

CICLOS ECONÔMICOS NA TAXA DE CRESCIMENTO DO ICMS

Roberto Tatiwa Ferreira[§]

RESUMO

O objetivo principal deste trabalho é investigar a existência e as principais características de ciclos econômicos na taxa de crescimento do ICMS. Para alcançar esse objetivo, modelos de mudança de regime de Markov e com efeito limiar (*threshold*) foram utilizados para quantificar e analisar os ciclos econômicos na taxa de crescimento mensal da arrecadação do ICMS no Estado do Ceará, bem como realizar previsões para esta variável. Os resultados indicam que o ciclo econômico da variável em questão apresenta três regimes (decréscimo, crescimento moderado e crescimento acelerado) e que a taxa de crescimento da demanda turística e da atividade industrial serve como variáveis *threshold*, as quais fornecem informações sobre o ciclo econômico e sobre os valores futuros da taxa de crescimento do ICMS.

Palavras-chave: ICMS, ciclos econômicos, previsões, efeito limiar, Markov-switching.

ABSTRACT

The main objective of this work is to investigate if there are and what are the principal features in the business cycle of *ad valorem* tax's growth rate. To do that, Markov-switching and threshold models were used to estimate and analyze the business cycle in the monthly growth rate of Ceará's *ad-valorem* tax and to forecast. The results show that there are three regimes in the business cycle on the variable under analysis, and the growth rate of tourism and industrial activity may be used as threshold variables, which gives information about Ceará's *ad-valorem* tax business cycle and its future values.

Keywords: *ad valorem* tax, business cycle, forecasting, threshold, Markov-switching.

JEL classification: E37.

§ CAEN/DEA/UFC. Endereço para contato: Av. da Universidade, 2700 – 2º andar – Fortaleza – CE – CEP: 60451-970.
E-mail: rtf2@uol.com.br.

Recebido em janeiro de 2008. Aceito para publicação em janeiro de 2009.

1 INTRODUÇÃO

A definição de ciclos de negócios como uma flutuação que ocorre em fases de expansão e de recessão no nível de atividade econômica agregada (BURNS; MITCHELL, 1946) tornou-se um consenso entre os economistas, os quais têm formulado modelos teóricos e empíricos para explicar e estimar esse fenômeno.

Os ciclos econômicos são explicados das mais diversas formas pelas várias escolas do pensamento econômico (AFTALION, 1927; SARGENT; SIMS, 1977; BLINDER, 1987; KING; PLOSSER, 1984) e há vários modelos, principalmente de séries temporais não lineares, que visam explicá-los e quantificá-los.

Hansen (1996, 1997, 2000) apresentou uma forma de testar se modelos não lineares com efeito limiar (*threshold*) são mais adequados do que os modelos autorregressivos (AR) lineares para descrever uma determinada variável. Os primeiros são modelos que permitem que os parâmetros variem de acordo com o ciclo econômico, o qual é, por hipótese, observado no tempo t através de uma variável (geralmente defasagens da própria variável dependente) escolhida para este propósito.

Hamilton (1989) propôs um modelo não linear, no qual os ciclos econômicos são caracterizados por um processo de Markov. Este modelo é conhecido na literatura como modelo autorregressivo de mudança de regime de Markov (MS-AR). Neste, o regime em t não é observável, ou seja, é uma variável latente que segue um processo de Markov. O trabalho de Hamilton (1989) estimou a duração dos ciclos do PIB dos EUA. Em outro, Hamilton e Lin (1996) propôs um modelo para mensurar a duração do ciclo no índice de produção industrial dos EUA, considerando o efeito da volatilidade do mercado de ações. Os estudos de Chauvet (1998, 2001, 2002) e o de Ferreira, Bierens e Castelar (2005) apresentam estimativas para a duração do ciclo do PIB brasileiro.

O imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS) incide sobre o valor agregado, portanto, sua arrecadação está diretamente vinculada ao nível da atividade econômica. Desta forma, espera-se que a arrecadação deste imposto estadual também esteja sujeita aos ciclos de negócios, i.e., fases de crescimento e de contração.

O ICMS é o tributo de maior participação na receita estadual. Segundo dados do Instituto de Pesquisa do Ceará (IPECE), o ICMS representou cerca de 91% da receita tributária total do Estado do Ceará em 2004. Por isso, desenvolver e aprimorar modelos capazes de gerar previsões deste imposto é importante para a administração estadual planejar seu fluxo de caixa e elaborar o seu orçamento.

No que se refere à previsão de ICMS, Pessoa (1992) utilizou um modelo de equações simultâneas formado basicamente por três equações, no qual o ICMS cearense foi representado como função do PIB do setor serviços e este PIB como função do PIB brasileiro.

Ferreira (1996) utilizaram a técnica de alisamento exponencial, modelos ARIMA e de função de transferência e a técnica de combinação de previsões para gerar previsões do ICMS mensal.

Este trabalho pretende utilizar a metodologia proposta por Hamilton (1989) e por Hansen (1996, 1997, 2000) na taxa de crescimento da arrecadação do ICMS mensal do Estado do Ceará, com o objetivo principal de realizar previsões e quantificar algumas características do ciclo econômico da variável em análise.

Dados do IPECE mostram que o setor industrial é a principal fonte geradora de ICMS no Estado. Em 2004, a arrecadação de ICMS sobre a atividade industrial correspondeu a 54,69% da arrecadação total deste imposto. O turismo é outra atividade econômica que tem se destacado no Ceará. A atividade turística cresceu a uma taxa média de 11,7% ao ano no período de 1995/2005, gerando uma renda média no total de 987,2 milhões ao ano, causando um impacto médio anual de 7,1% no PIB do Ceará. Desta forma, serão utilizados modelos com as taxas de crescimento destas variáveis como regressores e como variáveis de efeito limiar (*threshold*) para verificar se estas são capazes de influenciar a média, de forma linear ou não linear, e de gerar previsões mais precisas do que as de um modelo ARMA para a variável dependente em questão.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais três partes. A primeira dedica-se aos principais aspectos teóricos, apresentando os modelos, bem como as técnicas de estimação e os testes de diagnósticos necessários. A segunda parte contém os resultados empíricos. Por fim, as conclusões são apresentadas.

2 PRINCIPAIS ASPECTOS TEÓRICOS

2.1 O modelo de mudança de regime markoviano

No modelo de mudança de regime de Markov (MS), proposto por Hamilton, os parâmetros do modelo mudam de acordo com o regime no qual o processo se encontra no tempo t . Este regime é representado por uma variável aleatória discreta não observada diretamente (variável latente), denominada de s_t . No caso em que há N regimes diferentes, $S_t = [1, 2, \dots, N]$. Assume-se, também, que s_t é uma cadeia de Markov de N -estados. O modelo autorregressivo com mudanças de regime Markoviano com N -estados, para média e variância, pode ser apresentado como:

$$\varphi(L)(y_t - \mu_{s_t}) = \varepsilon_t \quad (1)$$

$$P\{S_t = j | S_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (2)$$

onde $i, j = 1, 2, \dots, N$

$$\sum_{j=1}^N p_j = 1 \quad (3)$$

$$\mu_{S_t} = \sum_{i=1}^N \mu_i S_{it} \quad (4)$$

onde $S_{it} = 1$ se $S_t = i$ e $S_{it} = 0$, caso contrário

$$\sigma_{S_t}^2 = \sum_{i=1}^N \sigma_i^2 S_{it} \quad (5)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2) \quad (6)$$

Hamilton (1989, 1994) apresenta a metodologia de estimação deste modelo. Uma vez estimados os parâmetros do modelo, as estimativas da duração de cada fase econômica podem ser calculadas. No caso de dois regimes, com suas probabilidades de transição representadas, respectivamente, por p_{11} e p_{22} , a duração da fase 1 pode ser obtida através de $1/(1-p_{11})$ e a duração da outra fase é calculada através de $1/(1-p_{22})$.

2.2 O modelo de efeito limiar (*threshold*)

O modelo de efeito limiar (*threshold*) autorregressivo (TAR) foi proposto por Tong (1978) e depois aperfeiçoado por Lim e Tong (1980) e Tong (1983). Hansen (1996, 1997, 2000) mostrou como estimar e fazer inferência neste modelo, o qual pode ser expresso da seguinte forma:

$$y_t = (\alpha_0^1 + \alpha_1^1 y_{t-1} + \dots + \alpha_q^1 y_{t-q} + \beta_1^1 x_{t-1} + \dots + \beta_q^1 x_{t-q}) I(g_{t-d} \leq \gamma) + (\alpha_0^2 + \alpha_1^2 y_{t-1} + \dots + \alpha_q^2 y_{t-q} + \beta_1^2 x_{t-1} + \dots + \beta_q^2 x_{t-q}) I(g_{t-d} > \gamma) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde $I(\cdot)$ é a função indicadora, x_t é uma variável exógena e g_{t-d} é uma função dos dados. Seja $\alpha^j = (\alpha_0^j \dots \alpha_q^j)$ e $\beta^j = (\beta_0^j \dots \beta_q^j)$ para $j = 1, 2$, $z_t = (1 \ y_{t-1} \dots y_{t-q} \ x_t \dots x_{t-q})'$, $\pi^j = (\alpha^j \cdot \beta^j)'$, $z_t(\gamma) = (z_t' I(g_{t-1} \leq \gamma) \ z_t' I(g_{t-1} > \gamma))$ e $\theta = (\pi^1 \ \pi^2)'$. O modelo original pode ser reescrito como:

$$y_t = z_t(\gamma)' \theta + \varepsilon_t \quad (8)$$

Neste trabalho, serão utilizadas como variáveis *threshold* (g_{t-d}) até seis defasagens ($d=[1,2,\dots,6]$) das variáveis: a) taxa de crescimento do ICMS, b) taxa de crescimento do índice de produção industrial do Ceará e c) taxa de crescimento da demanda turística do Ceará. A estimação dos parâmetros θ e γ será obtida através do método de mínimos quadrados condicional sequencial, proposto por Hansen (1997).

3 RESULTADOS EMPÍRICOS

Este trabalho utiliza dados na frequência mensal da arrecadação do ICMS, da demanda turística e do índice de produção industrial do Estado do Ceará. Os dados da arrecadação do ICMS, publicados pela Secretaria da Fazenda, foram coletados no período de janeiro de 1991 a junho de 2006 e deflacionados pelo IGP-DI.

A série demanda turística, publicada pela Secretaria de Estado de Turismo, compreende os meses de janeiro de 1997 a junho de 2006. Por fim, a variável índice de produção industrial foi coletada no IBGE, nos meses de janeiro de 1991 a junho de 2006. Todas as séries foram logaritimizadas e diferenciadas, obtendo-se as suas respectivas taxas de crescimento, as quais compõem o conjunto de variáveis utilizadas neste estudo.

Os procedimentos de procura de observações não usuais disponíveis no SPSS não encontraram nenhum *outlier* nestas variáveis. Por outro lado, o teste de detecção de observações anormais proposto por Hadi (1992, 1994) aponta o mês de 2006.05 como uma possível *outlier*.

O teste para presença de múltiplas quebras estruturais proposto por Bai e Perron (1998, 2003) foi realizado com o número máximo de quebras estabelecido em cinco. Este teste foi realizado através da rotina em Gauss, disponibilizada por esses autores, e não encontrou, aos níveis usuais de significância estatística, nenhuma evidência de quebras estruturais nas séries em questão.

Estas séries são estacionárias, conforme os resultados dos testes ADF e de Phillips-Perron, os quais rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de significância de 1% em todos os casos. Este resultado também foi obtido ao se utilizar o teste de raiz unitária proposto por Lanne *et al.* (2002), o qual permite a inclusão de termos determinísticos na regressão auxiliar do teste para capturar possíveis efeitos de quebra estrutural ou de *outlier*. Estes resultados também não se alteram quando variáveis binárias para capturar efeitos sazonais são incluídas nas respectivas regressões auxiliares destes testes.

Em seguida, são apresentados os resultados da estimação e de previsão dos modelos de mudança de regime de Markov e dos modelos *threshold*.

3.1 Resultados empíricos dos modelos de mudança de regime de Markov

Vários modelos com mudança de regime de Markov MS(n,q) e MSH(n,q) foram estimados, utilizando o período amostral de 1991.02 a 2006.06. Nos modelos MS(n,q), a média do processo muda de acordo com o número de regimes e, nos modelos MSH(n,q), tanto a média como a variância dos modelos mudam de acordo com o número de regimes.

Em todos estes modelos, $q \in [1,2,\dots,4]$ representa o número de defasagens e $n \in [1,2,3]$ corresponde ao número de regimes. Depois de estimados, estes modelos foram comparados através da análise do comportamento dos resíduos.

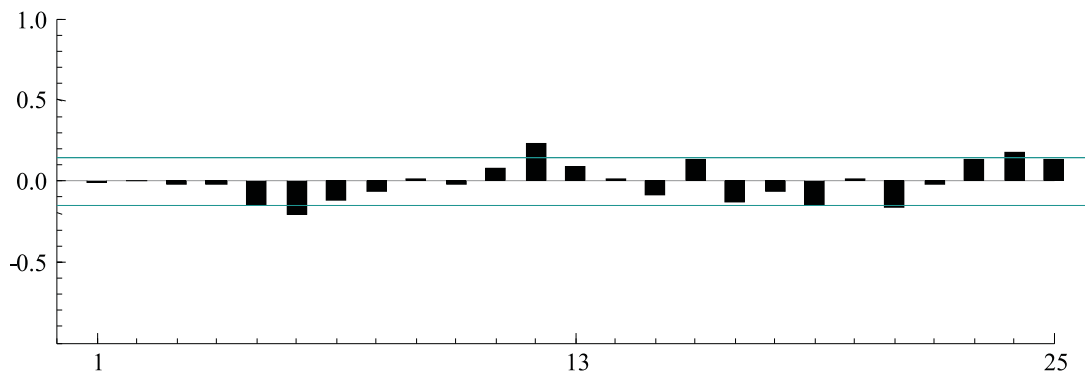
Apesar do teste proposto por Hadi (1992, 1994) ter detectado o mês de 2006.05 como um possível *outlier*, os modelos com mudança de regime de Markov foram estimados com uma variável binária, a qual assumiu o valor 1 nos meses 2004.12¹, 2005.01, 2005.06, 2006.04 e 2006.05, e zero nos demais meses da amostra. A inclusão desta variável melhorou o ajustamento desse modelo e as estimativas das probabilidades de transição.

Em relação à análise dos resíduos, os Gráficos 1a a 1d apresentam o correlograma dos resíduos dos modelos AR(3), MS(2,3), MS(3,3) e do MSH(3,3), respectivamente. Nestes gráficos, percebe-se que os resíduos do modelo MSH(3,3) aproximam-se mais de um “ruído branco” do que os dos demais modelos.

Utilizou-se, além da análise dos resíduos, o procedimento de seleção de número de defasagens e de regimes proposto em Psaradakis e Spagnolo (2006), o qual se baseia em um critério de penalização da função de máxima verossimilhança em conjunto com o critério de informação Bayesiano. Além desses critérios, verifica-se, na seção 3.3, que o modelo MSH(3,3) apresentou o menor erro de previsão ao quadrado médio (EQM) desta classe de modelo.

No correlograma dos resíduos dos modelos AR(3), MS(2,3) e MS(3,3), há um possível pico de sazonalidade no mês de dezembro. Apesar do correlograma dos resíduos do modelo MSH(3,3) não apresentar qualquer vestígio de sazonalidade, optou-se por reestimar este modelo com variáveis binárias para capturar efeitos sazonais. Entretanto, estas variáveis binárias foram insignificantes do ponto de vista estatístico, e não houve nenhuma alteração significativa nos resultados referentes à estimação do modelo MSH(3,3).

Gráfico 1a - Correlograma dos resíduos padronizados do AR(3)



1 Nestes meses, a taxa de crescimento do ICMS cearense possui valores muito diferentes das demais observações da série. Em 2004.12, houve uma arrecadação excepcional em virtude de um acordo com o setor de telecomunicações. Este fato explica o crescimento acima da média da arrecadação em 2004.12 e o abrupto decréscimo na arrecadação do mês subsequente. Além desse fato, de 2004.08 a 2007.01, o Estado do Ceará optou por uma nova sistemática de tributação de combustíveis, a qual provocou um aumento na volatilidade da arrecadação do ICMS cearense, explicando, em grande parte, o comportamento fora do padrão ocorrido nesta variável nos meses 2005.06, 2006.04 e 2006.05. Consultar Chauvet *et al.* (2002) para informações adicionais sobre análise de intervenção e modelos de mudança de regime de Markov.

Gráfico 1b - Correlogama dos resíduos padronizados do MS(2,3)

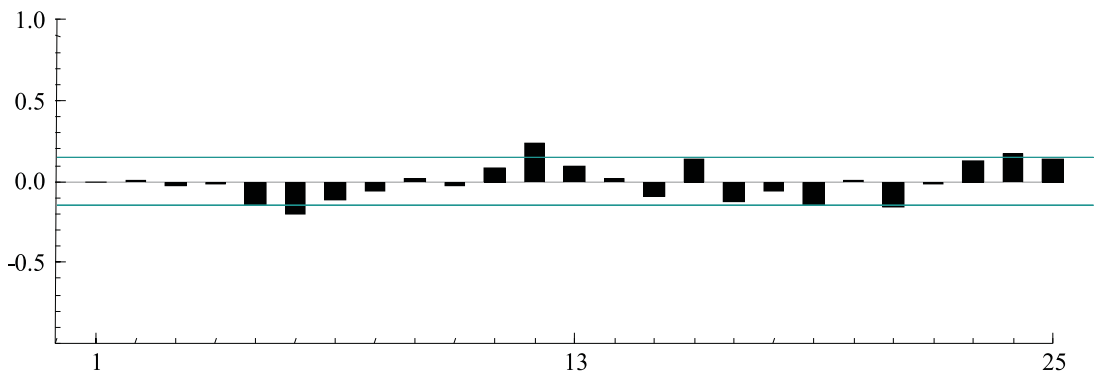


Gráfico 1c - Correlogama dos resíduos padronizados do MS(3,3)

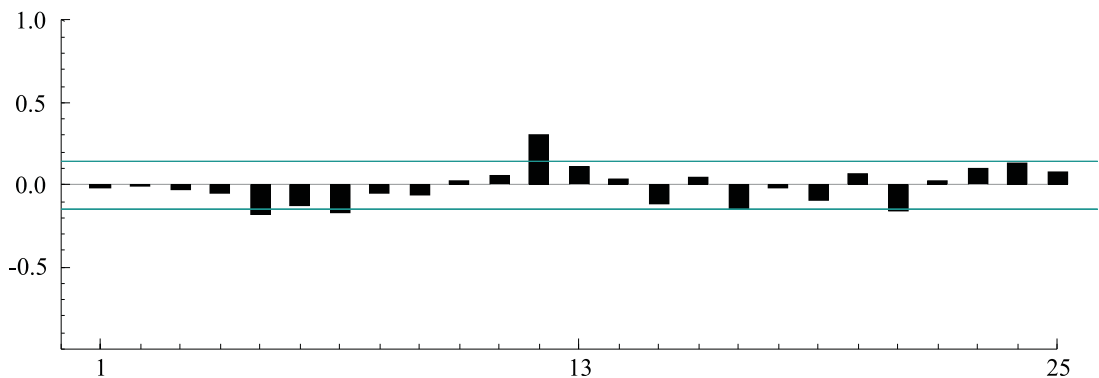
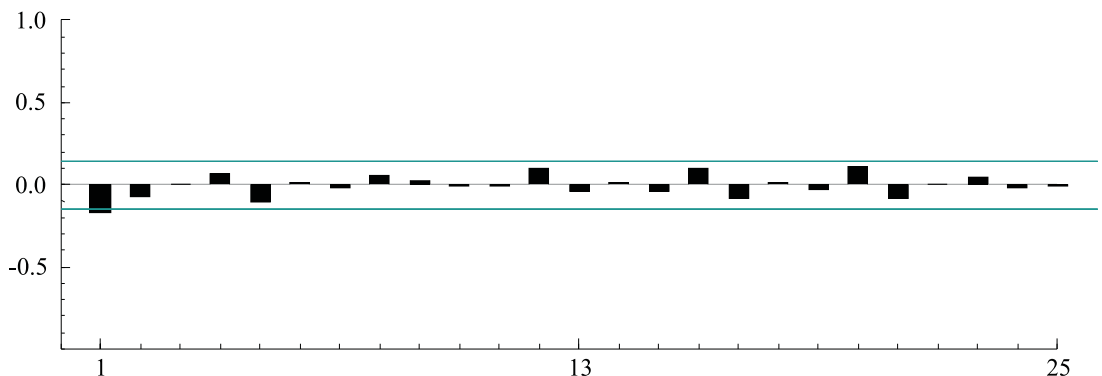


Gráfico 1d - Correlogama dos resíduos padronizados do MSH(3,3)



Em todos os modelos estimados, aplicou-se o teste de linearidade de Davies (1977, 1987), que se mostrou sempre favorável ao uso de modelos não lineares ao nível de significância de 1%. A Tabela 1 apresenta os resultados da estimação do modelo MSH(3,3), sobre o qual pode-se fazer as seguintes observações:

- i) Todos os parâmetros² foram significantes ao nível de 5%, inclusive os coeficientes que quantificam as diferentes médias entre os regimes. A matriz de transição é ergódica, em virtude de seus autovalores.
- ii) A taxa de crescimento mensal da arrecadação do ICMS, no Estado do Ceará, apresenta um regime de crescimento acelerado, um regime de crescimento moderado e outro regime de decrescimento, nos quais a arrecadação cresce em média as taxas de 14,61%, 2,09% e -11,24%, respectivamente.
- iii) O regime 1 (decrescimento) tem duração média de 1-2 meses, semelhante ao regime 3 (crescimento acelerado), e o regime 2 (crescimento moderado) tem duração média de 5-6 meses.

Tabela 1 – Resultados da estimação do modelo MSH(3,3)

Parâmetros	Estimativas	Desvios Padrão
μ_1	-0.1124	0.0093
μ_2	0.0209	0.0030
μ_3	0.1461	0.0387
ϕ_1	-0.6129	0.0601
ϕ_2	-0.4886	0.0600
ϕ_3	-0.3653	0.0582
<i>dummy</i>	-0.2011	0.0420
P_{11}	0.2477	n.d.
P_{22}	0.8280	n.d.
P_{33}	0.1425	n.d.
σ_1^2	0.0427	0.0076
σ_2^2	0.0513	0.0049
σ_3^2	0.2156	0.0599
Autovalor matriz de transição	1; 0.26; -0.045	n.d. = não disponível

Quais os fatores que podem explicar estes ciclos na taxa de crescimento mensal da arrecadação do ICMS no Estado do Ceará? Dados da Secretaria de Turismo demonstram que a atividade turística cresceu a uma taxa média de 11,7% ao ano no período de 1995/2005, gerando uma renda média no total de 987,2 milhões ao ano, causando um impacto médio anual de 7,1% no PIB do Ceará.

2 Os modelos de mudança de regime de Markov foram estimados através da rotina MSVAR (KROLSIG, 1998), que não fornece as estimativas dos desvios padrão de P_{11} , P_{22} e P_{33} .

Por outro lado, segundo o IPECE, o setor industrial é a principal fonte geradora de ICMS no Estado. Em 2004, a arrecadação de ICMS sobre a atividade industrial correspondeu a 54,69% da arrecadação total deste imposto.

Portanto, o próximo passo consistirá em testar se as taxas de crescimento da atividade industrial e da demanda turística fornecem maiores informações sobre o ciclo da taxa de crescimento do ICMS, além das informações contidas nos seus próprios valores defasados. Para isso, modelos do tipo TAR foram testados e estimados. Estes resultados são apresentados em seguida.

3.2 Resultados empíricos dos modelos de efeito limiar (*threshold*)

Com o objetivo de formular um modelo que inclua os efeitos das taxas de crescimento da atividade industrial (*ind*) e da demanda turística (*tur*) na taxa de crescimento do ICMS (*icm*), foi estimado, inicialmente, um modelo de regressão linear apresentado a seguir.

$$\begin{aligned} icm_t = & 0.002 - 0.3481icm_{t-1} - 0.2786icm_{t-2} - 0.298icm_{t-3} \\ & \quad \quad \quad (0.18) \quad \quad \quad (-3.57) \quad \quad \quad (-2.72) \quad \quad \quad (-3.08) \\ & + 0.090tur_{t-1} + 0.238ind_{t-1} + \varepsilon_t \\ & \quad \quad \quad (2.81) \quad \quad \quad (2.27) \end{aligned} \quad (9)$$

$$\bar{R}^2 = 0.23 \quad DW = 2.24$$

Os valores entre parênteses são as estatísticas *t*. Exceto pelo intercepto, os demais parâmetros desta equação são significantes ao nível de 5%. Os testes de White, de Breusch-Godfrey e a estatística Q de Ljung-Box indicam a ausência de heterocedasticidade e de correlação serial nos resíduos dessa equação, a qual comprova um efeito positivo das séries *ind* e *tur* sobre a variável *icm*.

A eq(9) evidencia a maior influência da taxa de crescimento da atividade industrial na taxa do ICMS, em relação à taxa de crescimento da demanda turística.

Para verificar se, além de influenciar a média de *icm*, as variáveis *ind* e *tur* são capazes de fornecer informações sobre o ciclo econômico, expansão ou recessão de *icm*, utilizou-se a metodologia proposta por Hansen (1996, 1997, 2000) para testar e estimar modelos com efeitos limiares a partir da equação (9).³

Foram estimados três modelos com efeitos limiares diferentes. Nos modelos T1 e T2, as variáveis *threshold* (g_{t-d}) utilizadas foram a *ind* e *tur*, respectivamente, com $d=[0,1,2,\dots,6]$. No modelo T3, $g_{t-d} = icm_{t-d}$, com $d=[1,2,\dots,6]$.

3 Estes modelos foram estimados também com a variável binária para capturar possíveis efeitos de *outliers*. Entretanto, nestes modelos, esta variável não promoveu nenhuma alteração significativa dos resultados. Desta forma, optou-se por apresentar e analisar os resultados dos modelos estimados sem essa variável binária. Utilizou-se uma adaptação da rotina em Gauss de Hansen (1997) para se obter os resultados dos modelos *threshold* relatados neste estudo.

O modelo T1 apresenta efeitos significantes ao nível de 5% de ind_{t-2} , ind_{t-3} , ind_{t-4} , ind_{t-5} sobre o ciclo econômico de icm_t (Tabela 2). O critério de informação de Akaike (AIC), para modelos TAR, aponta uma leve vantagem na utilização de ind_{t-2} (T1(ind_{t-2})) sobre ind_{t-4} (T1(ind_{t-4})) como variável limiar (Tabela 3). Entretanto, na próxima seção, verifica-se que a eficiência preditiva de T1(ind_{t-4}) é muito superior quando comparada ao modelo T1(ind_{t-2}). Desta forma, seleciona-se ind_{t-4} como variável *threshold* para o modelo T1. Quando $ind_{t-4} > 0.07$, isto implica que icm_t estará na fase de expansão e, no caso contrário, na fase de recessão.

Tabela 2 – Teste para efeito *threshold* – modelos T1, T2 e T3

\mathcal{G}_{t-d}	$\hat{\gamma}$	<i>p-valor</i>	\mathcal{G}_{t-d}	$\hat{\gamma}$	<i>p-valor</i>	\mathcal{G}_{t-d}	$\hat{\gamma}$	<i>p-valor</i>
ind_t	-0.0896	0.4310	tur_t	-0.0482	0.0090			
ind_{t-1}	-0.0965	0.6290	tur_{t-1}	-0.1334	0.0390	icm_{t-1}	0.0617	0.3860
ind_{t-2}	0.0001	0.0060	tur_{t-2}	0.1476	0.0020	icm_{t-2}	0.0645	0.0520
ind_{t-3}	-0.0681	0.0000	tur_{t-3}	-0.5260	0.0090	icm_{t-3}	-0.1201	0.2290
ind_{t-4}	0.0702	0.0080	tur_{t-4}	0.0329	0.0410	icm_{t-4}	0.0162	0.4820
ind_{t-5}	-0.0567	0.0090	tur_{t-5}	0.3336	0.7200	icm_{t-5}	0.1176	0.4370
ind_{t-6}	0.0761	0.2980	tur_{t-6}	0.0065	0.1400	icm_{t-6}	-0.0859	0.0590

Tabela 3 – Critério de informação de Akaike (AIC) para seleção da variável *threshold*

\mathcal{G}_{t-d}	AIC	\mathcal{G}_{t-d}	AIC
ind_{t-2}	28.584	tur_t	28.578
ind_{t-3}	28.607	tur_{t-1}	28.601
ind_{t-4}	28.585	tur_{t-2}	29.013
ind_{t-5}	28.614	tur_{t-3}	28.593
		tur_{t-4}	28.617

Os resultados do modelo T2 mostram que, diferentemente de ind , os efeitos de tur sobre os ciclos econômicos de icm são imediatos. Os resultados apresentados na Tabela 2 mostram que há efeitos significantes ao nível de 5% de tur_t , tur_{t-1} , tur_{t-2} , tur_{t-3} e tur_{t-4} sobre o ciclo econômico de icm_t . A variável tur_t é selecionada como variável *threshold*, tanto pelo AIC (Tabela 3) como pela sua eficiência preditiva, avaliada na próxima seção. Quando $tur_t > -0.048$, então icm_t está na fase de expansão e, no caso contrário, na fase de recessão.

No que se refere aos resultados do modelo T3, apenas os valores de icm_{t-2} e icm_{t-6} afetam o ciclo econômico de icm_t . Estes efeitos foram significantes ao nível de 10% (precisamente 6%). Por exemplo, quando $icm_{t-1} > 0.0645$, isto implica que icm_t estará na fase de expansão e, no caso contrário, na fase de recessão (Tabela 2).

Vale ressaltar que, nos modelos *threshold*, foram encontrados apenas dois regimes, enquanto o modelo de mudança de regime de Markov indica a possibilidade de três regimes no ciclo da taxa de crescimento da arrecadação do ICMS mensal cearense.

Entretanto, estes resultados não são conflitantes. No modelo de regimes Markovianos, os ciclos são atribuídos a uma variável não observável, enquanto, no modelo com efeito limiar, a detecção de regimes depende de uma variável observada determinada *a priori*.

Portanto, a caracterização de ciclos é mais ampla e independente de seleção prévia de variáveis no modelo de regimes de Markov. Por outro lado, o modelo com efeito limiar permite verificar e quantificar a contribuição de diferentes variáveis e suas defasagens nestes ciclos, mas, em virtude destas características particulares de cada modelo, o número de regimes detectados por eles pode diferir.

3.3 Previsões

Todos os modelos foram reestimados dentro do período 08/1997 a 05/2005 e previsões de um passo à frente, no período de junho de 2005 a junho de 2006, foram geradas. Para este propósito, os modelos foram estimados novamente, período após período, a partir de maio de 2005 (para realizar previsão de junho/2005) até maio de 2006.

Além dos modelos apresentados no referencial teórico, o mesmo procedimento foi adotado na elaboração de previsões de um modelo ARMA(p,q), para servir como base de comparação (*benchmark*), no qual $p = \{1,2,\dots,6\}$ e $q = \{1,2,3\}$. Dentre esta classe de modelos, o modelo ARMA(1,1) foi o que gerou previsões mais eficientes.⁴

Os modelos MS(2,3), MS(3,3) e MSH(3,3) apresentaram erros de previsão ao quadrado médio (EQM) de 0.0384, 0.0370 e 0.0342, respectivamente. O EQM do modelo ARMA(1,1) foi de 0.0351. A relação entre o EQM das previsões geradas pelo modelo MSH(3,3) em relação ao EQM do modelo ARMA(1,1) é aproximadamente 0.974. Em outras palavras, o modelo com mudança de regime de Markov melhora em 2.56% as previsões feitas pelo modelo ARMA.

Em relação à eficiência preditiva dos modelos de regressão linear (REG) e dos modelos com efeito limiar, obtiveram os respectivos EQM's: REG = 0.0345; T1(ind_{t-2}) = 0.0419; T1(ind_{t-3}) = 0.0397; T1(ind_{t-4}) = 0.0282; T1(ind_{t-5}) = 0.0435; T2(tur_t) = 0.0288; T2(tur_{t-1}) = 0.0352; T2(tur_{t-2}) = 0.0334; T2(tur_{t-3}) = 0.0384; T2(tur_{t-4}) = 0.0364 e T2(tur_{t-5}) = 0.0432. As previsões geradas por T1(ind_{t-4}) e T2(tur_t), além de similares, apresentaram a maior proximidade dos dados realizados dentre os modelos utilizados neste estudo. Em termos de EQM, as previsões destes modelos melhoraram as previsões geradas pelos modelos REG, MSH(3,3) e ARMA(1,1) em aproximadamente 18.30%, 17.55% e 19.70%, respectivamente. Este resultado corrobora a importância das informações contidas nas variáveis ind e tur e do uso de modelos não lineares para explicar e prever a taxa de crescimento do ICMS.

4 O erro de previsão ao quadrado médio (EQM) foi utilizado como medida de eficiência preditiva dos modelos.

A Tabela 4 mostra os valores previstos e o erro de previsão ao quadrado médio (EQM) dos modelos MSH(3,3), ARMA(1,1) e T1(ind_{t-4}). Os Gráficos 2a e 2b apresentam estes valores no tempo. Além de apresentar o menor EQM, percebe-se que T1(ind_{t-4}) é o modelo que melhor prevê a direção da variável em análise.

Tabela 4 – Valores realizados, previstos e erros de previsão

	Realizado	ARMA(1,1)	REG	MSH(3,3)	T1(ind _{t-4})
2005:06	-0.2952	-0.0067	-0.0322	-0.0651	-0.0898
2005:07	0.2224	0.0871	0.0506	0.0569	0.0930
2005:08	0.0390	0.0080	0.0322	0.0491	0.0040
2005:09	0.1467	-0.0040	-0.0004	0.0230	0.1099
2005:10	-0.0729	-0.0479	-0.1396	-0.1764	-0.2077
2005:11	-0.1076	-0.0179	-0.0027	0.0307	-0.0405
2005:12	0.2106	0.0190	0.0340	0.0184	0.0513
2006:01	0.0636	-0.0477	-0.0387	0.0351	-0.0691
2006:02	-0.2176	-0.0602	-0.0039	-0.0402	-0.1215
2006:03	-0.0795	0.0164	-0.0824	0.0198	-0.1062
2006:04	0.3198	0.0401	0.0909	0.1047	0.1827
2006:05	-0.4633	-0.0632	-0.0473	-0.0303	-0.1164
2006:06	0.1307	0.0901	0.1078	0.0488	0.4309
EQM		0.0351	0.0345	0.0342	0.0282

Gráfico 2a - Valores realizados e previstos: ARMA x REG

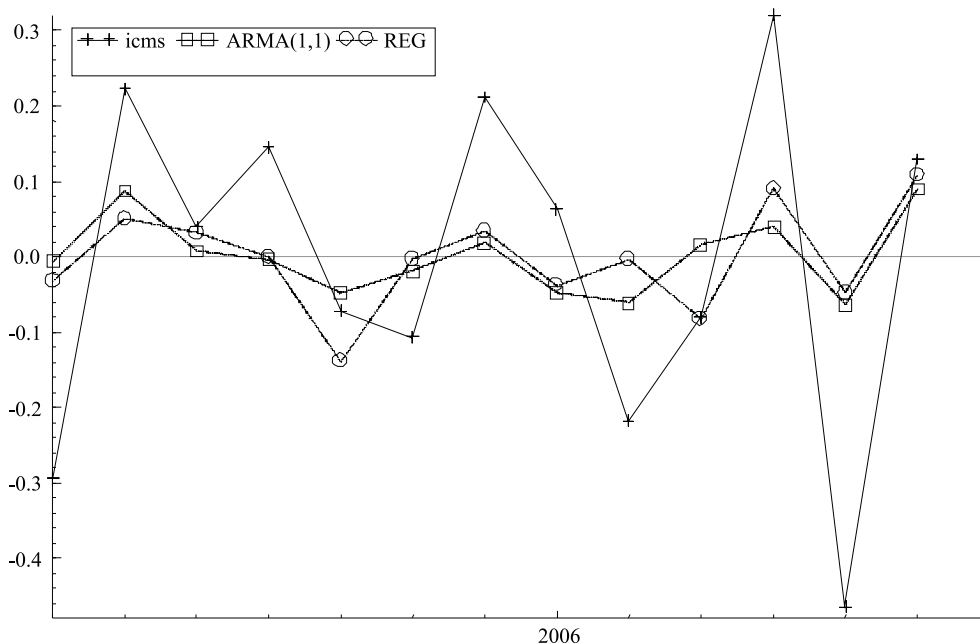
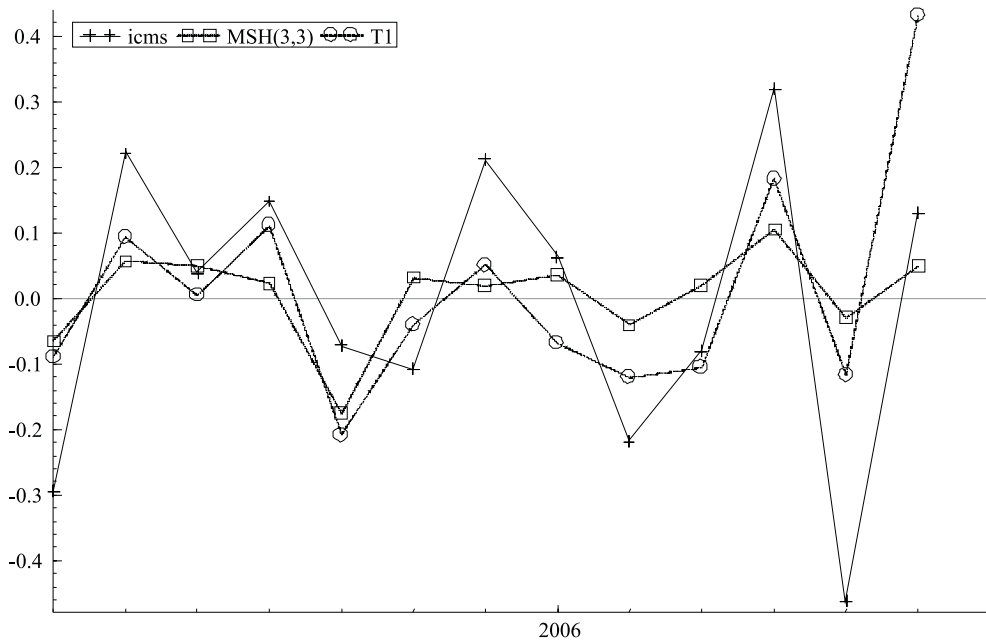


Gráfico 2b - Valores realizados e previstos: MSH x T1



O teste proposto por Diebold e Mariano (1995) foi realizado para testar a hipótese nula de que a diferença entre os EQM da previsão, gerada por dois modelos alternativos, não é significativa do ponto de vista estatístico. Os resultados deste teste podem ser resumidos da seguinte forma: as previsões geradas pelos modelos MSH(3,3) e T1(ind_{t-4}) são melhores do que as do modelo ARMA(1,1), e as previsões do modelo T1(ind_{t-4}) são melhores do que as do modelo MSH(3,3).⁵ Em outras palavras, os resultados deste teste corroboram os resultados apresentados na Tabela 4 e nos Gráficos 2a e 2b.

4 CONCLUSÕES

Este trabalho utilizou a metodologia proposta por Hamilton (1989) e Hansen (1996, 1997, 2000), para realizar previsões e mensurar a duração do ciclo na taxa de crescimento da arrecadação do ICMS mensal do Estado do Ceará, bem como verificar possíveis variáveis que contenham informações sobre o ciclo econômico desta variável e sobre seus valores futuros.

O modelo com mudança de regime de Markov selecionado possui três regimes e três defasagens. O regime 3 (crescimento acelerado) apresenta uma duração média de 1-2 meses, no qual a taxa de crescimento média da arrecadação do ICMS é de 14.61%. O regime 2 (crescimento moderado) é caracterizado por uma duração média de 5-6 meses, com uma taxa de crescimento

⁵ Vale ressaltar que estas conclusões sobre a eficiência preditiva do modelo baseiam-se nas previsões feitas para fora da amostra em um período de 13 meses.

média de aproximadamente 2.1%. O regime 1 (decréscimo) dura em média de 1 a 2 meses e possui uma taxa média de decréscimo de -11.24%.

Por meio de um modelo de regressão linear, verificou-se que a taxa de crescimento do índice de produção industrial e da demanda turística influencia positivamente a média da série em análise.

Mais ainda, essas variáveis contêm informações sobre o futuro do ciclo econômico existente no ICMS, isto é, elas podem servir como indicadores antecedentes, fato este comprovado através de modelos com efeitos limiars.

O efeito da taxa de crescimento do turismo sobre o ciclo econômico da taxa de crescimento do ICMS é imediato e dura até a quarta defasagem. Já a taxa de crescimento da atividade industrial, a qual tem um efeito maior sobre a média da arrecadação do imposto em questão, altera o ciclo econômico da taxa de crescimento do ICMS com defasagem de dois meses, e este efeito dura até o quinto mês anterior.

Estes efeitos limiars com diferentes defasagens podem ser os fatores determinantes para que a taxa de crescimento do ICMS apresente três fases distintas de crescimento.

No que se refere à previsão, o modelo de mudança de regime de Markov gerou previsões um pouco melhores do que um modelo ARMA. Já as previsões dos modelos com efeito limiar foram bem melhores.

A comparação entre os erros quadrado médios dos modelos T1(ind_{t-4}), T2(tur_t) e ARMA revela que os modelos com efeito limiar podem melhorar as previsões geradas pelo modelo ARMA em até 19.72%. Estes resultados foram corroborados pelo teste de comparação entre previsões proposto por Diebold e Mariano (1995). Em outras palavras, estes resultados são a favor do uso de modelos não lineares e da importância de se considerar a taxa de crescimento da demanda turística e da atividade industrial para se prever a taxa de crescimento mensal do ICMS cearense.

REFERÊNCIAS

- AFTALION, A. The theory of economic cycles based on the capitalist technique of production. *Review of Economic Statistics*, v. 9, n. 4, p. 165-70, 1927.
- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, v. 66, 47-78, 1998.
- _____. Critical values for multiple structural change tests. *Econometrics Journal*, v. 6, 72-78, 2003.
- BLINDER, A. Credit rationing and effective supply failures. *Economic Journal*, v. 97, p. 327-52, 1987.
- BURNS, A.; MITCHELL, W. *Measuring Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research, 1946.

- CHAUVET, M. An econometric characterization of business cycles dynamics with factor structure and regime switching. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, p. 969-996, 1998.
- A monthly indicator of brazilian gdp. *Revista de Econometria*, v. 21, 2001.
- The brazilian business and growth cycles. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n.1, p. 75-106. 2002.
- CHAUVET, M., LIMA, E. C. R., and VASQUEZ, B. Forecasting brazilian output in the presence of breaks: a comparison of linear and nonlinear models. Working paper series of *Federal Reserve Bank of Atlanta*, 2002.
- DIEBOLD, F. X and MARIANO, R. Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 13, p. 253-265, 1995.
- FERREIRA, R. T. *Modelos de análise de séries temporais para previsão do ICMS mensal do Estado do Ceará*. Tese (Mestrado) – CAEN-UFC, 1996.
- FERREIRA, R. T, BIERENS, H.; CASTELAR, L. I. M. Forecasting quarterly brazilian gdp growth rate with linear and nonlinear diffusion index models. *Revista Economia (SELECTA)*, v. 6, n. 3, p. 261-292, 2005.
- HADI, A. S. Identifying multiple outliers in multivariate data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 54, 761-771, 1992.
- A modification of a method for the detection of outliers in multivariate samples. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 56(2), 1994.
- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, v. 7, n. 2, p. 357-84, 1989.
- *Time series analysis*. Princeton University Press, 1994.
- HAMILTON, J. D.; LIN, G. Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, v. 11, n. 5, p. 573-93, 1996.
- HANSEN, B. E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357-84, 1996.
- Inference in tar models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, v. 2, n. 1, p. 1-14, 1997.
- Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, v. 68, n. 3, p. 575-603, 2000.
- KING, R. G.; PLOSSER, C. I. Money, credit and prices in a real business cycle. *American Economic Review*, v. 74, n. 3, p. 363-80, 1984.
- International business cycles: regime shifts in the stochastic process of economic growth. Oxford, *Applied Economics Discussion Paper* 194, 1997.
- KROLSIG, H. M. Econometric modeling of markov-switching vector autoregressions using MSVAR for OX. *Institute of Economics and Statistics and Nuffield College*, 1998.
- LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, v. 23, p. 667-685, 2002.
- LIM, K. S.; TONG, H. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Methodological*, v. 42, p. 245-292, 1980.
- MITCHELL, W. *Business cycles: the problem and its setting*. New York: National Bureau of Economic Research, 1927.

PESSOA, M. N. *Análise das receitas e despesas públicas do Estado do Ceará sob a influência da seca e nível de atividade econômica*. Tese (Mestrado) – CAEN-UFC, 1992. Mimeografado.

PSARADAKIS, Z.; SPAGNOLO, N. Joint determination of the state dimension and autoregressive order for models with markov regime switching. *Journal of Time Series Analysis*, v. 27, n. 5, p. 753-766, 2006.

SARGENT, T. J.; SIMS, C. A. Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory. In: SIMS, C. et al. *New methods in business cycle research*. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.

TONG, H. On a threshold model. In: CHEN, C. H. (Ed.). *Pattern recognition and signal processing*. Amsterdam: Sijhoff and Noordoff, 1978. p. 101-14.

TONG, H. *Threshold models in non-linear time series analysis: lecture notes in statistics 21*. Berlin: Springer-Verlag, 1983.

ANEXO

Gráfico 3a - Taxa de crescimento do ICMS e média da taxa de crescimento do ICMS

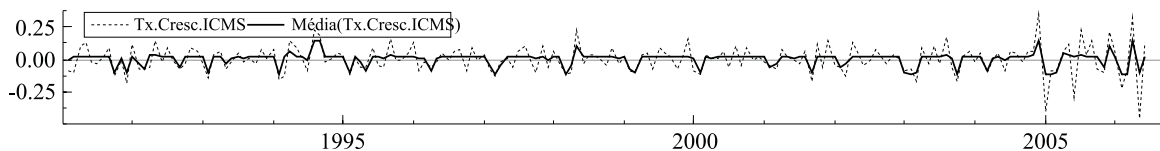


Gráfico 3b - Probabilidades do regime 1

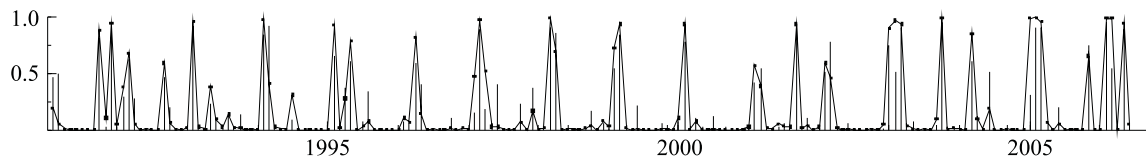


Gráfico 3c - Probabilidades do regime 2

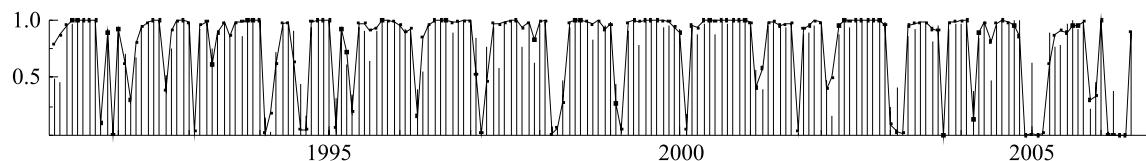


Gráfico 3d - Probabilidades do regime 3

