

Flutuações cíclicas na produção industrial e no desemprego no Rio Grande do Sul: algumas evidências empíricas

*Wilson Luiz Rotatori**
*Paulo de Andrade Jacinto**

O comportamento de longo prazo e as flutuações econômicas ocupam um papel central na teoria econômica. Fundamentalmente, a ocorrência de ciclos econômicos, sua definição, mensuração, qualificação e periodização são pontos de intensa pesquisa na literatura especializada. Os primeiros trabalhos sistemáticos remontam à década de 40 do século XX, com Burns e Mitchell (1946), os quais definiram o ciclo econômico "(...) como uma seqüência de expansões e contrações recorrentes e acumulativas em um grande número de processos econômicos, em particular no Produto nacional e no nível de emprego".

Usualmente, a literatura especializada na periodização de flutuações cíclicas fundamenta-se nos trabalhos do National Bureau of Economics Research, tais como o de Stock e Watson (1990, 1998), onde são utilizadas diversas séries econômicas para definição da periodicidade dos ciclos, com ênfase para o Produto Nacional Bruto (PNB), o qual é normalmente associado ao conceito de ciclo.

No Brasil, trabalhos como os de Villela e Suzigan (1973), Contador (1977), Suzigan (1986), Baer (1989), Cribari-Neto (1993b) e Silva e Ponta (1994), dentre outros, procuraram analisar o comportamento de longo prazo da economia brasileira. Contudo a inexistência de uma maior quantidade de trabalhos nessa área tem sido resultado da ocorrência de um acentuado processo de aceleração inflacionária. A inflação alta associada a uma série de choques heterodoxos na economia brasileira desviou de maneira sistemática a atenção da política econômica para o curto prazo e para as oscilações periódicas de preços. Esse processo caracterizou-se pelo acompanhamento diário da taxa de inflação, a qual se colocava como a principal meta das medidas de política econômica,

* Mestre em Economia pela UFRGS, Professor do Curso de Economia da Universidade de Passo Fundo (UPF) e Pesquisador do Centro Regional de Economia e Administração da UPF.
E-mail: rotatori@upf.tche.br
E-mail: paulo@upf.tche.br

estendendo-se por mais de uma década. No entanto, a partir do Plano Real, a estabilização de preços possibilitou rever questões mais amplas, relativas ao comportamento de longo prazo da economia, dentre elas, a taxa de desemprego e as oscilações na produção industrial, as quais, à medida que a ocorrência de fenômenos econômicos fosse de caráter externo e interno, influenciavam o ambiente econômico, gerando, por sua vez, flutuações periódicas.

Chama atenção que todos esses estudos foram realizados considerando como área de abrangência apenas o País, salvo o trabalho de Contador (1977), que estendeu os estudos ao nível dos estados. Para esse autor, são perfeitamente identificáveis as oscilações na economia dos estados, e sua quantificação é uma questão importante, que possui implicações de política econômica no âmbito estadual. Nesse sentido, será que a produção industrial e a taxa de desemprego do Rio Grande do Sul apresentam flutuações cíclicas? Qual é o tamanho e a periodicidade do componente cíclico dessas variáveis? Tentando encontrar resposta para essas questões, o presente artigo procura verificar a ocorrência de flutuações cíclicas no âmbito do Estado do Rio Grande do Sul, em variáveis macroeconômicas, e apresentar uma periodização, considerando que elas sejam causadas por choques no sistema econômico, sem, no entanto, buscar explicar os fenômenos que porventura tenham causado tais oscilações. Com isso, não se pretende relegar a um segundo plano as investigações que procuram associar a ocorrência de ciclos na economia do Estado a fenômenos identificáveis, sendo perfeitamente possível a associação da investigação empírica. Assim, a seção 1 apresenta alguns aspectos relacionados aos ciclos, bem como o problema da existência de raiz unitária nas séries e seus impactos na extração do componente cíclico para periodização. Na seção 2, faz-se uma breve exposição da metodologia utilizada para a identificação do componente cíclico. Na seção 3, são apresentados os resultados obtidos e a periodização dos ciclos, e, por fim, as conclusões são apresentadas na seção 4.

1 - A decomposição dos componentes e o conceito de ciclo

Implícita na definição do ciclo econômico apresentada na seção anterior encontra-se o pressuposto de que os choques ocorridos no sistema econômico possuem duas características fundamentais: a primeira é que estes são recorrentes, ou seja, ocorrem de tempos em tempos, de maneira sistemática e previsível; e a segunda é que, dada a ocorrência de um movimento descendente no comportamento das variáveis (contração), este persiste até que uma força em

contrário venha redirecioná-lo para um período de crescimento (expansão). Ambas as características são interligadas, mas certamente constituem apenas um esforço teórico no sentido de sistematizar o estudo nessa área, uma vez que não se pode pressupor que, na realidade, tais fenômenos venham a ocorrer de forma bem comportada.¹ Por exemplo, se forem considerados o nível de emprego e o Produto nacional como os principais objetos para estudar os movimentos cíclicos, estes se manifestam como variáveis aleatórias que apresentam um comportamento estocástico, e a ocorrência de inúmeros choques nas mesmas impõe um padrão de irregularidade que dificulta a definição do que seja o seu movimento periódico. Nesse sentido, segundo Stock e Watson (1998), podem ser definidas duas questões básicas relativas a essas características, quais sejam, a identificação e a quantificação dos movimentos nas séries estudadas. Em particular para a primeira questão, seguir-se-á a abordagem definida em Contador (1977). Quanto à segunda questão, esta será abordada na próxima seção, com a apresentação formal dos Modelos Estruturais de Série de Tempo (MEST).

No que diz respeito à identificação, de acordo com Contador (1977), podem-se definir três critérios básicos para determinar as fases de contração e expansão. O primeiro critério, e o mais tradicional, considera a série em nível e procura definir pontos de mínimo e máximo para a constatação da duração do ciclo. A crítica feita a esse método é de que ele sofre de um problema sério relacionado ao fato da exigência de que a série estudada deve apresentar um declínio absoluto em seu nível para a identificação dos pontos de mínimo e vice-versa, o que, em termos da série da produção industrial do Estado, por exemplo, pode dificultar a definição, dado o comportamento sazonal da mesma. Com relação ao segundo critério, este consiste na utilização das taxas de crescimento para a investigação dos pontos de reversão, contudo, novamente para uma série sazonal, esse método se torna de difícil implementação. Por fim, o terceiro critério consiste na eliminação da tendência da série, bem como do componente sazonal para a identificação das reversões em termos de desvios da série a partir do comportamento de longo prazo da mesma, representado pela tendência, definindo os ciclos de crescimento de acordo com Stock e Watson (1998), ou, da mesma forma, o conceito de ciclo revisado para Contador (1977).

Este último critério tem como vantagem a possibilidade de se evitar que a tendência de crescimento de longo prazo de algumas variáveis da economia a

¹ Nem sempre, ao se analisar uma série econômica, o comportamento desta irá apresentar um ciclo bem definido à primeira vista, visualizando uma fase de contração (pico ao fundo) e uma de expansão (fundo ao pico). Sendo necessário, para tanto, empregar algumas técnicas econométricas para que seja possível verificar o componente cíclico.

partir do crescimento da produtividade no setor industrial, por exemplo, ou as flutuações sazonais influenciem na identificação do ciclo, como no segundo critério. De outro modo, pode-se citar como desvantagem a necessidade de retirar a tendência da série em questão (*detrending*), a qual pode impor a especificação do comportamento da tendência *a priori*.

O processo usual de retirada da tendência consiste, basicamente, na regressão da variável contra o tempo numa especificação linear ou polinomial. Considerando-se a especificação linear, se a série apresentar raiz unitária, então se está assumindo que esta seja estacionária a diferenças, e não estacionária em termos de uma tendência linear, como poderia sugerir a especificação linear.²

No presente trabalho, a forma de identificação da cronologia dos ciclos segue a definida pelos ciclos de crescimento, contudo, diferenciando-se dos principais trabalhos nessa área, justamente por utilizar os MEST para a especificação do componente cíclico da série. De acordo com o método usual em econometria, procura-se, primeiro, identificar a presença de raiz unitária na série, para, posteriormente, proceder à extração da tendência. Nesse caso, define-se, a partir do resultado dos testes de raiz unitária, o comportamento da tendência presente na série, para, num momento posterior, procurar extrair o componente cíclico da mesma.

Nesse contexto, insere-se a utilização dos MEST como um diferencial, uma vez que, para estes, a especificação do comportamento da tendência, antes de ser definida *a priori*, passa a ser derivada a partir do comportamento dos dados com a utilização do Filtro de Kalman. Nesse sentido, os MEST admitem, inicialmente, que os componentes da série apresentam um comportamento não estacionário, sendo que esse comportamento pode, ou não, ser observado a partir da estimação desses componentes como uma decorrência da decomposição das séries. Desse modo, ao permitir que a tendência possua um comportamento estocástico, os MEST possibilitam uma maior adequação com respeito à questão da estacionariedade, não exigindo que se conheça o grau de integração das séries, nem que se diferencie a série para a especificação de um modelo, ficando, portanto, a realização de testes de raiz unitária em segundo plano.³

² Uma discussão a respeito da diferença entre uma série estacionária em torno de uma tendência linear ou estacionária a diferenças foge ao escopo deste artigo, mas pode ser encontrada em Enders (1995) e em Maddala e Kim (1998).

³ Para uma discussão mais aprofundada a respeito da extração da tendência e a presença de ciclos, ver Harvey (1997).

Basicamente, a utilização do conceito de ciclos de crescimento parte do pressuposto de que as flutuações cíclicas sejam um dos componentes da série utilizada na periodização. Em particular, a série de tempo seria constituída por quatro componentes fundamentais, quais sejam: (a) tendência; (b) sazonalidade; (c) ciclo; e (d) componente irregular.

A partir dessa especificação, utiliza-se um processo de filtragem da série, onde se procura isolar o efeito do componente ciclo. Para esse tipo de análise, foi desenvolvida uma série de filtros na literatura econômica, dentre os principais, o filtro de Hodrick e Prescott (1997)⁴ e o de Baxter e King (1995). No presente trabalho, será utilizado o filtro de Kalman aplicado à especificação dos MEST⁵, como alternativa metodológica, por permitir, a partir destes últimos, a decomposição da série modelada em seus componentes principais, definidos acima com uma interpretação direta dos resultados obtidos na decomposição das variáveis.⁶

2 - Modelos estruturais de séries de tempo e decomposição em componentes não observáveis

Analiticamente, pode-se representar a decomposição dos componentes fundamentais de uma série de tempo pela seguinte equação:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \psi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde: μ_t representa o componente tendência, γ_t representa o componente sazonalidade, ψ_t , o componente de ciclo e, por fim, ε_t representa o componente irregular. A equação (1) permite que a série seja modelada de maneira a decompor a mesma, extraindo padrões de comportamento dos dados que possuem uma interpretação econômica direta. Além disso, os componentes apresentados na equação (1) são indexados no tempo e permitem que sejam obser-

⁴ Para uma revisão a respeito, ver Stock e Watson (1998).

⁵ O *software* utilizado foi o STAMP versão 5.0.

⁶ Para uma aplicação do Filtro de Kalman na decomposição de componentes, ver Harvey e Jaegger (1993).

vados em todo o período amostral, facilitando a identificação de mudanças ocorridas no Processo Gerador dos Dados (PGD).

A partir da equação (1), pode-se modelar cada um dos componentes da série, estabelecendo um comportamento estocástico e analisando a sua evolução ao longo do tempo. Para cada uma das especificações desse comportamento estocástico, encontra-se um tipo de modelo estrutural diferente. A título de exemplo, apresenta-se, na equação (2), a especificação do modelo de tendência mais ciclo.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \mu_t + \psi_t + \varepsilon_t & (a) & & \varepsilon_t &\sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2) \\
 \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t & (b) & & \eta_t &\sim NID(0, \sigma_\eta^2) \\
 \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t & (c) & & \zeta_t &\sim NID(0, \sigma_\zeta^2) \\
 \psi_t &= \sum_{j=1}^{s-1} \psi_{t,j}^* & (d) & & &
 \end{aligned} \quad (2)$$

onde $\psi_{t,j}^*$ é formado por:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi'_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \text{sen } \lambda_c \\ -\text{sen } \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi'_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \kappa_t \\ \kappa'_t \end{bmatrix} \quad (3)$$

onde ψ_t é o componente cíclico, λ_c é a frequência e ψ'_t aparece por construção. Além disso, κ_t e κ'_t são normalmente distribuídos com variâncias comuns dadas por σ_κ^2 , e o período do ciclo é dado por $\frac{2\pi}{\lambda_c}$. O conjunto de

equações (2) apresenta a decomposição dos componentes da série em nível μ_t , tendência β_t e ciclo ψ_t , além de estabelecer o comportamento estocástico para cada um destes.

Em particular, o comportamento de η_t permite uma adequação dessa especificação à existência de raiz unitária na série, uma vez que representa a perturbação aleatória que governa o componente tendência. A estimação das variâncias das perturbações aleatórias, também denominadas hiperparâmetros, e a decomposição dos componentes da série para a realização de previsões podem ser obtidas a partir da colocação dos modelos apresentados no formato

de espaço de estados e da utilização do Filtro de Kalman⁷. Nesse caso, deve ficar claro que, se $\sigma_{\eta}^2 = \sigma_{\zeta}^2 = 0$, então as equações (2a) e (2b) colapsam

para $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta$, o que significa que a existência de uma tendência determinística pode ser vista como um caso particular e não como uma especificação *a priori*. Uma vez que as equações (2a) e (2b) especificam uma tendência estocástica formada por um passeio aleatório, a presença de raiz unitária pode ser tratada de maneira direta. No caso de a estimação dos hiperparâmetros indicar a presença de uma tendência determinística, esta ocorreu devido à observação dos dados e não à especificação *ex ante* do comportamento da mesma como sendo uma tendência determinística, ou estacionária a diferenças a partir de um teste de raiz unitária. Não obstante essa característica refletir uma vantagem para a utilização dos MEST, principalmente por conta da flexibilidade, é preciso um cuidado especial com o comportamento das tendências locais, uma vez que estas podem corresponder, na verdade, a fases de um ciclo mais longo, como expresso em Contador (1977).

Em particular no presente trabalho, esse comportamento foi observado na especificação de alguns modelos para o componente tendência (equação 2b), a despeito de o período de análise ser relativamente curto, o qual implicava uma amplitude igual a zero para o componente cíclico, com a tendência explicando mais de 35% da variância, mostrando claramente que a utilização do modelo de tendência mais ciclo pode gerar uma especificação incorreta e levar o analista a concluir pela inexistência de flutuações cíclicas nas variáveis. Uma hipótese alternativa seria considerar que o Filtro, ao possibilitar a extração de μ_t via decomposição de componentes, permitiria que se considerasse o componente tendência (μ_t) como uma série passível de modelagem através de uma especificação alternativa. Isto significaria, no entanto, realizar o processo de *detrending* da série, sendo que o diferencial da utilização dos MEST juntamente com o Filtro de Kalman é justamente permitir que se diferenciem os componentes, sem se utilizar um método de extração da tendência.

⁷ Uma apresentação formal do Filtro de Kalman, além de amplamente divulgada na literatura, foge ao escopo do presente trabalho, mas pode ser encontrada em Harvey (1989) e em Corrêa (1998).

3 - Análise dos dados e resultados empíricos

As séries empregadas no presente trabalho foram o índice da produção industrial do Estado, bem como o da taxa de desemprego, ambos divulgados pelo IBGE no período compreendido entre maio de 1982 e maio de 1998.⁸ Nos Gráficos 1 e 2, são apresentados, respectivamente, o logaritmo natural das séries dos índices de produção industrial e da taxa de desemprego para o Estado do Rio Grande do Sul, no período compreendido entre maio de 1982 e maio de 1998.

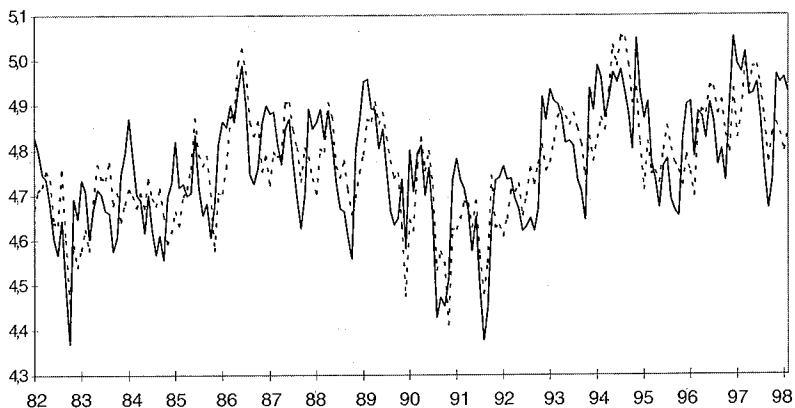
De imediato, a partir da inspeção visual de ambas as séries, pode-se inferir que estas apresentam um comportamento fortemente sazonal, o qual se constitui numa dificuldade importante na implementação do processo de filtragem das mesmas, uma vez que essa característica também representa um comportamento periódico. Por conseguinte, optou-se pela aplicação de um filtro para a dessazonalização da série, apresentado no Apêndice, antes da aplicação do Filtro de Kalman, para o qual, por sua vez, se especificou também um componente sazonal através de variáveis *dummy*, caracterizando, assim, um processo de “dupla filtragem” para a eliminação dos efeitos do componente sazonal da série. Esse procedimento se justifica apenas porque a especificação de ciclos na abordagem dos MEST, representada pela equação (3), é baseada na implementação de funções seno e cosseno, que, dependendo da estimação do parâmetro λ_c , que representa a frequência do ciclo e compõe a definição do período do mesmo, pode captar as flutuações periódicas representadas pela sazonalidade como um ciclo de curta duração, ou seja, em outras palavras, gera-se um ciclo “espúrio”, no sentido de este estar representando o fenômeno da sazonalidade.⁹ Por conseguinte, para a implementação do Filtro de Kalman, utilizaram-se as séries ajustadas sazonalmente, também apresentadas nos Gráficos 1 e 2.

⁸ Em particular, os dados sobre o desemprego somente estão disponíveis a partir de 1982, o que limita bastante o período de abrangência; contudo esta não é uma dificuldade apenas para o RS. Em Barros (1993), por exemplo, este deixa claro as sérias limitações para séries como o PIB brasileiro, ao mesmo tempo em que usa um critério altamente subjetivo para a definição das séries, baseado na relevância e na disponibilidade.

⁹ Com efeito, esse fenômeno ocorreu em ambas as séries, dado que o programa STAMP 5.0 permite a especificação de até três ciclos com periodicidades diferentes para a iniciação do processo de maximização da função de máxima verossimilhança, sendo que, para a taxa de desemprego, se gerou um ciclo “espúrio” de curtíssima duração, com período de aproximadamente seis meses, certamente refletindo a ocorrência de empregos temporários nas festas de fim de ano e nas férias escolares.

Gráfico 1

Logaritmo do índice de produção industrial no RS — maio 1982-98



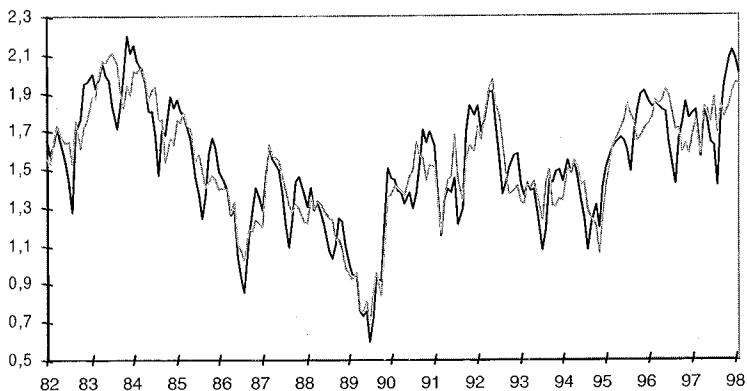
— Logaritmo do índice da produção industrial

- - - - Série ajustada sazonalmente

FUNTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE.

Gráfico 2

Logaritmo da taxa de desemprego no RS — maio/82-maio/98



— Logaritmo do índice da taxa de desemprego no RS

- - - - Série ajustada sazonalmente

FUNTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE.

Além do forte comportamento sazonal, ambas as séries apresentam uma quebra estrutural em seu nível. Uma quebra é associada à ocorrência do Plano Collor, em maio de 1990, o qual representou uma queda no nível do índice de produção industrial. Para contornar esse problema no PGD, especificou-se uma variável *dummy* no período compreendido entre janeiro de 1991 e janeiro de 1992. A outra quebra é observada na taxa de desemprego, dada a ocorrência de uma hiperinflação no final do Governo Sarney, em 1989, a qual atingiu a casa dos 1.700% ao ano, com implicações evidentes sobre o desemprego, justificando a definição de uma variável *dummy* para o período compreendido entre março de 1989 e março de 1990. Os resultados após a implementação do filtro e a decomposição dos componentes utilizando-se o modelo representado pelas Equações (2) e (3), com a inclusão de variáveis *dummy* sazonais para o índice de produção industrial, encontram-se nos Gráficos 3, 5 e 6 e no Quadro 1. Inicialmente, chama atenção o comportamento aparentemente linear da tendência apresentada no Gráfico 3, onde se observa o índice de produção industrial fluando em torno desta, mesmo no período de ocorrência de quebra estrutural, visível através da inclusão da variável *dummy* como uma variável explicativa.

Gráfico 3

Componente da tendência para o índice da produção industrial no RS — maio/82-maio/98

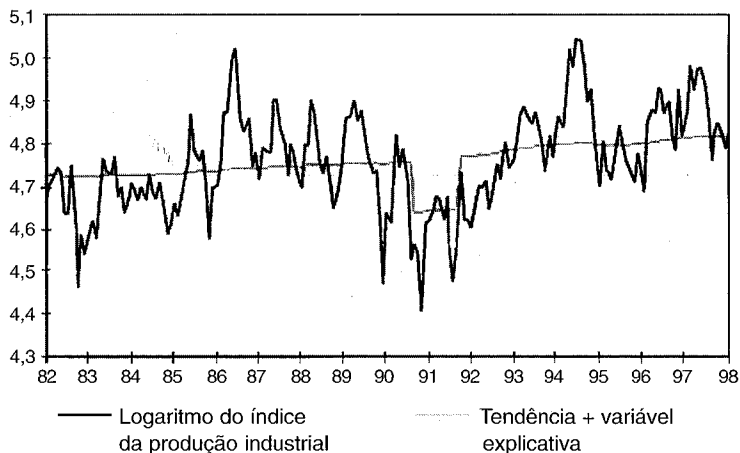
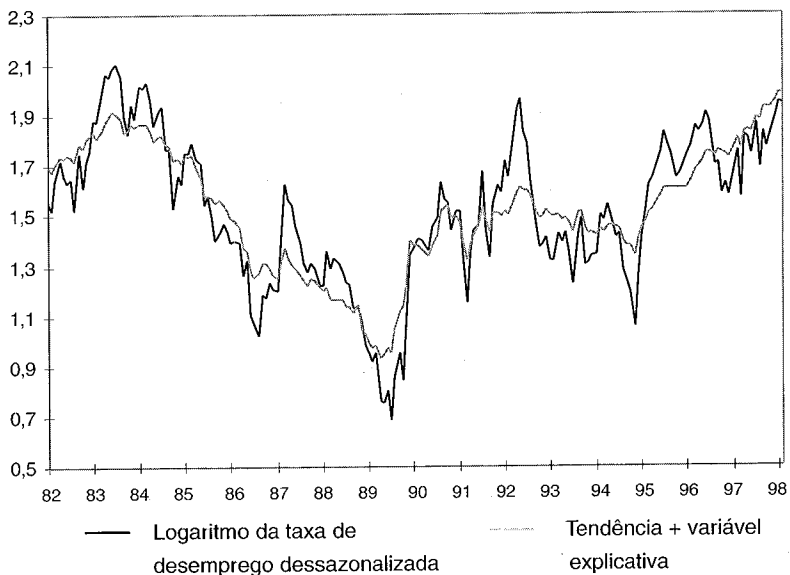


Gráfico 4

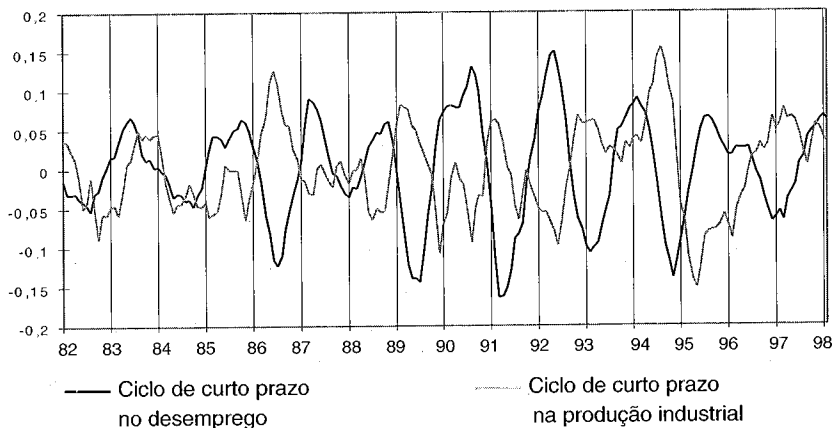
Componente da tendência para a taxa de desemprego no RS — maio/82-maio/98



FORNE DOS DADOS BRUTOS: IBGE.

Gráfico 5

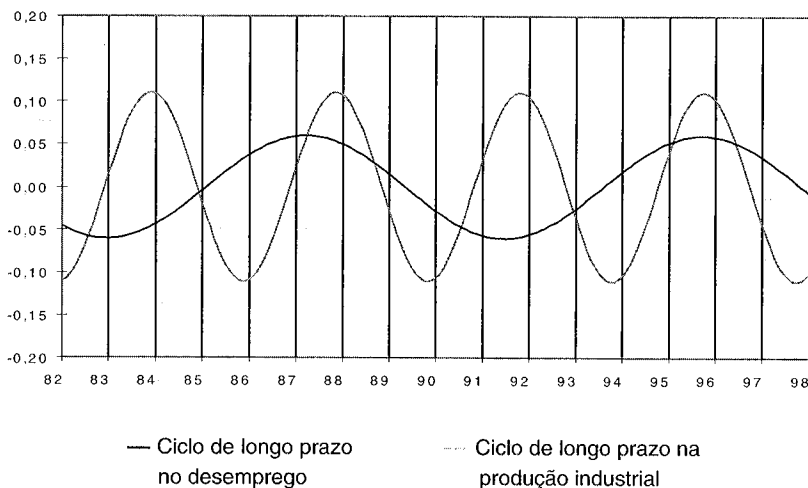
Componente cíclico de curto prazo no RS — maio/82-maio/98



FORNE DOS DADOS BRUTOS: IBGE.

Gráfico 6

Componente cíclico de longo prazo no RS — maio/82-maio/98



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE.

Claramente, tem-se uma tendência de crescimento que pode ser considerada determinística, uma vez que $\sigma_{\eta}^2 = 0.0060686$ sobre a qual se encontram choques compostos pelos componentes irregular, sazonal e cíclico, contudo com o diferencial de não se pressupor que este seria o comportamento da tendência, mas sim porque, na estimação do hiperparâmetro, se observa que σ_{η}^2 é pequeno, ou seja, trata-se de um caso particular de uma tendência determinística e não de uma generalização suposta correta a partir dos testes de raiz unitária.

Os resultados dos testes de diagnóstico apresentados no Quadro 1 mostram que o modelo especificado apresenta autocorrelação dos resíduos, provavelmente relacionada à ocorrência de quebras estruturais no PGD; em contrapartida, estes não apresentam evidências contra normalidade e heterocedasticidade. Os critérios de ajuste evidenciam uma boa capacidade explicativa do modelo, sendo que a variável explicativa se mostrou altamente significativa.

Os resultados da decomposição do componente cíclico são apresentados nos Gráficos 5 e 6. A utilização dos MEST permitiu a especificação de mais de um ciclo com períodos distintos para o índice de produção industrial, o que possibilita uma distinção clara de dois tipos de ciclos: o primeiro, um ciclo de curta duração, com aproximadamente dois anos e oito meses, apresentado no Gráfico 5; e o segundo, um ciclo de duração média, também conhecido como Ciclo de Juglar, com oito anos e meio aproximadamente, apresentado no Gráfico 6.

A característica central do ciclo de curta duração é o seu comportamento mais irregular, não sendo tão bem identificável quanto o Ciclo de Juglar, onde a estimação se mostrou extremamente regular, com uma amplitude bem definida e periodização facilmente identificável. Nota-se, claramente, que, após o início das experiências de estabilização da economia brasileira, a amplitude do ciclo de curto prazo aumentou significativamente, embora a série seja extremamente curta para o período anterior ao Plano Cruzado. É interessante observar que a estimativa da periodicidade do Ciclo de Juglar está de acordo com a visão expressa em Silva (1986), onde se identifica, através de uma ampla revisão de literatura, a concordância na literatura econômica com a existência de ciclos médios para a economia brasileira e não somente para algumas variáveis selecionadas, que representariam um reflexo desses movimentos, embora a visão apresentada pela autora reflita o pensamento da vertente que considera a ocorrência de ciclos "(...) devida a fatores endógenos, de caráter estrutural, inerentes às forças contraditórias operantes no sistema econômico capitalista" (Silva 1986), oposta, portanto, à visão deste trabalho, a qual considera a ocorrência desse fenômeno devida a choques aleatórios no sistema econômico.

Embora não seja o objetivo último deste trabalho, podem-se relacionar alguns fatores que provocaram movimentos periódicos no índice de produção industrial no curto prazo, como a aceleração provocada pelo Plano Cruzado, que atingiu o seu ponto de máximo em jul.- ago./86, seguida por uma subsequente queda, com as frustradas tentativas de estabilização da economia, retomando novamente um ponto de máximo no índice em jul.-ago./89, com a aceleração inflacionária. Outro evento marcante é a recessão provocada pelo Governo, no início de 1995, por conta da crise do México, que teve seus reflexos sobre a produção industrial entre agosto e novembro de 1995. Quando se considera o Ciclo de Juglar, a interpretação difere um pouco, com a aceleração de 1986 correspondendo a um longo processo de recuperação iniciado em meados de 1983, enquanto a queda de 1995 relaciona-se com o fim de um período longo de expansão e com o início de uma queda na produção industrial. No entanto, seria preciso uma investigação mais apurada para a determinação desse comportamento, uma vez que a série é bastante curta para uma análise de longo prazo, haja vista o fato de se encontrar apenas um Ciclo de Juglar completo.

Quadro 1

Resultados das estimações

VARIÁVEIS	TESTES DE ESPECIFICAÇÃO (1)	MODELO ESCOLHIDO	CRITÉRIO DE AJUSTE	AMPLITUDE/% DA TENDÊNCIA (2)	COEFICIENTE DA VARIÁVEL DE INTERVENÇÃO (3)
Logaritmo do índice de produção industrial	Normalidade = 3,777 H(64) = 0,9830 Q(13,6) = 39,42	Tendência mais ciclo com <i>dummies</i> sazonais	$\frac{2\pi}{\lambda_c}$	Ciclo de curto prazo = 0,03975 / 3,9759% Ciclo de longo prazo = 0,060152 / 6,0152%	-0,12051 (-3,055)
Logaritmo do índice da taxa de desemprego	Normalidade = 0,604 H(64) = 0,9175 Q(16,6) = 21,51	Tendência mais ciclo com <i>dummies</i> sazonais	$R^2 = 0,9125$ $R_d^2 = 0,2601$ $R_s^2 = 0,1657$	Ciclo de Curto Prazo = 0,0634 / 6,34% Ciclo de longo prazo = 0,1106 / 11,06%	-0,1383 (-2,11)

(1) Os testes aqui apresentados correspondem aos testes de Bowman-Shenton para normalidade, que tem distribuição χ^2 ; H(h) é o teste para heterocedasticidade, com distribuição de, aproximadamente, F(h,h); Q(p,d) é o teste Q de Box-Ljung, baseado nas primeiras p autocorrelações dos resíduos com distribuição de, aproximadamente, χ^2_d . (2) O valor em percentual explica o quanto o componente ciclo explica da tendência, ou seja, do comportamento de longo prazo para a última observação da amostra. (3) Os valores entre parênteses indicam a estatística t dos coeficientes.

No que concerne à série do desemprego, o comportamento da tendência mostrou-se radicalmente diferente do da produção industrial, apresentando-se longe de um padrão determinístico, como pode ser observado no Gráfico 4, impedindo, num primeiro momento, a interpretação de uma flutuação periódica em torno da tendência, como se observou para o índice da produção industrial. No entanto, antes de se considerar isso como um ponto negativo, deve-se ressaltar que o uso dos MEST permitiu que a tendência fosse especificada se levando em consideração o fato de não ser estacionária e não de uma maneira determinística, como se poderia supor a partir de um processo de *detrending* usual. Além disso, essa especificação permitiu a decomposição de dois ciclos, à semelhança do índice da produção industrial com períodos distintos. Esse fato é interessante, pois Cribari-Neto (1993b), ao analisar os componentes cíclicos do PIB brasileiro, encontrou evidência para uma tendência estocástica, a qual contribuiu para tornar o componente cíclico menor. Tal componente, quase inexistente, sugere que todas as flutuações no Produto brasileiro teriam sido provocadas por fatores reais, tais como o aumento da população, a acumulação de capital e as inovações tecnológicas. No entanto, apesar da determinação de

uma tendência estocástica para a taxa de desemprego, os MEST possibilitaram que a série fosse decomposta em dois componentes cíclicos, que, em conjunto, explicam aproximadamente 17% da variância da tendência para a última observação da amostra. Os resultados da especificação do modelo de tendência mais ciclo encontram-se no Quadro 1. Em termos de diagnóstico, o modelo assemelhou-se ao do índice da produção industrial, tanto ao apresentar autocorrelação serial nos resíduos quanto ao não apresentar evidências de heterocedasticidade e não-normalidade. Da mesma maneira, os testes de ajustamento mostraram-se satisfatórios, ficando a variável de intervenção significativa em apenas 5%.

No exame dos componentes cíclicos de curto e de médio prazo, a taxa de desemprego (Gráficos 5 e 6) assumiu o comportamento esperado de um movimento contrário ao do índice da produção industrial, ou seja, enquanto a primeira atinge pontos de máximo, este último encontra-se em pontos de mínimo. No entanto, o exame gráfico parece sugerir uma defasagem temporal para a taxa de desemprego, uma vez que esta parece defasada em termos da produção industrial. Por exemplo, ao se considerar novamente a aceleração econômica ocorrida no Plano Cruzado, a taxa de desemprego responde com uma queda significativa em novembro de 1986, contra um ponto de máximo para o índice de produção industrial entre julho e agosto, como discutido acima. Novamente para a crise de 1995, o ponto de máximo para a taxa de desemprego dá-se por volta de novembro de 1995, contra uma queda na produção industrial ocorrida por volta de agosto. Cabe ressaltar, também, que o período do ciclo de curto prazo se mostrou inferior para a taxa de desemprego, com aproximadamente um ano e nove meses.

Já para o ciclo de longo prazo, observa-se um período bastante inferior ao da produção industrial, com aproximadamente três anos e 11 meses, contudo o seu comportamento apresentou-se bastante regular, à semelhança do ocorrido com este último.

Em termos da cronologia dos ciclos apresentada no Quadro 2, optou-se pela sua definição em termos do ciclo de curto prazo. Essa opção traz embutida a questão de como determinar de maneira precisa a ocorrência dos pontos de reversão que caracterizam o ciclo. Considerando a metodologia utilizada pelo National Bureau of Economic Research como uma referência, esta deveria desenvolver-se em dois passos, de acordo com Stock e Watson (1998).

O primeiro consistiria na definição dos pontos de máximo e de mínimo para as séries tomadas individualmente.¹⁰ O segundo passo seria a compara-

¹⁰ Tal procedimento consiste em uma definição arbitrária, embora seja acompanhada por um algoritmo, o qual, no entanto, não encontra similar para o Brasil, muito menos para o Rio Grande do Sul.

ção dos pontos de reversão entre as séries analisadas: se estes se mostram comuns entre estas, então se definem as datas de ocorrência de máximo e mínimo.

Outra opção em termos da definição das datas dos ciclos, de acordo com Barros (1993), seria a construção de uma série que consistisse em uma combinação linear dos componentes cíclicos observados através da utilização da análise dos componentes principais. Em particular no presente trabalho, utilizou-se a primeira opção, uma vez que a análise consiste de apenas duas variáveis, além de o objetivo do texto não incluir a definição, de uma maneira precisa, da ocorrência dos ciclos na economia gaúcha, mas tão-somente apresentar evidências empíricas de flutuações cíclicas em variáveis que podem ser consideradas chave para a economia do Estado.¹¹

Nesse sentido, dada a distinção no período para as variáveis em termos do ciclo de longo prazo, optou-se pela utilização do ciclo de curto prazo para a economia do Estado, além do que as séries se mostram um tanto curtas para uma definição mais detalhada do comportamento de longo prazo. Por exemplo, para a produção industrial, só existe um ciclo completo. A partir do Quadro 2, utilizando-se o critério de identificação do ciclo a partir dos vales ocorridos na produção industrial em comparação com os picos ocorridos na taxa de desemprego, podem-se identificar quatro ciclos completos. O primeiro ciclo começou em fins de 1983, com término em fev.-mar./86. O segundo pode ser identificado como tendo início em meados de 1987, com final entre novembro de 1988 e o primeiro trimestre de 1989. O terceiro ciclo iniciou no segundo semestre de 1990, terminando entre setembro e outubro de 1992. Por fim, o quarto ciclo principiou ao final do terceiro ciclo, estendendo-se até fins de 1995 e início de 1996. É preciso destacar que, nessa cronologia, os movimentos cíclicos não se mostram coordenados por um fator básico, qual seja, os sucessivos choques de estabilização econômica ocorridos no período compreendido entre 1986 e 1991. Tal comportamento fica claro, uma vez que, no período que antecedeu o Plano Cruzado, já era possível defini-lo com precisão, bem como a partir de 1992. Uma questão pertinente em relação ao Plano Real pode ser levantada, tendo em vista que este também foi uma tentativa de estabilização de preços, contudo cabe lembrar que, neste último, não houve quebra de contratos, e a mudança para a nova moeda ocorreu de maneira espontânea por parte da população e não por um decreto-lei. Além disso, enquanto objetivo de estabilização de preços, o Plano Real pode ser considerado um sucesso, ao ser comparado aos planos anteriores.

¹¹ Além do que seria muita pretensão definir quais são as datas precisas, uma vez que se trata de uma série curta.

Quadro 2

Cronologia dos pontos de vale e pico para o ciclo de curto prazo

DESEMPREGO		PRODUÇÃO INDUSTRIAL	
Picos	Vales	Picos	Vales
Out./83	Dez./82	Dez./83	Fev./83
Fev./86	Dez./84	Nov./85	Set./84
Jul./87	Nov./86	Out./86	Mar./86
Mar./89	Mai./88	Jul./89	Ago./87
Dez./90	Nov./89	Jun./91	Nov./88
Set./92	Jul./91	Mar./93	Abr./90
Mai./94	Jun./93	Dez./94	Out./92
Dez./95	Mar./95	Jul./97	Set./95
Mai./98	Abr./97	-	Jun./96

4 - Conclusões

O presente artigo procurou destacar a ocorrência de fenômenos cíclicos para a economia do Estado do Rio Grande do Sul a partir da análise de duas séries consideradas fundamentais: a taxa de desemprego e o índice de produção industrial, ambos divulgados pelo IBGE. A idéia básica era utilizar-se o Filtro de Kalman conjuntamente com a metodologia dos MEST para a extração do componente cíclico de ambas as séries, permitindo, dessa forma, a especificação dos períodos de ocorrência de reversão (picos e vales), utilizados, por conseguinte, para estabelecer a cronologia dos movimentos cíclicos. Esse procedimento consiste, basicamente, na metodologia aplicada pelo National Bureau of Economic Research.

A utilização dos MEST mostrou-se adequada por permitir contornar o problema da estacionariedade das séries, o que ficou evidente pelo fato de a tendência do índice de produção industrial apresentar um comportamento determinístico, enquanto a taxa de desemprego se mostrava não-estacionária. A despeito desse fenômeno, foi possível a extração do componente cíclico para esta última, sem a necessidade de estabelecer um processo de *detrending*, o que representa um ganho em termos de informações, principalmente ao se considerar que o comportamento de longo prazo da série é o principal fator de análise, seja pelo componente tendência, seja pelo componente cíclico. Além

disso, a decomposição dos componentes presentes nos MEST possibilitou a definição de dois comportamentos distintos para o ciclo em ambas as variáveis: um de curto prazo, com período aproximado de dois anos e oito meses para a produção industrial e um ano e nove meses para a taxa de desemprego; outro de longo prazo, com período aproximado de oito anos e meio e três anos e 11 meses respectivamente.

A despeito da ocorrência de sucessivos planos de estabilização, que provocaram uma série de alterações substanciais na economia brasileira, foi possível identificar quatro ciclos distintos para a economia gaúcha, considerando-se a análise conjunta para ambas as variáveis do componente cíclico de curto prazo. No entanto, devido à extensão do período observado para o ciclo de longo prazo da produção industrial em relação ao tamanho da série, não foi possível estabelecer uma cronologia específica para os ciclos de longo prazo, pois esta comportou somente um ciclo completo de oito anos e meio.

Deve ficar claro, no entanto, que essas datas não devem ser consideradas como definitivas, uma vez que a abrangência da análise ficou restrita a apenas duas variáveis, ficando, portanto, uma definição mais formalizada para um estudo posterior, o qual se mostra, pertinente a partir da identificação empírica de comportamentos cíclicos para variáveis que, tradicionalmente na literatura especializada, têm como característica principal a relação direta da ocorrência do fenômeno ciclo econômico com o seu comportamento de longo prazo.

Bibliografia

- BAER, W. (1989). **The brazilian economy**. New York : Praeger.
- BARROS, A. R. (1993). A periodization of the business cycles in the brazilian economy, 1856-1985. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro : FGV, v.1, n.47, p.53-82, jan./mar.
- BAXTER, M., KING, R. G. (1995). **Measuring business cycles**: approximate band-pass filters for economic time series. University of Virginia. (mimeo).
- BURNS, A. F., MITCHELL, W. C. (1946). **Measuring business cycles**. New York : National Bureau of Economic Research.
- CONTADOR, C. (1977). **Ciclos econômicos e indicadores de atividade no Brasil**. Rio de Janeiro : IPEA. (Relatório de pesquisa n. 37).
- CORRÊA, W. L. R. (1998). **Previsão em séries de tempo com quebras estruturais**: uma análise comparativa entre modelos estruturais e redes neurais artificiais. Porto Alegre : UFRGS. (Dissertação de mestrado, Curso de Pós-Graduação em Economia).

- CRIBARI-NETO, F. (1993a). The cyclical component in Brazilian GDP. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v.13, n.1.
- CRIBARI-NETO, F. (1993b). Unit Roots, random walks and the sources of business cycles: a survey. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro : FGV, v.47, n.3.
- ENDERS, W. (1995). **Applied econometric time series**. New York : John Wiley & Sons.
- HARVEY, A. C. (1989). **Forecasting structural time series models and the kalman filter**. Cambridge : Cambridge University.
- HARVEY, A. C. (1997). Trends, cycles and autoregressions. **The Economic Journal**, n.107, p.192-201.
- HARVEY, A. C., JAEGER, A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. **Journal of Applied Econometrics**, v.8, n.3, p.231-248.
- HODRICK, R., PRESCOTT, E. (1997). Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, n.29, p.1-16.
- MADDALA, G. S., KIM, In-Moo (1999). **Unit roots, cointegration and structural change**. Cambridge : Cambridge University.
- SILVA, M. E., PONTA, A. F. (1994). Ciclos macroeconômicos do emprego e do produto: uma abordagem de cointegração. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 16., Florianópolis. **Anais ...** snt. p.924-944.
- SILVA, T. M. L. Carvalho e (1986). Uma síntese das teses centrais de interpretação do ciclo na economia brasileira. **Revista de economia política**, São Paulo, v.6, n.4, out./dez.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. (1990). Business cycle properties of selected U.S. economic time series, 1959-1988. (National Bureau of Economic Research Working Paper n.3376). <http://www.nber.org/paper/w3376>
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. (1998). Business cycle fluctuations in U.S. macroeconomic time series. (National Bureau of Economic Research Working Paper n.6528). <http://www.nber.org/papers/w6528>
- SUZIGAN, W. (1986) **Indústria brasileira**. São Paulo : Brasiliense.
- VILLELA, A., SUZIGAN, W. (1973). **Política do governo e crescimento da economia brasileira, 1889-1945**. Rio de Janeiro : IPEA/INPES.

Apêndice

O processo de dessazonalização levado a efeito em ambas as variáveis em questão é formado por quatro passos.

No primeiro passo, constrói-se uma média móvel mensal dada por:

$$\omega_t = \left(\frac{z_t + z_{t-1} + \dots + z_{t-5}}{6} + \frac{z_{t-1} + z_{t-2} + \dots + z_{t-6}}{6} \right) / 2 \text{ com } t = 6, 7, \dots, T-6,$$

onde **T** é o tamanho da amostra.

No segundo passo, calcula-se o percentual sazonal para cada mês de referência, correspondendo, portanto, a $\frac{\omega_t}{y_t}$, onde **t** = janeiro, fevereiro, ..., dezembro, para tantos meses quanto existam na série.

O terceiro passo consiste na ordenação dos percentuais sazonais por meses do ano, de maneira crescente para **t**. A partir da ordenação, calculam-se a mediana e o índice sazonal para cada mês dado por:

$$I_t = (1200 \times \text{valor mediana}) / \left(\sum_{i=1}^{12} (\text{mediana}_i) \right), \text{ com } t = \text{janeiro, fevereiro, ...dezembro.}$$

Por fim, o quarto passo consiste no cálculo da série dessazonalizada dado por:

$$y_t \times \frac{100}{I_t}$$

Abstract

The presence of high inflation rates during 80's and first half of 90's deviates the attention of policy makers to the monthly fluctuations in the price indexes focusing the economic policy to the stabilization plans. Therefore since 1994 the Brazilian price stabilization have been bringing on economic literature and economic policy as a central problem the existence of long run fluctuations in variables like unemployment and industrial production. The main purpose of this paper is to investigate the presence of long run fluctuations in two representative series of Rio Grande do Sul economy: the industrial production index and the unemployment rate. The classical methodology consists on detrending the series and then filter the cyclical component. This procedure has a disadvantage if the series presents unit roots in the specification of the true stochastic process that governs the series. An alternative way is to use the Structural Time Series Models and the Kalman Filter to isolate the cyclical component. In particular this methodology was adopted in this paper. Our results suggest the existence of four distinct cycles for a period of sixteen years (1982-1998).