeiro de 1992 e maio de 2003, a indústria da Bahia esteve em recessão em oito oportunidades. Nessas datas, a recessão de maior duração ocorreu entre agosto de 1992 e dezembro do mesmo ano e, em três períodos recessivos, esta teve uma duração de apenas um mês.

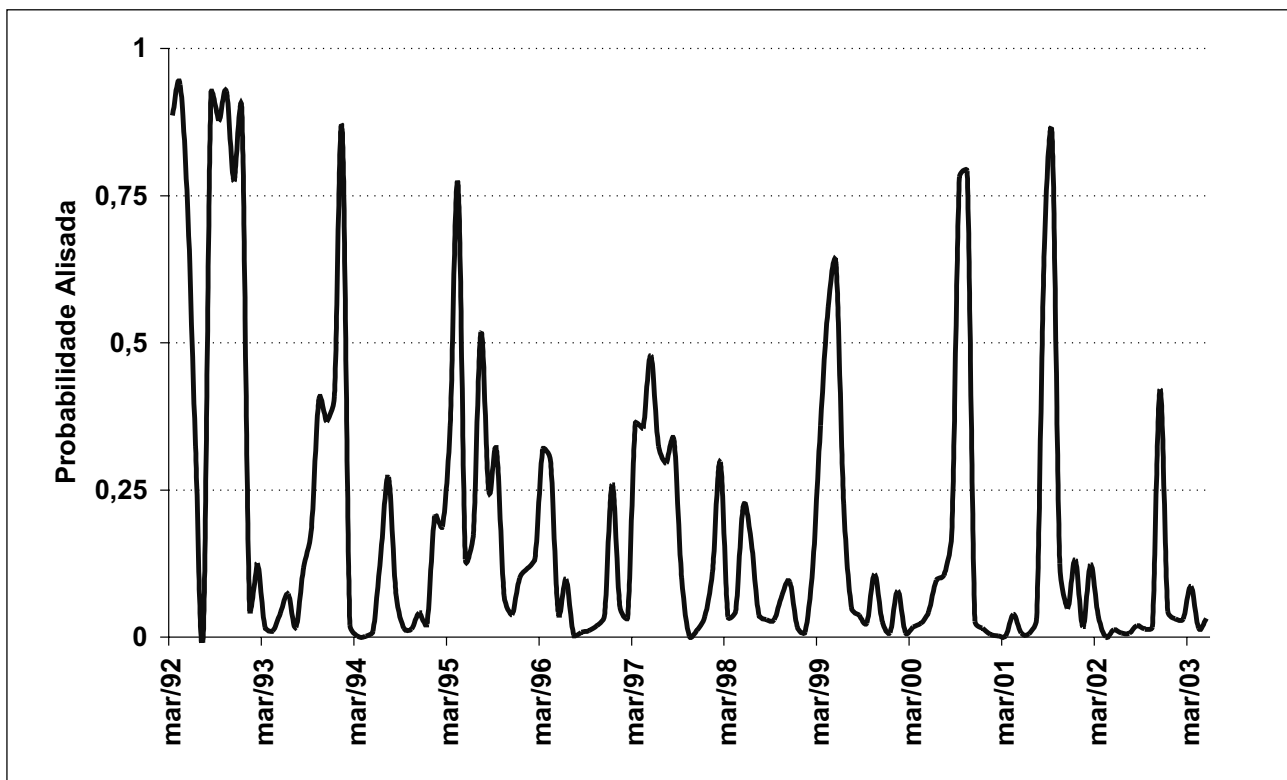
Quando as estimativas são feitas para o indicador sem a variável de utilização da capacidade instalada, reduz-se a diferença entre a taxa de crescimento (0,79% ao mês) e a de queda (1,24% ao mês). Além do mais, a probabilidade de se estar em um regime de queda na atividade em  $t$  e permanecer neste regime em  $t+1$  aumentou para 0,72.

As estimativas dos *turning points* apontaram agora para a existência de 19 períodos recessivos no setor, com destaque para os meses entre janeiro de 1995 e outubro do mesmo ano. Aqui, a duração de uma recessão é de 3,6 meses, ao passo que os perí-

<sup>21</sup> Foram utilizados dois estados, recessão e crescimento, e duas defasagens para o componente comum e idiossincrático.

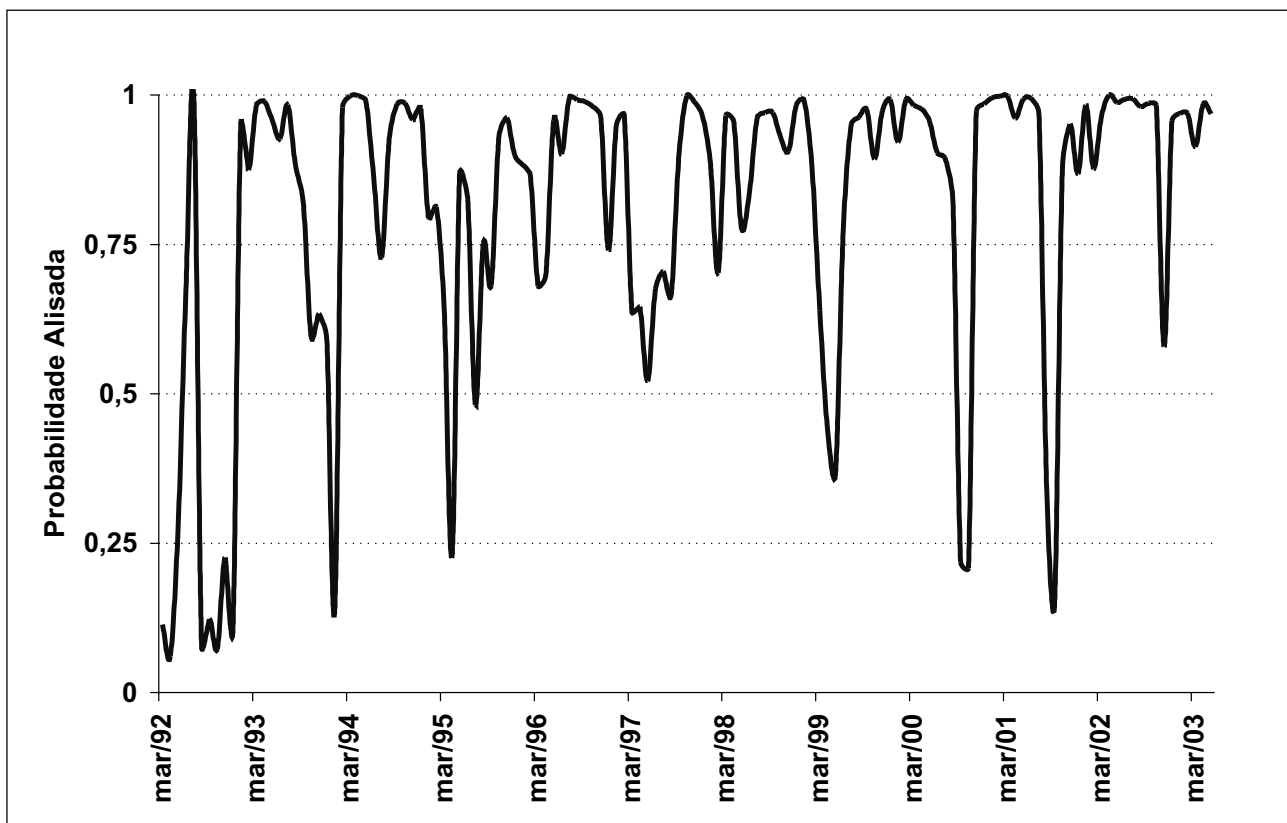
<sup>22</sup> Isso ocorreu com maior intensidade nos parâmetros  $\sigma_i$ .

<sup>23</sup> As estimativas pelo filtro de Hamilton permitem que se obtenha tanto a probabilidade alisada quanto a filtrada. Ver Hamilton (1989; 1990).



**Gráfico 9 – Probabilidade de recessão**

Fonte: Elaboração do autor



**Gráfico 10 – Probabilidade de crescimento**

Fonte: Elaboração do autor

**Tabela 4 – *Turning Points* da indústria da Bahia**

Peaks	Troughs	Duração em Meses	Peaks	Troughs	Duração em Meses
1992/03	1992/05	3	1995/07	1995/07	1
1992/08	1992/12	5	1999/04	1999/05	2
1994/01	1994/01	1	2000/09	2000/10	2
1995/04	1995/04	1	2001/08	2001/09	2

**Fonte:** Elaboração do autor

odos de crescimento econômico da indústria do Estado têm uma duração média de 3,5 meses. A Tabela 5 mostra os *turning points* estimados sem a UCI.

### 3.2 – Análise dos Dados Trimestrais

As séries iniciam-se no primeiro trimestre de 1992 e terminam no primeiro de 2003. Os testes *Augmented Dickey Fuller* e de Perron (1997) para vários *lags* revelam que todas são estacionárias a partir da primeira diferença. A Tabela 6 apresenta os resultados do modelo linear. Como pode ser visto, os componentes auto-regressivos do indicador coincidente estimado para dados trimestrais é menor do que o encontrado com os dados mensais. Porém, no caso dos componentes auto-regressivos dos resíduos de cada variável no modelo de fator, nota-se a presença de sinal negativo em quase todos, a exemplo do modelo com variáveis mensais. Isto sinaliza que o índice final pode ter uma tendência de queda.

Outro ponto é o alto valor de  $\gamma_{\text{pessoal}}$  e  $\gamma_{\text{horas}}$ , indicando que estas duas variáveis possuem alta sensibilidade em relação ao ciclo dos negócios, contri-

buindo com peso para a determinação do indicador coincidente. O Gráfico 11 mostra a evolução do indicador coincidente e os Gráficos de 12 a 16, o seu comportamento relativamente a cada variável.

Pelas estimativas feitas para  $\gamma_i$ , observa-se que a variável horas trabalhadas continuou a apresentar um grande peso na composição do índice final, seguida de pessoal empregado e dos salários. Porém, tanto as vendas aumentaram os seus pesos quanto a utilização da capacidade instalada.

Isto ocorre devido ao fato de que, na série trimestral, todas as variáveis apresentaram uma menor oscilação do que nos dados mensais. A Tabela 7 mostra os pesos para cada componente do indicador coincidente.

Assim, da mesma forma que nos dados mensais, pode-se verificar que, nas estimativas com dados trimestrais, as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho exercem um grande peso na composição final do índice coincidente. Quando o modelo é

**Tabela 5 – *Turning points* da indústria da Bahia**

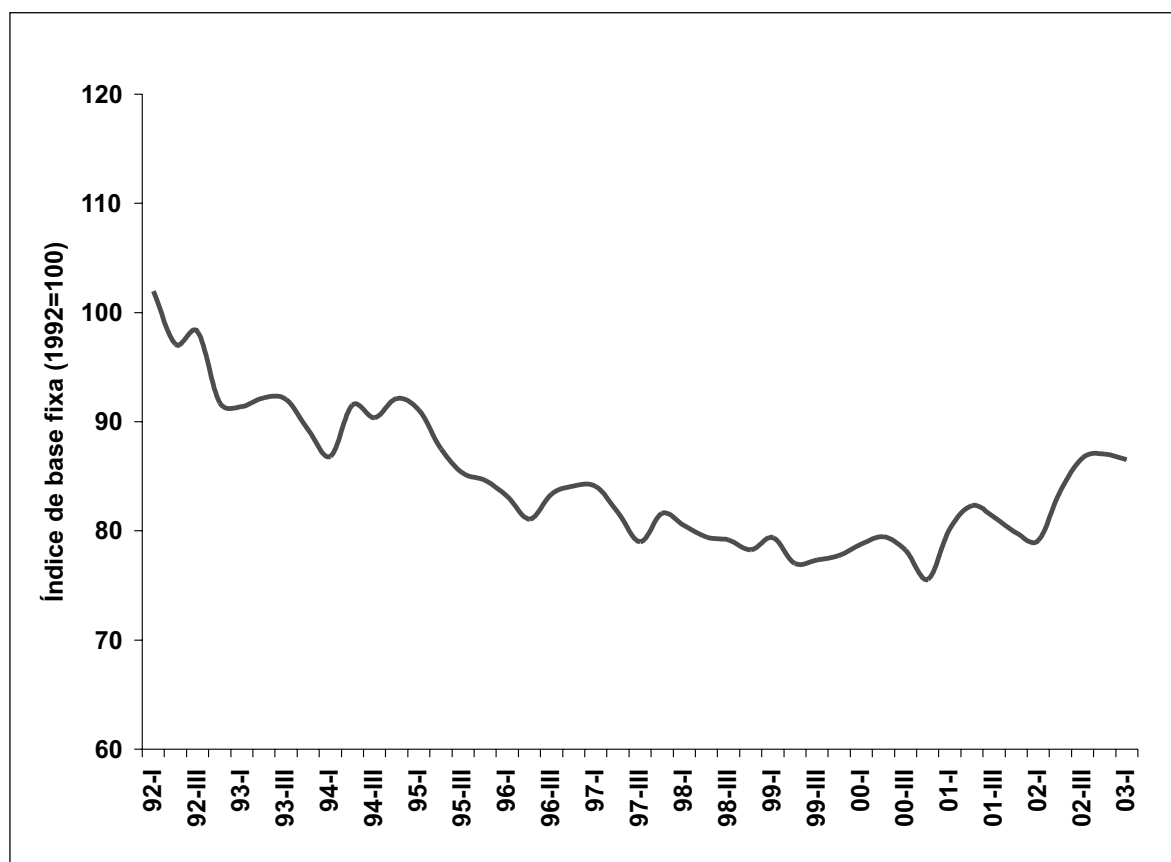
Peaks	Troughs	Duração em Meses	Peaks	Troughs	Duração em Meses
1992/03	1992/06	4	1998/05	1998/06	2
1992/08	1992/12	5	1998/11	1998/11	1
1993/02	1993/02	1	1999/02	1999/06	5
1993/08	1994/01	6	1999/10	1999/10	1
1994/06	1994/07	1	2000/06	2000/10	5
1995/01	1995/10	11	2001/08	2001/10	3
1995/12	1996/04	5	2001/12	2001/12	1
1996/12	1996/12	1	2002/02	2002/02	1
1997/03	1997/08	6	2002/11	2002/11	1
1998/01	1998/02	2			

**Fonte:** Elaboração do autor

**Tabela 6 – Estimativa dos parâmetros: modelo linear de Stock e Watson**

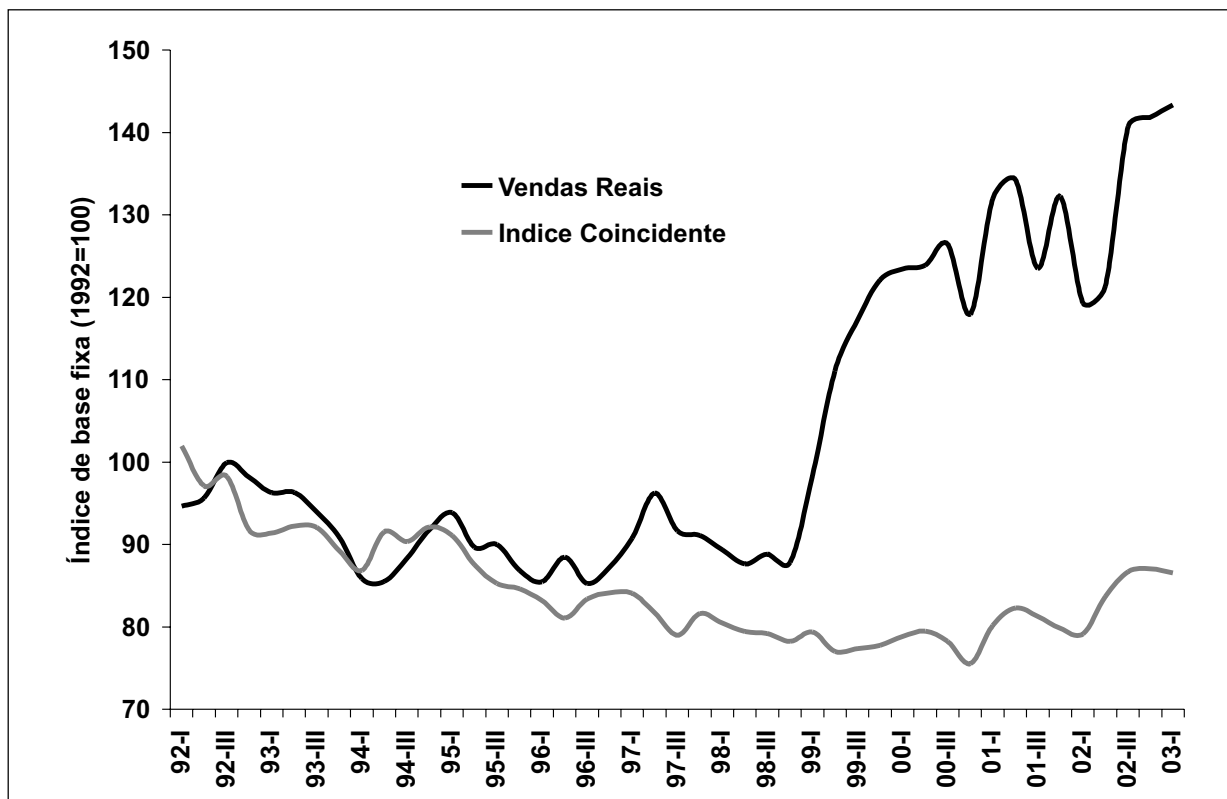
Parâmetros	Coefficientes	Desvio-padrão	Parâmetros	Coefficientes	Desvio-padrão
$\phi_1$	0,039	0,168	$d_{52}$	-0,006	0,013
$\phi_2$	-0,0004	0,003	$\sigma_{vendas}$	26,08	5,578
$d_{11}$	0,019	0,204	$\sigma_{pessoal}$	2,629	1,381
$d_{12}$	-0,0001	0,002	$\sigma_{salário}$	9,841	2,169
$d_{21}$	0,153	0,232	$\sigma_{horas}$	2,428	3,635
$d_{22}$	-0,0058	0,017	$\sigma_{uci}$	12,859	2,763
$d_{31}$	-0,191	0,147	$\gamma_{vendas}$	0,701	0,847
$d_{32}$	0,3156	0,162	$\gamma_{pessoal}$	2,103	0,436
$d_{41}$	-0,132	0,394	$\gamma_{salário}$	1,301	0,482
$d_{42}$	-0,004	0,026	$\gamma_{horas}$	3,619	0,681
$d_{51}$	-0,154	0,172	$\gamma_{uci}$	0,727	0,587

Fonte: Elaboração do autor



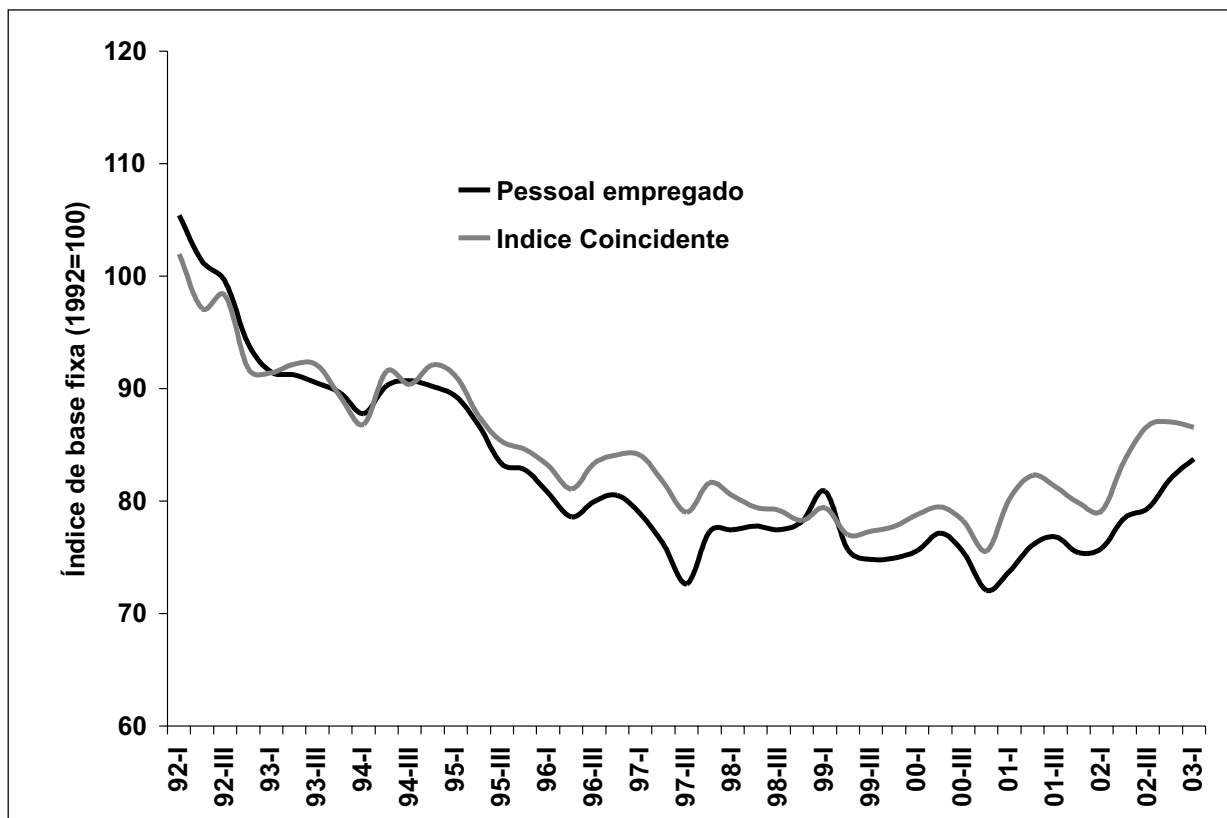
**Gráfico 11 – Índice coincidente**

Fonte: Elaboração do autor



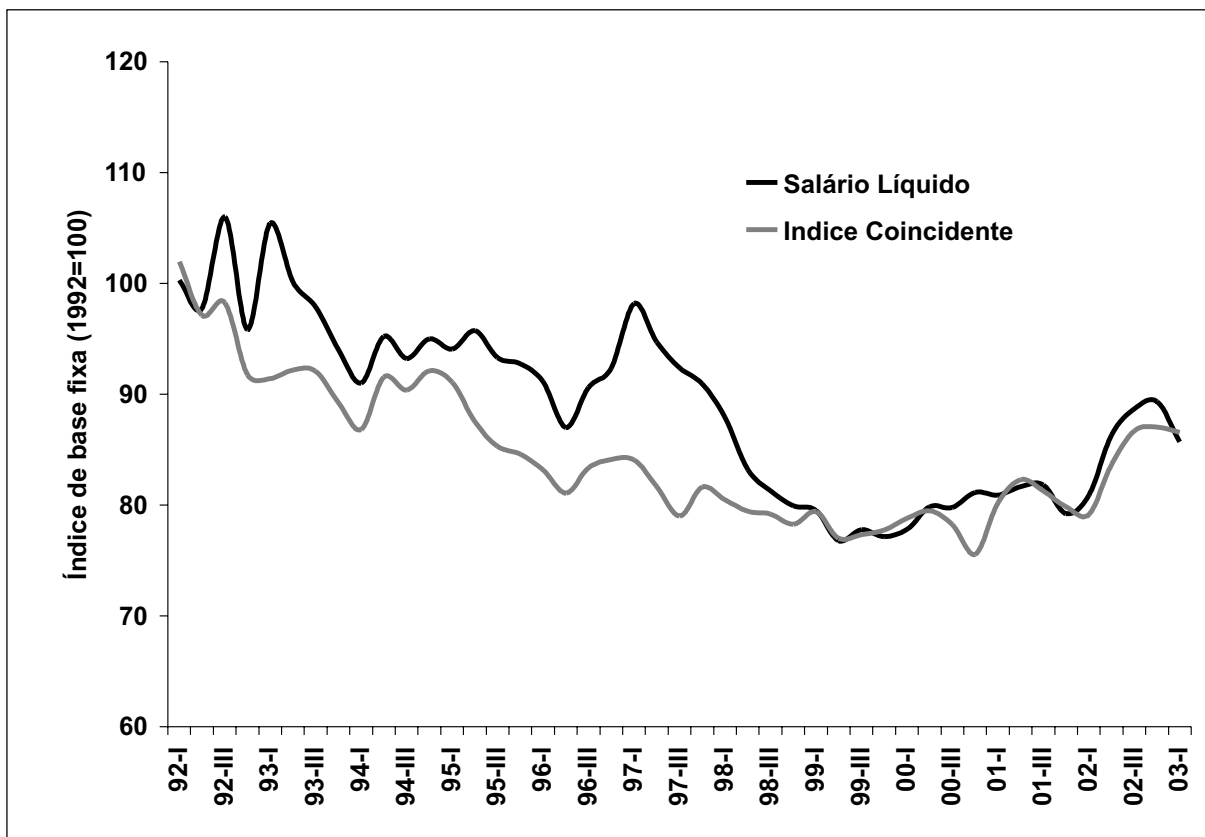
**Gráfico 12 – Vendas e índice coincidente**

Fonte: Elaboração do autor



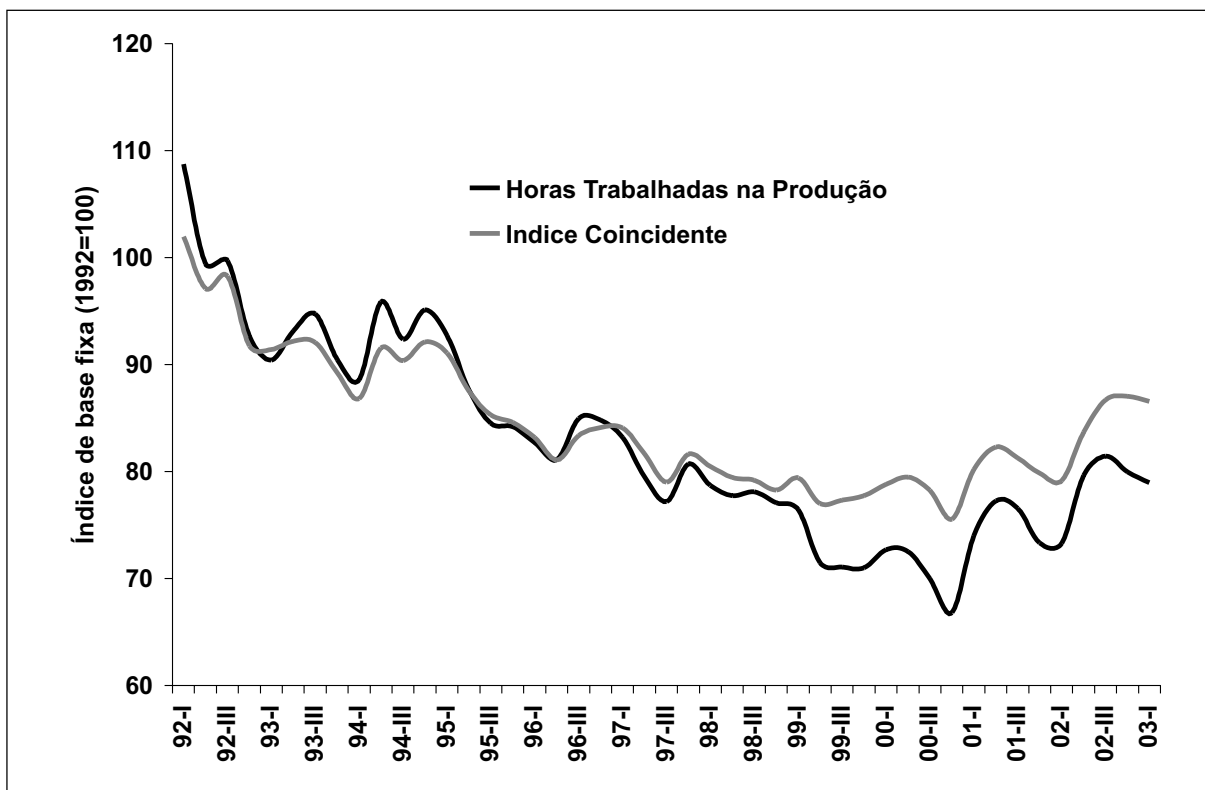
**Gráfico 13 – Pessoal empregado e índice coincidente**

Fonte: FIEB (2005)



**Gráfico 14 – Salário líquido e índice coincidente**

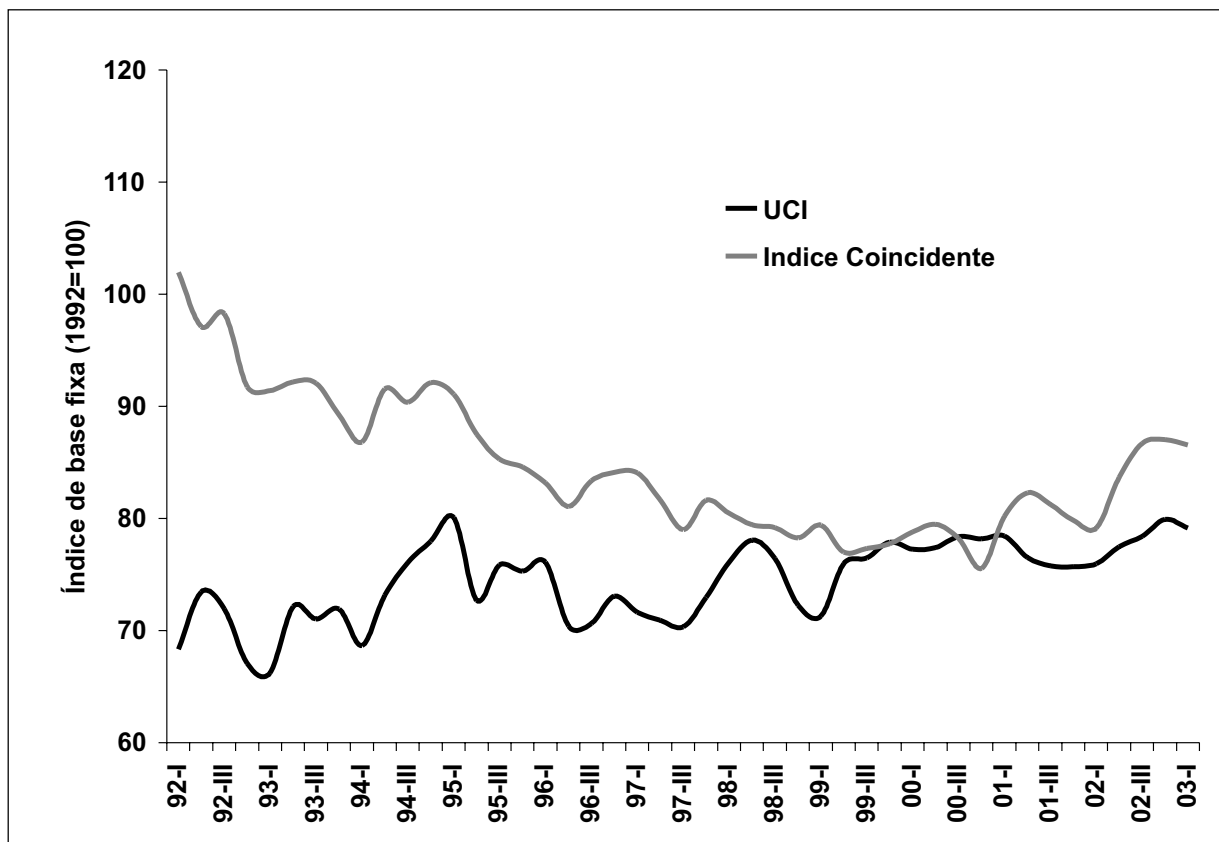
Fonte: FIEB (2005)



**Gráfico 15 – Horas trabalhadas na produção e índice coincidente**

Fonte: FIEB (2005)





**Gráfico 16 – UCI e índice coincidente**

Fonte: FIEB (2005)

**Tabela 7 – Ponderações do indicador coincidente**

	Pesos
Vendas Reais	8,30%
Pessoal Empregado	24,88%
Salários Líquidos	15,39%
Horas Trabalhadas	42,82%
Utilização da Capacidade	8,60%

Fonte: Elaboração do autor

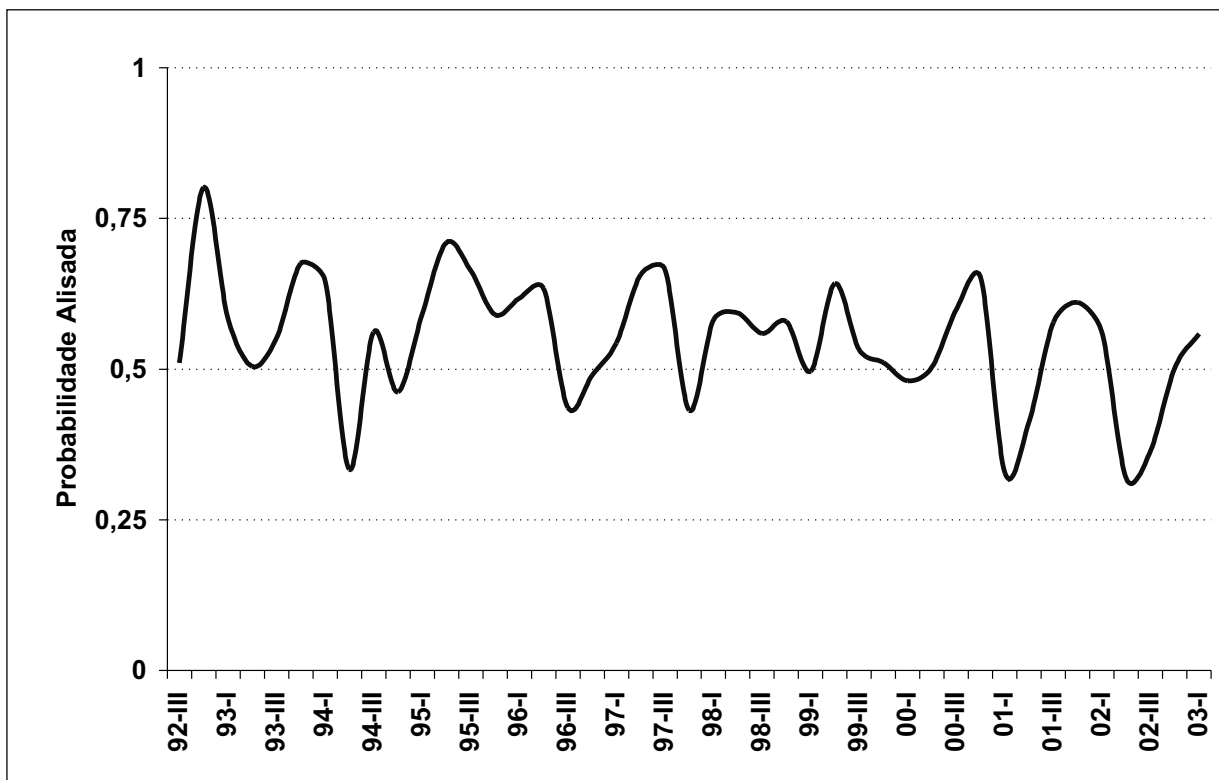
estimado sem a presença da utilização da capacidade instalada, há apenas uma pequena modificação nos coeficientes e nos pesos encontrados, mas não a ponto de mudar a relação entre as variáveis<sup>24</sup>.

No modelo não-linear para dados trimestrais, são assumidas as mesmas características do aplicado para dados mensais. Isto é feito como forma de facilitar a comparação entre os resultados finais. As estimativas mostraram que, para períodos de reces-

são na indústria, esta tem queda de -0,67% ao trimestre, ao passo que, para períodos de crescimento, a taxa foi de 0,25% ao trimestre, ou 1% ao ano.

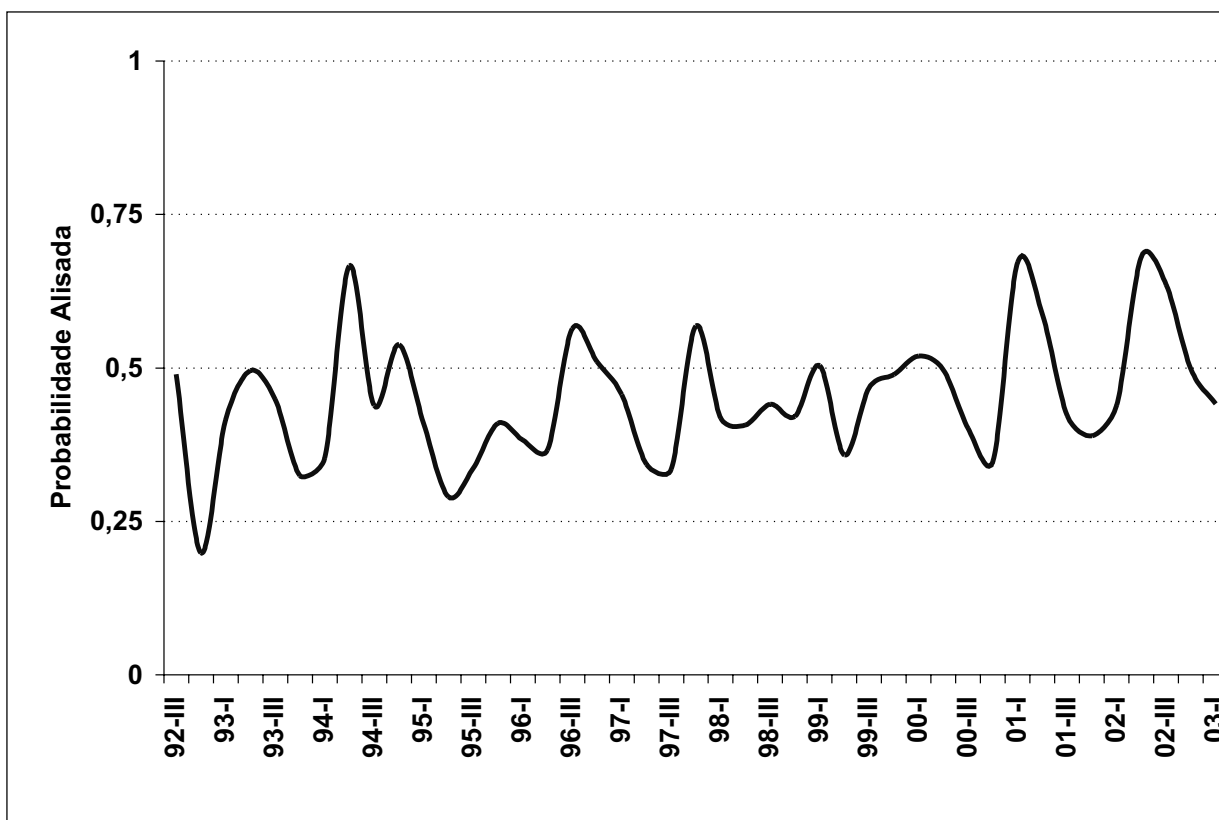
O Gráfico 17 descreve o comportamento da probabilidade alisada de a indústria estar em recessão e o Gráfico 18, a probabilidade de se estar em crescimento. Para o regime de recessão, a estimativa é de uma duração de 2,4 trimestres e, para o regime de expansão, 2 trimestres. A Tabela 8 mostra essas estimativas dos *turning points* para dados trimestrais. Os resultados da tabela revelam a existência de nove ciclos recessivos para a indústria

<sup>24</sup>A correlação entre o índice coincidente com quatro variáveis e cinco é 0,999.



**Gráfico 17 – Probabilidade de recessão**

Fonte: Elaboração do autor



**Gráfico 18 – Probabilidade de crescimento**

Fonte: Elaboração do autor

da Bahia desde o primeiro trimestre de 1992. O ciclo de maior duração ocorreu entre o primeiro trimestre de 1995, caracterizado como um início de recessão (*peak*), e o segundo trimestre de 1996 (*trough*).

A partir de então, os ciclos recessivos na indústria passaram a ter menor duração, mas, mesmo assim, maiores do que os valores obtidos com dados mensais. Outra diferença relativamente às estimativas mensais é que aqui o modelo indicou como períodos cíclicos de recessão os anos de 1996, 1997, 1998, 2002 e 2003, datas estas não indicadas no modelo com dados mensais.

As estimativas feitas com apenas quatro variáveis, excluindo-se a utilização da capacidade instalada, apresentaram um aumento tanto para a taxa de crescimento quanto para a de queda, de 4,3% e -1,13%, respectivamente. Além do mais, há uma maior probabilidade de a economia entrar em recessão do que em um regime de crescimento, valores esses que são representados pelos coeficientes de  $p$  e  $q$ . A duração estimada dos períodos recessivos é de 8,8 trimestres, contra apenas 1,4 trimestre dos ciclos de crescimento.

Apesar desta menor duração, os períodos de crescimento são marcados por elevadas taxas, cerca de 18% ao ano. Este comportamento pode ser visualizado a partir da estimativa dos *turning points*, que aqui são de apenas quatro, como descrito na Tabela 9. Os intervalos de 1992-III a 1994-I, 2001-III a

2002-I e de 2002-III a 2003-I coincidem com a estimativa anterior feita para cinco variáveis.

O modelo de quatro variáveis determina que a indústria da Bahia teria entrado em recessão em 1994-III, tendo permanecido neste regime até 2000-IV, um total de 26 trimestres. A explicação para tal comportamento pode ser a mudança estrutural que ocorreu na economia do Estado no ano de 1999, como evidenciada nas variáveis vendas reais, horas trabalhadas na produção e pessoal empregado.

A partir dessas estimativas, concluiu-se que a metodologia de Stock e Watson (1989; 1991; 1993) pode ser estendida com sucesso para a composição de indicadores coincidentes de um determinado setor de atividade, como a indústria. Além de este indicador permitir a análise do estado da economia a partir de um único índice, ele também se constitui em uma boa *proxy* para caracterizar os ciclos de recessão e crescimento. Neste caso, o uso dos modelos de mudança de regime permite estimar essas datas e, além disso, caracterizar a assimetria no ciclo dos negócios da indústria da Bahia.

## 4 – CONCLUSÃO

Muito se tem discutido sobre a característica cíclica das economias e qual a melhor forma de se caracterizar um período recessivo. Nos Estados Unidos, o *NBER* divulga oficialmente as datas em que a economia americana encontra-se em recessão a partir de uma metodologia subjetiva. Apesar

**Tabela 8 – *Turning points* da indústria da Bahia (5 variáveis)**

Peaks	Troughs	Duração em Trimestres
1992-III	1994-I	3
1994-III	1994-III	1
1995-I	1996-II	6
1997-I	1997-III	3
1998-I	1998-IV	4
1999-II	1999-IV	3
2000-II	2000-IV	3
2001-III	2002-I	3
2002-IV	2003-I	2

**Fonte:** Elaboração do autor

**Tabela 9 – *Turning points* da indústria da Bahia (4 variáveis)**

Peaks	Troughs	Duração em Trimestres
1992-III	1994-I	3
1994-III	2000-IV	26
2001-III	2002-I	3
2002-IV	2003-I	2

**Fonte:** Elaboração do autor

disto, essa informação tem sido importante para a tomada de decisão dos agentes econômicos, em especial nas políticas governamentais.

No Brasil não há uma instituição que divulgue oficialmente as datas em que a economia se encontra em períodos recessivos. Isto é particularmente importante, neste caso, pois, nos últimos anos, o país passou por diversos ajustes macroeconômicos internos e choques externos, afetando em especial o comportamento da indústria.

Na última década, muito se avançou na formalização estatística dos ciclos econômicos, em que se destacam os trabalhos de Stock *et alii* (1989 e 1991), Hamilton (1989) e Chauvet (1998; 2002). No primeiro caso, é aplicada a metodologia de fatores dinâmicos para construir um índice coincidente que possa ser representativo de toda a atividade econômica. Este indicador também é útil para caracterizar os índices antecedentes. Logo após, esta metodologia de fatores dinâmicos foi complementada com os modelos de mudança de regime, que permitem que se caracterizem, de forma endógena, os períodos cíclicos em uma economia. Vale ressaltar que, apesar da aplicabilidade e funcionalidade desses modelos, ainda há pouca aplicação desse método a séries brasileiras.

O objetivo deste trabalho foi aplicar essas duas metodologias (linear e não-linear) a séries de dados da Federação das Indústrias do Estado da Bahia com o intuito de construir tanto um indicador coincidente quanto levantar evidências sobre os ciclos econômicos no setor.

As formulações lineares permitem concluir o grande peso que as variáveis do mercado de traba-

lho exercem sobre o comportamento do indicador coincidente obtido. Neste caso, destacam-se as horas trabalhadas na produção e o pessoal empregado. Isso é verdade tanto para os dados mensais quanto para dados trimestrais. A pequena oscilação dessas variáveis acaba fazendo com que elas sejam pouco afetadas pelas crises conjunturais, revelando, de fato, um comportamento muito mais estrutural. Porém, a rigidez do mercado de trabalho pode estar relacionada à periodicidade dos dados em que se constatou menor peso quando o modelo foi estimado com dados trimestrais.

Pelo indicador coincidente linear aqui calculado, pode-se concluir que, quando a variável pessoal empregado e as horas trabalhadas na produção apresentarem queda abrupta, então é de esperar que a indústria do Estado esteja entrando em um ciclo recessivo. Devido ao pouco peso atribuído à variável de utilização da capacidade instalada e por esta série apresentar problemas de especificação estatística e de metodologia, foi estimado um modelo sem sua influência. Os resultados em pouco diferiram do observado para o modelo com todas as variáveis.

Para evidenciar o ciclo dos negócios, foi utilizada a metodologia de mudança de regime desenvolvida por Hamilton (1989) e adaptada por Chauvet (1998) aos modelos de fatores dinâmicos. Quando a análise é feita para dados mensais, é possível identificar oito períodos de recessão na indústria do Estado, sendo que o de maior duração ocorreu no ano de 1992.

Duas características interessantes apareceram nas estimativas. Em primeiro lugar o fato de que, em períodos de recessão, esta se manifesta de maneira forte na indústria, com queda de -2,15% ao

mês no indicador coincidente. Já o crescimento ocorre de forma mais suave, 0,3% ao mês. Porém, a duração do crescimento é maior do que a recessão. Além disso, as datas apontadas mostraram que o pior ano para a indústria do Estado foi 1992, quando a economia experimentou dois ciclos de recessão, entre março e maio, e, depois, entre agosto e dezembro do mesmo ano.

Uma segunda característica importante é a menor periodicidade desse ciclo. Nos últimos anos, os ciclos de recessão na indústria da Bahia, quando estimados com dados mensais, apontaram para uma duração de apenas dois meses. Essa queda na duração do ciclo de recessão é um indicativo de que a economia do Estado amadureceu nesse período, mostrando uma capacidade de resposta mais rápida às crises macroeconômicas.

Quando a análise é feita com dados trimestrais, os períodos cíclicos de recessão apontados sobem para nove, com destaque para os anos 1997, 1998, 2002 e 2003. Além disso, as estimativas com dados trimestrais mostraram taxas de queda e de expansão na atividade que são menores do que as obtidas com dados mensais. Em especial, a recessão tem uma queda na atividade de -2,6% ao ano, ao passo que a expansão ocorre com taxa de 1% ao ano. Em relação à duração dos ciclos, nas estimativas com dados trimestrais, tem-se indicativo de que as recessões duram um pouco mais do que os períodos de expansão: 2,4 e 2 trimestres, respectivamente.

Quando foi estimado um modelo não-linear que não contemple a variável de utilização da capacidade, os resultados diferiram do modelo completo. Em especial, para dados mensais ocorreu uma redução no intervalo entre a taxa de crescimento estimada para o regime 1 com a taxa de queda na atividade estimada para o regime de recessão. Os períodos cíclicos encontrados coincidiram em algumas datas, mas o modelo passou a indicar uma maior quantidade de datas em que a indústria do Estado encontrava-se em recessão, estando estes em sua grande maioria concentrados em períodos curtos.

Nas estimativas trimestrais, os resultados com apenas quatro variáveis (sem a influência da utilização da capacidade), produziram *turning points* coincidentes com as estimativas feitas com cinco variáveis para três períodos recessivos. Porém, em apenas um ciclo indicado tem-se uma duração de 26 trimestres. Além disso, as estimativas para o regime de crescimento na atividade industrial indicaram uma taxa de crescimento elevada: cerca de 18% ao ano. Neste caso, podemos inferir que, quando a indústria da Bahia entra em um ciclo de expansão, este é mais curto do que o de recessão, porém a taxa de crescimento é bem maior.

As datas de recessão na indústria da Bahia apontadas coincidiram com os períodos indicados por Chauvet (2002) para a economia brasileira, como os anos de 1995 e 1998. Quando os resultados aqui obtidos foram confrontados a partir de uma estimativa de regra de bolso, que considera uma recessão duas quedas trimestrais consecutivas na atividade econômica, notou-se grande semelhança nas datas indicadas, em especial os períodos compreendidos entre 1995-I e 1996-II, 1997-I, 1997-III e 1998-I e 1998-IV.

Diante das várias alternativas disponíveis para caracterizar o ciclo de negócios, o uso de modelos de mudança de regime para caracterizar o ciclo dos negócios pode ser útil quando o objetivo é monitorar o comportamento da economia em tempo real. Porém, tal como evidenciado aqui, podem ocorrer discrepâncias entre os ciclos apontados para dados com periodicidade mensal e aqueles com periodicidade trimestral. Neste caso, a escolha do melhor indicador irá depender do objetivo. Se a opção for obter uma informação em tempo real, deve-se recorrer a estimativas mensais, mesmo estando sujeitas a pequenos erros causados pela elevada variação das séries. Por outro lado, se a escolha é determinar datas oficialmente, os dados trimestrais fornecem resultados que são coerentes com os movimentos macroeconômicos. Em todo caso, o modelo de fator dinâmico com mudança de regime produz resultados mais interessantes do ponto de vista econométrico, e mais importantes do ponto de vista

descritivo. Desdobramentos futuros desta pesquisa devem-se centrar na construção de indicadores antecedentes do setor, como forma de complementar a aplicação aqui feita da metodologia de Stock e Watson (1989; 1991; 1993).

Além disso, a mesma metodologia pode ser aplicada a dados de outras federações de indústria e até para os dados da Confederação Nacional da Indústria. Também é interessante a utilização de um modelo que permita a determinação de uma matriz de transição variante no tempo, como forma de adaptar melhor os resultados ao comportamento errático das séries em questão.

## **Abstract**

---

The objective of this paper is to build an index using Stock and Watson's methodology to represent Bahia's industrial behavior. Moreover, it contains a business cycle analysis for the last years. Markov switching models are the methodology applied to find, endogenously, dates in which the economy was passing through recession or growth. The results had shown that labor market variables are very related to the construction of coincident indicator. Due to this, it is possible to foresee an indication that Bahia's industry will pass through a recession when worked hours on production, or employment level, significantly decline. It was also found that growth cycles last nine months, on average, in comparison with two months of recession periods. However, when Bahia's industry was on recession the fall was about -2.15% against an average tax of growth of 0.3% to the month. To quarterly data, recession periods lasted longer than activity growth, but the magnitude of this variation was closer.

## **Key words:**

---

Markov-switching; Business cycle; Coincident indicators; Dynamic factor model.

## **REFERÊNCIAS**

BARROS, A. R. A periodization of the business cycles in the Brazilian economy: 1856-1985.

**Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 47, n. 1, p. 53-82, 1993.

BURNS, A.; MITCHELL, W. **Measuring business cycles**. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.

CARVALHO JUNIOR, C. V.; PESSOTI, G. C.; PEREIRA, I. G. A. Panorama da economia baiana sob a ótica do PIB: 1975/2000. In: **Dez anos de economia baiana**. Salvador: Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia, 2002. (Série estudos e pesquisas).

CHAUVET, M. An econometric characterization of business cycle dynamics with factor structure and regime switching. **International Economic Review**, Oxford, v. 39, n. 4, p. 969-996, 1998.

\_\_\_\_\_. **Leading indicators of inflation for Brazil**: Banco Central do Brasil. n. 7, 2000. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/default.asp?idioma=P&id=trabdisclista>> Acesso em: 15 jul. 2005.

\_\_\_\_\_. The Brazilian business and growth cycles. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 1, p. 75-106, 2002.

DEMPSTER, A. P.; LAIRD, N. M.; RUBIN, D. B. Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. **Journal of Royal Statistical Society**, Oxford, n. B39, p. 1-38, 1977.

DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, G. D. Measuring business cycles: a modern perspective. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, n. 78, p. 67-77, 1996.

DIJK, D. V. **Extensions and outlier robust inference**: Tinberger institute research series 200. Rotterdam: Erasmus University, 1999.

ENGEL, C.; HAMILTON, J. D. Long swings in the dollar: are they in the data and do markets

know it? **American Economic Review**, Oxford, n. 80, p. 689-713, 1990.

ENGLE, R. F.; ISSLER, J. V. Common trends and common cycles in Latin America. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 149-176, 1993.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Estimating common sectoral cycles. **Journal of Monetary Economics**, Orlando, n. 35, p. 83-113, 1995.

FERNANDES, C. M. Visão geral da indústria baiana nos anos 90. In: **Dez anos de economia baiana**. Salvador: Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia, 2002. (Série estudos e pesquisas).

FIEB. **Desempenho da indústria na Bahia**. [mensagem de trabalho]. Mensagem recebida por: <igor@fiergs.org.br> em: 15 jul. 2005.

FILARDO, A. Business cycle phases and their transitional dynamics. **Journal of Business and Economic Statistics**, Oxford, n. 12, p. 299-308, 1994.

\_\_\_\_\_. How reliable are recession prediction models. **FED Kansas City Economic Review**, Kansas City, n. 2, p. 35-55, 1999.

FORNI, M. et al. **Coincident and leading indicators for the EURO area**. 2000. Disponível em: <<http://www.bportugal.pt/publish/wp/2003-7.pdf>> Acesso em: 15 jul. 2005.

GRANGER, C. W. J.; TERÄSVIRTA, T. **Modelling nonlinear economic relationships**. Oxford: Oxford University, 1993.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. **Econometrica**, Oxford, v. 57, p. 357-384, 1989.

\_\_\_\_\_. A quasi-bayesian approach to estimating parameters for mixtures of normal distributions. **Journal of Business and Economic Statistics**, Oxford, n. 9, p. 27-39, 1991.

\_\_\_\_\_. Analysis of time series subject to changes in regime. **Journal of Econometrics**, Orlando, v. 45, p. 39-70, 1990.

\_\_\_\_\_. Specification testing in markov-switching time series models. **Journal of Econometrics**, Orlando, n. 70, p. 127-157, 1996.

\_\_\_\_\_; SUSMEL, R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. **Journal of Econometrics**, Orlando, n. 64, p. 307-333, 1994.

HANSEN, B. E. The likelihood ratio test under non-standard conditions: testing the Markov switching model of GNP. **Journal of Applied Econometrics**, Oxford, n. 7, p. S61-S82, 1992.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Oxford, n. 29, p. 1-16, 1997.

HYLLEBERG, S. *et al.* Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, Orlando, n. 44, p. 215-238, 1990.

IBGE. **Banco de dados agregados**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>> Acesso em: 15 jul. 2005.

ISSLER, J. V.; VAHID, F. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. **Ensaios Econômicos**, n. 334, 1998.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. **The missing link**: using common cycles to construct an index of coincident

and leading indicators of economic activity. [S. I.]: Fundação Getúlio Vargas, 2000. (Mimeogr.).

KHOLODILIN, K. A. **Unobserved leading and coincident common factors in the post-war U.S. business cycle**. Louvain: Université Catholique de Louvain; Institut de Recherches Economiques et Sociales, 2002. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/ctl/louvir/2002008.html>> Acesso em: 15 jul. 2005.

KIM, C.-J. Dynamic linear models with Markov-switching. **Journal of Econometrics**, Orlando, n. 60, p. 1-22, 1994.

\_\_\_\_\_; NELSON, C. R. Business cycle turning points: a new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime-switching. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, n. 80, p. 188-201, 1998.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. **State-space models with regime switching**. 2. ed. Massachusetts: MIT Press, 2000.

\_\_\_\_\_; PIGER, J. Common stochastic trends, common cycles, and asymmetry in economic fluctuations. **International Finance Discussion Papers**, Washington, n. 681, 2000.

\_\_\_\_\_; YOO, J. New index of coincident indicators: a multivariate Markov switching factor model approach. **Journal of Monetary Economics**, Orlando, n. 36, p. 607-630, 1995.

KROLZIG, H. **Markov switching vectors autoregressions modeling: statistical inference and application to business cycle analysis**. Berlin: Springer, 1997.

\_\_\_\_\_. Statistical analysis of cointegrated VAR processes with markovian regime shifts. **Discussion Paper**, Berlin, n. 25, 1996.

LAM, P. The Hamilton model with a general autoregressive component: estimation and

comparison with other models of economic time series. **Journal of Monetary Economics**, Orlando, n. 26, p. 409-432, 1990.

LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Impulse response analysis in infinite order cointegrated vector autoregressive processes. **Discussion Paper**, Berlin, n. 11, 1995.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. **Business cycle in the industrial production of Brazilian States**. Porto Alegre: UFRGS, 2003. (Texto para discussão, 2).

NEFTCI, S. Optimal prediction of cyclical downturns. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Orlando, n. 4, p. 225-41, 1982

NIETO, F. H.; MELO, L. F. **About a coincident index for the state of the economy**. 2001. Disponível em: <<http://www.banrep.gov.co/docum/borrasem/intro194.htm>> Acesso em: 15 jul. 2005.

PERRON, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, Orlando, v. 80, p. 355-385, 1997.

PHILLIPS, K. L. A two-country model of stochastic output with changes in regime. **Journal of International Economics**, Orlando, n. 31, p. 121-142, 1991.

PICHETTI, P.; TOLEDO, C. Estimating and interpreting a common stochastic component for the Brazilian industrial production index. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 1, p. 107-120, 2002.

PORTUGAL, M. S. As políticas brasileiras de comércio exterior: 1947-88. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 1, n. 15, p. 234-252, 1994.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**: McGraw Hill advanced series in economics. California: McGraw-Hill; University of California, 1996.



RUUD, P. A. Extension of estimation methods using the EM-algorithm. **Journal of Econometrics**, Orlando, n. 49, p. 305-341, 1991.

SAIKKONEN, P. Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. **Econometric Theory**, Cambridge, n. 8, p. 1-27, 1992.

SIMS, C. A. Comparison of interwar and postwar business cycles: monetarism reconsidered. **American Economic Review**, Massachussetts, v. 70, n. 2, p. 250-257, 1980.

SPACOV, A. D. **Índices antecedentes e coincidentes da atividade econômica brasileira: uma aplicação da análise de correlação canônica**. 2001. Dissertação (Mestrado) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, 2001.

STOCK, J. H.; WATSON, M. H. A new approach to leading economic indicators. **Working Paper**, Haward, 1988.

\_\_\_\_\_; WATSON, M. W. A probability model of the coincident economic indicators. *In*: LAHIRI, K.; MOORE, G. H. **Leading economic indicator: new approaches and forecasting records**. Cambridge: Cambridge University, 1991. p. 63-89.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience. *In*: STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Business cycles, indicators and forecasting**. Chicago: University of Chicago, 1993. p. 255-284.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. New indexes of coincident and leading economic indicators. **NBER Macroeconomics Annual**, Cambridge, p. 351-394, 1989.

TERÄSVIRTA, T.; ANDERSON, H. Characterising nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models.

**Journal of Applied Econometrics**, Cambridge, p. S119-S136, 1992.

TSAY, R. S. Testing and modelling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, Virgínia, n. 93, p. 1188-1202, 1998.

\_\_\_\_\_. Testing and modelling threshold autoregressive process. **Journal of the American Statistical Association**, Virgínia, n. 84, p. 231-240, 1989.

VAHID, F.; ENGLE, R. F. Common trends and common cycles. **Journal of Applied Econometrics**, Oxford, n. 8, p. 341-360, 1993.

VASCONCELOS, J. R. **Matriz do fluxo de comércio interestadual de bens e serviços no Brasil**: 1999. Brasília: IPEA, 2001. (Texto para discussão, 817).

ZARNOWITZ, V. Business cycles: theory, history, indicators, and forecasting, studies in business cycles. **NBR**, Chicago, v. 27, 1992.

\_\_\_\_\_.  
Recebido para publicação em 23.JAN.2005.