

CICLOS DE NEGÓCIOS EM UMA PERSPECTIVA NÃO-LINEAR: MODELO AUTO-REGRESSIVO DE “TRANSIÇÃO SUAVE” PARA O ÍNDICE GERAL DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRO E BENS DE CAPITAL *

João Paulo Martin Faleiros**

Denisard Cnéio de Oliveira Alves***

O objetivo deste artigo é investigar os aspectos e conseqüências da não-linearidade no índice geral de produção industrial e índice de produção de bens de capital brasileiro, que podem ser adequadamente descritos pelo modelo Smooth Transition Autoregressive (STAR). Essa família de modelos incorpora um comportamento assimétrico permitindo aos ciclos de negócios alternarem endogenamente entre diferentes tipos de regimes. Além do mais, um teste é realizado com vistas a distinguir entre não-linearidade e *additive outliers* (AO). Os resultados são interpretados por meio das raízes do polinômio característico, que provê informações relevantes a respeito das propriedades dinâmicas, e também pela extrapolação determinística da estimativa do modelo STAR. Conclui-se que a produção geral da indústria e a produção de bens de capital transitam de um momento de profunda recessão para uma situação de crescimento positivo de modo violento.

1 INTRODUÇÃO

O estudo dos ciclos de negócios sempre assumiu um papel relevante no debate macroeconômico. Apesar da abundância teórica e empírica nessa área, existem ainda muitas questões em aberto, entre elas, a existência de não-linearidade dos ciclos, como destacado por Dijk, Dijk e Franses (2005). Apesar do amplo conhecimento dos fatores responsáveis pelos ciclos,¹ a não-linearidade ainda continua em aberto, em larga medida, porque não estão bem estabelecidos os motivos pelos quais são definidos os padrões assimétricos das flutuações.

Uma tentativa de responder a essa questão se encontra na existência de diversos tipos de choques econômicos. Neste caso, alega-se que os ciclos possuem padrões, de certo modo bem definidos ao longo do tempo. No entanto, estes estão sujeitos a choques de origens e magnitudes diversas, que, em geral, são de difícil previsão. Esses choques seriam a origem fundamental do forte padrão assimétrico. Nesta perspectiva, ao se estudarem os ciclos de negócios, é usual que sejam utilizados modelos lineares que tentam captar um padrão regular, sujeitos a choques aleatórios

* Trabalho apresentado no XXXIV Encontro Nacional de Economia. Os autores agradecem a Eduardo Angeli.

** Mestre em Economia pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP) e do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

*** Professor Titular do Departamento de Economia da FEA/USP.

1. Uma discussão mais detalhada sobre a origem dos ciclos de negócios pode ser encontrada em Romer (2006, caps. 4, 5 e 6).

(ver, por exemplo, NELSON; PLOSSER, 1982; CAMPBELL; MANKIWI, 1987; COCHRANE, 1992; WATSON *et al.*, 1991; FATÁS, 2000).

De outro lado, em uma perspectiva crítica à anterior e muito mais empírica e aplicada, estão sendo desenvolvidos trabalhos que tentam dar uma resposta à questão da assimetria dos ciclos por meio do relaxamento da idéia de que os choques seriam os principais responsáveis pelo caráter assimétrico dos ciclos (NEFTCI, 1984; ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992; BALKE; FOMBY, 1994; ARANGO; MELO, 2006). Em linhas gerais, o destaque implícito aqui é que, além dos choques, haveria um tipo de padrão não-linear intrínseco à dinâmica das flutuações responsáveis pelas assimetrias dos ciclos. Não somente os diversos choques econômicos seriam responsáveis pela origem da assimetria, mas também um comportamento não-linear endógeno das flutuações. Esse padrão estaria associado à alternância de regimes de crescimento, em que estes teriam dinâmicas bem distintas. Como justificativa teórica, alguns artigos, como os citados abaixo, tentam elucidar razões econômicas do modo como se propaga esse padrão.

Kontolemis (1997) entende que o custo de uma empresa sair do mercado é menor do que sua entrada, o que implica, no nível agregado, que uma queda de produção seja muito mais rápida do que um aumento. Isso pode ser também explicado se tivermos em mente que, para uma firma que esteja utilizando plenamente sua capacidade instalada, é mais fácil reduzir a produção abaixo desse nível do que expandi-la, o que implicaria novos investimentos em bens de capital. Segundo Kontolemis, os investimentos em estoques representam também outra possível explicação. Existem, sob esse prisma, duas fases distintas: uma de expansão, com forte investimento em estoques, e outra de contração, com investimentos desse tipo decrescentes. O investimento autônomo também pode gerar assimetrias quando é reduzido a um nível menor que o normal, gerando uma fase de contração no produto.

Em Dijk, Strikholm e Teräsvirta (2003) mudanças tecnológicas e institucionais são importantes para o entendimento do padrão não-linear da sazonalidade do produto. Hamilton (2005) ressalta que o comportamento das taxas de juros é importante para compreender esse padrão não-linear. Finalmente, Kiani (2005) destaca que os efeitos dos choques de políticas monetárias expansionistas ou contractionistas não são simétricos.

E nesse contexto é que se inserem os modelos de *threshold*, dentre os quais se destaca o Smooth Threshold Autoregressive (STAR). Além de caracterizarem a dinâmica das flutuações por meio de regimes de crescimento, podem fornecer melhores estimativas e maior adequação às séries em comparação aos modelos lineares. E de cada um dos regimes de crescimento depende-se qual o comportamento-padrão das flutuações, seja sobre sua dinâmica (se estacionária ou explosiva), seja sobre sua duração.

A literatura internacional tem encontrado evidências desse tipo de padrão de comportamento não-linear, por meio de modelos de *threshold* para muitos países, principalmente os da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE) (ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992; TERÄSVIRTA, 1994; POTTER, 1995; SKALIN; TERÄSVIRTA, 1999; ÖCAL; OSBORN, 2000). Os resultados dessa literatura sugerem três principais fatos estilizados.

O primeiro é que é possível especificar, por meio de modelos não-lineares de *threshold*, diversos tipos de variáveis comumente utilizadas para avaliar ciclos dos negócios, como, por exemplo, desemprego, produção industrial, consumo e investimento.

Em segundo lugar, a alternância de regime pode ser especificada de duas maneiras, uma que considera regimes típicos de “recessão” e “expansão” e outra que considera um regime “intermediário” de crescimento e os regimes “distantes” deste, como se fossem regimes que incorporam desvios a uma taxa de crescimento de equilíbrio.

Por fim, é observado que, em geral, a trajetória de crescimento nos regimes de “recessão” é explosiva, enquanto no regime de “expansão” é estacionária. Isso sugere que há uma forte tendência de saída do regime de baixo crescimento para o de alto crescimento, enquanto, na trajetória inversa, não se encontram evidências desse comportamento.

Nesse contexto, cabe perguntar se tais fatos estilizados são passíveis de verificação para as variáveis que mensuram ciclos de negócios no caso brasileiro. A aplicação dos modelos STAR, neste artigo, para o índice geral de produção industrial e de bens de capital no Brasil, sugere que sim.

Comparadas à vasta literatura internacional, são poucas as aplicações de modelos não-lineares para o caso brasileiro. Entre estes trabalhos, podemos citar Chauvet (2002), Galvão (2003) e Arango e Melo (2006). Este último artigo utilizou o modelo STAR para caracterizar o movimento do índice geral da produção industrial brasileira e de mais dois países da América Latina. Os resultados encontrados pelos autores indicaram ausência de comportamento explosivo no regime de “recessão”, o que vai de encontro aos resultados do modelo para outros países (ver ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992). Neste caso, há indicativos de um comportamento peculiar da produção industrial brasileira de uma forte persistência no regime de baixo crescimento. No entanto, essa característica peculiar pode estar relacionada ao fato de os autores terem realizado o exercício com periodicidade mensal, o que, associado à ausência de um critério para adição de *dummies*, por meio de um mecanismo de detecção endógeno de *outliers*, pode ter afetado a estimação dos coeficientes, mudando substancialmente a conclusão a respeito da dinâmica de cada regime de crescimento.

Vale ainda salientar que, como o índice geral de produção é apenas uma *proxy* para o nível de atividade econômica, o estudo de outros índices com menor nível de agregação, como o de bens de capital, pode trazer novos *insights* sobre os ciclos de negócios no Brasil. O estudo do movimento da taxa de crescimento da produção de bens de capital pode ser especialmente relevante, na medida em que reflete os investimentos de longo prazo incorridos pela indústria. E, nesse contexto, torna-se extremamente válido observar se o comportamento da taxa de crescimento do índice de bens de capital segue padrão semelhante ao índice geral de produção industrial.

Sendo assim, este artigo pretende contribuir para o estudo dos ciclos de negócios brasileiro por meio da análise do índice geral de produção industrial e do índice de bens de capital, na estrutura paramétrica do modelo STAR. Verifica-se, portanto, como se comportam as trajetórias na alternância entre as fases, além de outros resultados que caracterizam a dinâmica não-linear das séries. Como consequência desse exercício, outro aspecto importante a ser avaliado é a capacidade de previsão dos modelos STAR *vis-à-vis* o modelo auto-regressivo linear, por meio do cálculo do erro quadrático médio das previsões para dentro e fora da amostra.

Além desta seção introdutória, este artigo é composto da seção 2, em que se faz a apresentação do modelo STAR; a seção 3 discute os problemas que o teste de linearidade pode incorrer se a série apresenta *outliers*, além de sugerir um modo de detecção para sua existência; a seção 4 apresenta o modo de avaliação dos resultados, especificação e estimação dos modelos; na seção 5 faz-se uma análise comparativa do desempenho preditivo; e a seção 6 conclui o artigo.

2 MODELOS STAR

O modelo STAR, contendo apenas um regime de transição, de acordo com Anderson e Teräsvirta (1992) e Teräsvirta (1994), é expresso como:

$$y_t = \pi_{10} + \pi_1' w_t + (\pi_{20} + \pi_2' w_t) F(y_{t-d}) + \mu_t \quad (1)$$

onde $\pi_j = (\pi_{j1}, \dots, \pi_{jp})'$, $j = 1, 2$, $w_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ e $\mu_t \sim \text{nid}(0, \sigma_\mu^2)$. A função de transição pode assumir dois tipos de especificações: logística ou exponencial.

a) Logística: $F(y_{t-d}) = (1 + \exp\{-\gamma_L (y_{t-d} - c_L)\})^{-1}$ em que $\gamma_L > 0$; e

b) Exponencial: $F(y_{t-d}) = 1 - \exp\{-\gamma_E (y_{t-d} - c_E)^2\}$ em que $\gamma_E > 0$.

Se o modelo STAR possuir $F(y_{t-d})$ dada pela função logística, será denominado LSTAR(p), que, por sua vez, se possuir $F(y_{t-d})$ dada pela função exponencial,

caracteriza-se por um $ESTAR(p)$. O parâmetro d é desconhecido. A função $F(y_{t-d})$ é contínua e está limitada entre 0 e 1 ($0 \leq F(y_{t-d}) \leq 1$).

3 TESTE DE LINEARIDADE E ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS STAR

Antes da estimação do modelo STAR é necessário observar se a hipótese nula, de que o modelo linear é uma representação adequada para as séries, é rejeitada.

O teste de não-linearidade é proposto e discutido em Anderson e Teräsvirta (1992) e Teräsvirta (1994). Através da própria estrutura do teste, identifica-se qual a especificação da função de transição $F(y_{t-d})$ e também o valor do parâmetro d . Os procedimentos para execução do teste são descritos a seguir:

a) Especificar o melhor modelo auto-regressivo $AR(p)$ para a série. Utilizar os critérios de seleção apropriados AIC (AKAIKE, 1974) e SBC (SCHWARZ, 1978) para selecionar o número necessário de lags. A aplicação de um teste nos resíduos do modelo $AR(p)$ é importante, tendo em vista que autocorrelação omitida pode também ser a causa da rejeição da hipótese de linearidade. Neste caso o teste de linearidade é viesado em relação à rejeição se o modelo verdadeiro é linear, pois o teste também tem poder contra os resíduos serialmente correlacionados (ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992).

b) Após optar pelo melhor modelo $AR(p)$, tendo em vista os critérios apropriados, obtém-se o resíduo $\hat{\mu}_t$. Nessas circunstâncias, estima-se a seguinte regressão auxiliar:

$$\hat{\mu}_t = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 w_t + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + v_t \quad (2)$$

A regressão auxiliar (2) é estimada para diversos valores do parâmetro d , tendo uma estrutura em y_{t-j} , baseada no $AR(p)$. Para cada uma das estimações, realiza-se o teste com hipótese nula de linearidade, dada por:

$$H_0 : \tilde{\beta}_{2j} = \tilde{\beta}_{3j} = \tilde{\beta}_{4j} = 0 \text{ para } j = 1, \dots, p \quad (3)$$

Caso se rejeite a hipótese nula, por meio do teste LM, podemos concluir, a um nível de significância p , que a série segue uma dinâmica dada pelo modelo STAR.

Percebe-se que o teste proposto é executado de acordo com o número de valores que o parâmetro d assume. Teräsvirta (1994) propõe que o valor do parâmetro d seja igual àquele que minimiza o valor-p do teste de linearidade, ou seja, escolhe-se \hat{d} tal que $p_T(\hat{d}) = \min_{1 \leq d \leq D} p_T(d)$.²

2. Ver detalhes em Teräsvirta (1994, p. 211).

c) Rejeitada a hipótese de linearidade e determinado o valor do parâmetro d , realiza-se um novo teste que irá especificar se a função de transição é exponencial ou logística. A regressão em que serão testadas as hipóteses nulas é a mesma do passo anterior, sendo estimado a partir do parâmetro \hat{d} escolhido. Utilizando o teste F , a seqüência de hipóteses é dada por:

$$\begin{aligned} H_{04} : \tilde{\beta}_{4j} &= 0 \\ H_{03} : \tilde{\beta}_{3j} = 0 \mid \tilde{\beta}_{4j} &= 0 && \text{para } j = 1, \dots, p \\ H_{02} : \tilde{\beta}_{2j} = 0 \mid \tilde{\beta}_{3j} = \tilde{\beta}_{4j} &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

Testa-se inicialmente H_{04} , se houver rejeição dessa hipótese, o modelo escolhido é o LSTAR, caso contrário, o modelo a ser escolhido é o ESTAR. Rejeitando-se H_{04} e não rejeitando H_{03} , encontramos mais evidências a favor do LSTAR.

Não rejeitando H_{04} e rejeitando-se H_{03} , devemos optar pelo ESTAR. E, finalmente, não rejeitando H_{04} e H_{03} e rejeitando-se H_{02} nos leva a escolher o LSTAR.

No caso de as três hipóteses serem rejeitadas, opta-se pelo LSTAR quando H_{04} e H_{02} são rejeitadas com valor-p menor do que H_{03} ; na situação oposta, opta-se pelo ESTAR.

Deduzido qual o tipo de especificação da função de transição, estima-se o modelo por meio do método de mínimos quadrados não-lineares. Os critérios utilizados ainda são o AIC e SBC para escolha do melhor modelo. Se necessário subtraem-se os lags estatisticamente não-significativos da estrutura linear e não-linear do modelo, de modo que o torne mais parcimonioso.

Os passos anteriores contribuem enormemente para identificação dos modelos LSTAR. No entanto, existem muitas dificuldades no que se refere aos estudos aplicados às séries, devido, principalmente, aos diversos choques e distúrbios pelo qual a economia passa. Isso origina dificuldades de avaliação sobre qual modelo melhor caracteriza a série, exigindo algum mecanismo que diagnostique se tais distúrbios fazem parte da dinâmica temporal dos dados, ou se apenas representam um distúrbio momentâneo. Caso não haja atenção para este último fato, é possível incorrer no erro de se rejeitar a hipótese de linearidade indevidamente.

4 O PROBLEMA DOS OUTLIERS

As variáveis macroeconômicas muito freqüentemente apresentam observações referentes aos efeitos de choques exógenos advindos de mudanças de políticas econômicas, institucionais, ou mesmo choques de preços, tais como de petróleo ou de *commodities* em geral. A presença desses eventos extraordinários pode confundir a

análise de séries de tempo tradicional, resultando em conclusões errôneas, como afirma Tsay (1988).

A literatura considera, em geral, dois principais tipos de *outliers*: *a*) Additive Outlier (AO) e *b*) Innovative Outlier (IO). O AO é um efeito isolado na série, pois somente a observação no instante t é afetada, não possuindo qualquer influência futura na série. Na presença de IO, um choque ocasionado no período t influenciará os períodos subsequentes $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+n}$ o que o torna, portanto, parte da dinâmica da série. Tsay (1986) considera o modelo AO como sendo um *gross error model*, pois somente o nível da observação t é afetada; o modelo IO, por sua vez, representa um distúrbio no ponto t , que influencia o processo de y_t nos períodos futuros.

No contexto em que se realizam os testes de linearidade aplicados a séries econômicas, como propõe este trabalho, a presença de *outliers* pode ser bastante perversa. Balke e Fomby (1994) alegam que a estimação de modelos com controle dos grandes choques tem a vantagem de apresentar pouca curtose, além do mais, é possível relacionar *outliers* a eventos econômicos. No entanto, a evidência de *outlier* pode refletir uma forte presença de não-linearidade na série.

Mesmo alegando a idéia de uma dinâmica assimétrica das séries, existe a possibilidade de a economia apresentar choques momentâneos que não caracterizam, necessariamente, um aspecto não-linear. Logo, é importante diferenciar tais choques das assimetrias existentes nas séries.

Dijk, Franses e Lucas (1999) apontam que, se uma série é linear e contaminada com *outliers*, os testes podem apresentar viés em favor da rejeição de linearidade, levando a conclusões errôneas sobre sua estrutura. Desse modo, alertam para a necessidade de métodos que são capazes de distinguir entre não-linearidade e *outliers*. A base dessa estratégia se encontra na distinção entre AO e IO.³

Isso posto, ao se realizar o teste de linearidade, pode-se incorrer na forte rejeição da hipótese nula de linearidade na presença de AOs. Cria-se, portanto, a necessidade de um método de identificação com vistas a captar os efeitos desses possíveis distúrbios.

4.1 Teste de detecção de *outlier*

Um meio para captar os efeitos dos *outliers*, sugerido por Öcal e Osborn (2000), com aplicação ao modelo STAR, é a adição de *dummies* ao modelo. Esse método segue a linha da abordagem tradicional de análise de intervenção como em Box e Tiao (1975).

3. A literatura, em geral, aponta mais dois tipos de *outliers*: o Level Shift (LS) e o Transitory Change (TC). Além do que, Kaiser e Maravall (2001) sugerem a existência do Seasonal Level Shift (SLS). No entanto, os trabalhos sobre modelos não-lineares, como em Dijk, Franses e Lucas (1999), apontam que somente os AO são responsáveis por um viés em favor da rejeição de linearidade. De outro modo, pode-se incorrer no erro de se controlar um SLS e eliminar uma possível não-linearidade sazonal, como discutido em Franses, Bruin e Dijk (2000).

Para que a função de transição $F(y_{t-d})$ não capture apenas um número pequeno de *outliers*, Öcal e Osborn (2000) sugerem que se incluam variáveis *dummies* para as observações aberrantes da série. Ainda ressaltam que se o modelo STAR capturar apenas *outliers*, este deve ser descartado. No entanto, assim como Arango e Melo (2006), os autores não apresentam qualquer critério de detecção de *outlier* endógeno para que haja a adição de *dummies* ou mesmo um diagnóstico da distinção entre AO e IO. Isso, por sua vez, pode acarretar uma remoção desnecessária de *outliers* e enfraquecer a estrutura não-linear.

Para evitar tal equívoco, este trabalho opta pelo mesmo mecanismo tradicional de análise de intervenção, no entanto, é utilizado o teste de detecção de *outliers* proposto por Tsay (1986, 1988) e discutido em Balke e Fomby (1994). O valor crítico utilizado neste trabalho é igual a $C = 3,5$, o mesmo utilizado por Tsay (1986).

A execução do teste é seqüencial. Estima-se inicialmente o modelo ARMA obtendo o resíduo. Diagnosticando-se os tipos de *outliers*, cria-se uma *dummy* para a observação cujo valor do teste seja maior que C , lembrando que isso é válido somente para o AO. Adiciona-se essa variável *dummy* a uma nova estimação do modelo ARMA, podendo-se alterar a estrutura inicial de lags. Outra rodada de testes de detecção é realizada. O processo segue adiante até eliminar a evidência dos efeitos dos AOs.

Observe que ao se realizar o teste de linearidade, as estimativas dos resíduos já estarão sem os efeitos perversos dos AOs, minimizando o forte viés de rejeição da hipótese nula de que o modelo segue uma dinâmica intrinsecamente linear.

5 ESTIMAÇÃO, AVALIAÇÃO E INTERPRETAÇÃO

Nesta seção serão apresentados e discutidos os resultados obtidos da aplicação do teste de detecção de *outliers*, teste de linearidade e, finalmente, as saídas das estimações dos modelos STAR para o índice geral de produção industrial brasileiro e de bens de capital. O intuito principal da estimação não se resume apenas a observar se a série é caracterizada ou não por um movimento assimétrico, mas também compreender o comportamento e a dinâmica da produção industrial brasileira ao longo dos últimos 30 anos.

Entretanto, a interpretação dos coeficientes estimados, por si só, do modelo STAR pode não trazer conclusões muito objetivas. Mesmo que a análise da dinâmica do modelo não se processe via coeficientes estimados, é possível utilizar métodos bastante úteis. Um deles é o cálculo das raízes características da parte auto-regressiva para os dois regimes $F(y_{t-d}) = 0$ (baixo crescimento) ou $F(y_{t-d}) = 1$ (alto crescimento). O cálculo das raízes características possibilita um tipo de informação importante a respeito do comportamento da dinâmica local da série de produção industrial, ou seja, se há um movimento estacionário ou explosivo na passagem entre regimes,

conforme discutido em Anderson e Teräsvirta (1992). São computadas as raízes características por meio da seguinte equação:

$$z^p - \sum_{j=1}^p (\hat{\pi}_{1j} + \hat{\pi}_{2j}F)z^{p-j} = 0 \quad (5)$$

Calculadas as raízes da equação (5), obtém-se o módulo de cada uma delas.⁴ A existência de apenas uma raiz com módulo maior ou igual a 1 é suficiente para se afirmar que a dinâmica de transição entre os regimes é explosiva e de curta duração, enquanto se as raízes possuem módulo menor do que 1, a transição é estacionária.

Outro aspecto interessante de se observar, como verificado em Skalin e Teräsvirta (1999), é a relação entre a função de transição estimada e a variável de transição.

E, por fim, faz-se a análise da dinâmica de longo prazo da série através da extrapolação determinística do *skeleton*, discutido e aplicado em Khadaroo (2005) e Peel e Speight (1996, 1998). Essa investigação consiste na realização de uma simulação por meio do modelo STAR, sem que haja distúrbios aleatórios. Realiza-se a simulação imputando valores iniciais obtidos da própria série. Esta pode assumir um comportamento de convergência, quando $t \rightarrow \infty$, para um ponto-limite ou mesmo para um ciclo-limite. O primeiro se caracteriza pela existência de um único equilíbrio estável, enquanto o segundo, pela existência de múltiplos equilíbrios. Além do mais, tanto o ponto-limite como o ciclo-limite são considerados atratores da série.

No caso de identificação de um ciclo-limite na série, cada um deles representa um estado de dinâmica estacionária de oscilações sustentáveis, que são dependentes ou não dos valores iniciais. Caso haja dependência intrínseca dos valores iniciais, o ciclo irá se caracterizar por um comportamento caótico. Esse processo não é divergente, mas basta uma alteração marginal nos valores iniciais da simulação, para que haja uma mudança significativa na trajetória do ciclo.

5.1 Dados

As séries utilizadas no presente estudo foram: o índice geral de produção industrial e o índice de produção industrial de bens de capital, ambos para o caso brasileiro, e fornecidos com periodicidade mensal, a partir da fonte Ipeadata.⁵ Com o intuito de amenizar os efeitos da forte sazonalidade, as duas séries foram convertidas para periodicidade trimestral. Executou-se também a transformação logarítmica e a quarta diferença sazonal (Δ_4).⁶ As séries também

4. Isso se deve ao fato de ser muito comum a incidência de raízes complexas, e neste caso deve-se obter a raiz quadrada da soma da parte real ao quadrado e da parte imaginária ao quadrado (ver Gandolfo 1997, p. 56-59).

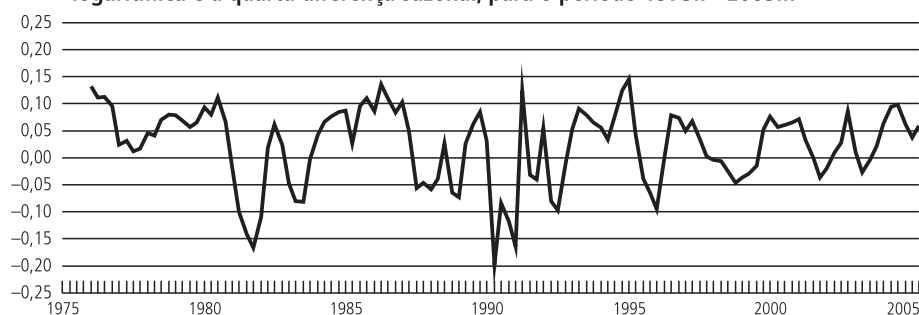
5. Disponível em: <www.ipeadata.com.br>.

6. A função de autocorrelação do correlograma da primeira diferença da série apresentou decaimento muito lento para defasagens múltiplas de 4, indicando a existência de raiz sazonal. Anderson e Teräsvirta (1992) também utilizam esse procedimento.

foram expandidas,⁷ tendo em vista uma abrangência histórica maior. O período em análise compreende os trimestres 1975:I e 2005:II, totalizando 122 observações.

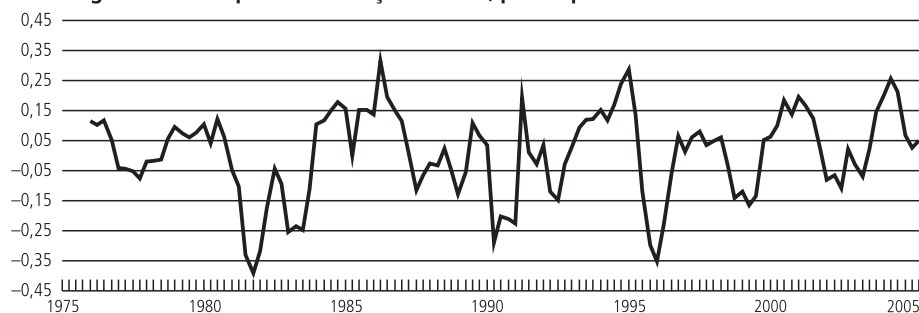
Os gráficos 1 e 2 apresentam, respectivamente, a série do índice geral de produção industrial e a série do índice de produção de bens de capital, após a realização das expansões e transformações sugeridas.

GRÁFICO 1
Série trimestral do índice geral de produção industrial brasileiro, aplicada à transformação logarítmica e a quarta diferença sazonal, para o período 1975:I - 2005:II



Fonte: Ipeadata.

GRÁFICO 2
Série trimestral do índice de produção de bens de capital brasileiro, aplicada à transformação logarítmica e a quarta diferença sazonal, para o período 1975:I - 2005:II



Fonte: Ipeadata.

7. Os dados para os índices de produção industrial fornecidos pelo Ipeadata estão divididos em duas séries mensais: uma que vai do período de 1975:01 a 2004:01 e outra, mais recente, que compreende o período de 1991:01 a 2005:08. As duas séries, no período de 1991:01 a 2002:01, entre si, possuem um fator de divisão constante, ao que tudo indica utilizado pelo próprio Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para expansão das séries após mudança metodológica em 1991. Nessas circunstâncias expandiu-se a série mais recente para períodos anteriores (1975:01 a 1990:12), com base no valor da divisão realizada entre as duas séries, calculada no mês 1991:01, ou seja, multiplicou-se a série mais antiga por essa divisão, complementando, assim, a série mais recente (ver FONSECA; MARTINS; TOLEDO, 1991, p. 198-199). A partir de abril de 2004, tem início a divulgação da nova série de índices mensais da produção industrial, elaborados com base na Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) reformulada.

5.2 Resultados para a série do índice geral de produção industrial

O teste de detecção de *outlier* na série foi executado três vezes até que se eliminasse qualquer evidência de AOs. Inicialmente é executado o método Box-Jenkins para a determinação do modelo $AR(p)$ mais parcimonioso.⁸ Os resultados da primeira rodada de testes são apresentados no gráfico 3.

Foi possível identificar um total de quatro *outliers*, com as seguintes estatísticas: $\lambda_{IO,1990:II} = -3,79$, $\lambda_{AO,1991:I} = -3,53$, $\lambda_{AO,1991:II} = 4,73$ e $\lambda_{AO,1991:III} = -3,62$, desse modo, foram criadas *dummies* para cada um dos três AOs existentes. Incorre-se em uma nova estimação,⁹ utilizando os mesmos procedimentos do método de Box-Jenkins com análise de intervenção, conforme discutido na seção 3. O gráfico 4 apresenta o resultado para a segunda rodada de testes. Identifica-se apenas um AO para o segundo trimestre de 1990 ($\lambda_{AO,1990:II} = -5,54$).¹⁰ O processo de detecção é executado pela terceira vez, indicando ausência de quaisquer evidências de AOs. Nessas circunstâncias, a estimativa do resíduo do último modelo auto-regressivo¹¹ não apresenta efeitos adversos causados pelos *additive outliers*. É possível, portanto, realizar de modo adequado o teste de linearidade. O modelo linear final possui cinco lags e contém um total de três *dummies*, sendo a base pela qual se executou o teste de linearidade.

Uma vez que a série foi utilizada na quarta diferença sazonal, é possível que o teste de detecção de *outlier* seja sensível a esse tipo de procedimento. Para tanto, executou-se o teste para a série com transformação logarítmica e ajuste sazonal X-12 ARIMA. Os *outliers* encontrados foram $\lambda_{IO,1990:II} = -5,94$, $\lambda_{AO,1991:I} = -3,58$ e $\lambda_{AO,1991:II} = 4,52$, os mesmos encontrados no exercício anterior, sendo que somente o AO para o terceiro trimestre de 1991 ficou abaixo do valor crítico. No entanto, apresentou magnitude próxima a 3,50, tal que, $\lambda_{AO,1991:III} = -3,36$. Desse modo, a aplicação da quarta diferença sazonal na série original, neste caso, não traz maiores conseqüências ao teste de detecção de *outlier*.

O teste de linearidade¹² é executado de acordo com a regressão auxiliar (2). Para dimensionar os efeitos que os *additive outliers* têm sobre o teste, foram reportados na tabela 1 os valores-p das estatísticas-F com a adição e omissão das *dummies*. Em $d = 1$ encontra-se o menor valor-p, trazendo evidência suficiente a favor do modelo

8. O resultado da estimativa se encontra no modelo I da tabela 1 do apêndice.

9. A *dummy* do primeiro trimestre de 1991 é insignificante e, portanto, foi eliminada do modelo AR, conforme se observa no modelo II da tabela 1 do apêndice.

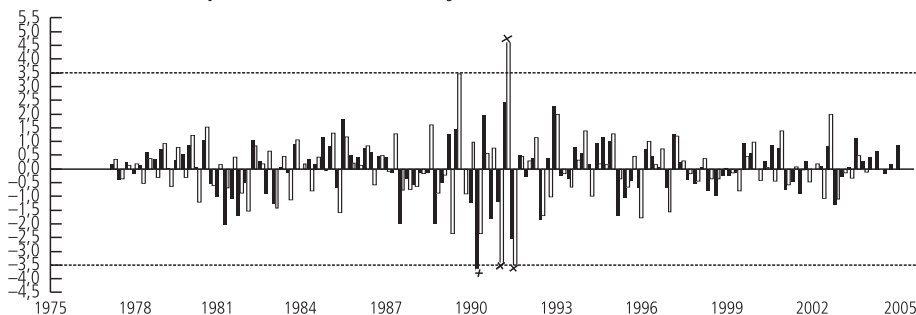
10. Esse mesmo *outlier* foi identificado como um possível IO na rodada anterior, e tal aparente contradição é possível, tendo em vista que os resíduos são modificados conforme se eliminam gradativamente os efeitos dos AOs sobre as estimações dos modelos auto-regressivos.

11. Modelo IV da tabela 1 do apêndice.

12. Teräsvirta (1994) propõe realizar esse teste com d variando entre 1 e 5. Neste trabalho optou-se por expandir essa análise, fazendo com que d variasse entre 1 e 12.

STAR, em detrimento do modelo linear. Sem o controle dos AOs pelas *dummies*, há uma tendência maior à rejeição da hipótese de linearidade.

GRÁFICO 3
Resultado do primeiro teste de detecção de *outliers* – 1978 a 2005

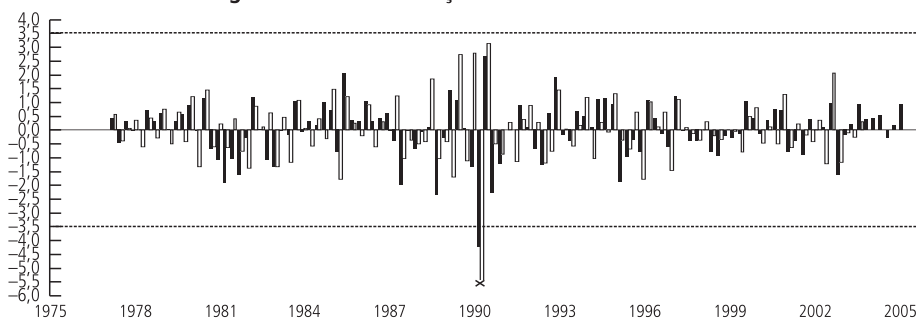


Fonte: Ipeadata.

Nota: Os pontos representados por X são os AOs calculados que possuem valor superior ao ponto crítico

$C = 3,5$ e os pontos representados por + são os IOs calculados que apresentam valor superior a $C = 3,5$. ■ IO calculado □ AO calculado

GRÁFICO 4
Resultado do segundo teste de detecção de *outliers* – 1975 a 2005



Fonte: Ipeadata.

Nota: Os pontos representados por X são os AOs calculados que possuem valor superior ao ponto crítico

$C = 3,5$ e os pontos representados por + são os IOs calculados que apresentam valor superior a $C = 3,5$. ■ IO calculado □ AO calculado

Verifica-se ainda que a hipótese nula H_{04} é rejeitada a pelo menos 5% de significância, assim, o modelo apropriado à série possui função de transição logística.¹³

O melhor modelo linear auto-regressivo AR(5) para o índice de produção, além da constante, possui um total de cinco lags e mais três *dummies*. No entanto, apresenta evidência de que os resíduos são serialmente correlacionados no lag 16, de acordo com a estatística Ljung-Box. Além do que o teste ARCH, para oito lags, evidencia a presença

13. Além do mais, H_{03} não é rejeitada, trazendo-se mais evidências a favor de que a série do índice de produção industrial deva ser estimada de acordo com o modelo LSTAR, com o parâmetro d igual a 1. Vale ressaltar que, com a omissão das *dummies*, teríamos evidência de que a função do modelo STAR é exponencial.

de heterocedasticidade condicional, a pelo menos 10% de significância, em virtude dos choques ao longo da série, que o modelo auto-regressivo linear não é capaz de captar. O LSTAR(5),¹⁴ por sua vez, não traz evidências de resíduos serialmente correlacionados e de heterocedasticidade condicional, indicando uma melhor adequação do modelo não-linear à série de produção industrial, *vis-à-vis* o modelo linear.

TABELA 1
Teste de linearidade e de escolha da função de transição do modelo STAR para a série do índice geral de produção industrial

d	F	F_{AO}
1	0,0001	0,0011
2	0,0510	0,1056
3	0,4544	0,0931
4	0,0340	0,1375
5	0,0094	0,0067
6	0,2510	0,2873
7	0,0575	0,0714
8	0,0968	0,2776
9	0,0158	0,0290
10	0,0141	0,0193
11	0,0076	0,0893
12	0,1158	0,1451
Hipóteses nulas para identificação da função de transição	F	F_{AO}
H_{04}	0,3168	0,0439
H_{03}	0,0252	0,3851
H_{02}	0,1950	0,0521

Notas: Os valores-p dos testes são reportados para os modelos auto-regressivos (F) e modelos auto-regressivos com adição de *dummies* para controlar os efeitos dos *Additives Outliers* (F_{AO}).

O teste de linearidade utilizando a série com ajuste sazonal foi executado, trouxe indicação de $d = 1$ e função de transição logística.

Os critérios de informação também ressaltam a melhor adequação dos dados ao LSTAR, o AIC e SBC possuem valores inferiores ao modelo auto-regressivo linear. O coeficiente de γ_L na função de transição logística ($\hat{\gamma}_L = 36,7399$) não possui um valor alto e se apresentou estatisticamente insignificante. Para Dijk, Franses e Teräsvirta (2000) esse fato não pode ser interpretado como evidência de uma possível “fraca não-linearidade”, pois a estatística- t não possui a distribuição *t-student* de costume sob $H_0 : \gamma_L = 0$ e nessa situação, a causa do alto desvio-padrão é puramente numérico.

14. No processo de estimação, para a identificação do modelo LSTAR(5), retiraram-se os coeficientes que não se apresentaram significativos, como o caso da *dummy* para o segundo trimestre de 1991, e os lags 2 e 5 da parte auto-regressiva linear. Na parte auto-regressiva não-linear, o lag 3 não acrescentava melhorias aos critérios de informação, além de se apresentar estatisticamente pouco significativo. Foram também adicionadas defasagens superiores a cinco na parte auto-regressiva, com vistas a trazer novas melhorias ao modelo LSTAR, no entanto, nenhuma se mostrou satisfatória.

TABELA 2
Modelo auto-regressivo linear e LSTAR para a série do índice geral de produção industrial

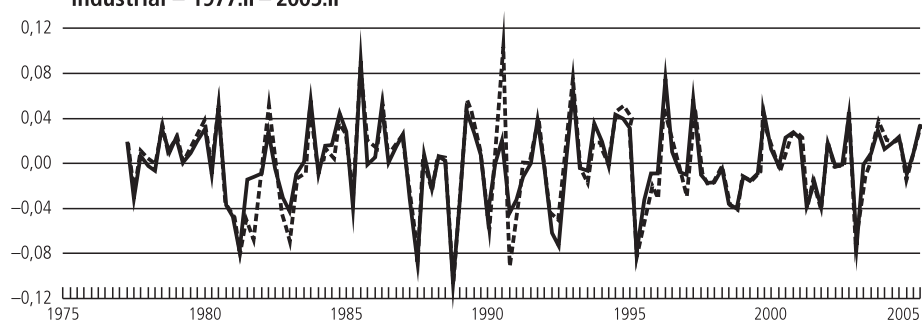
y_t	Modelo linear	Valor-p	Modelo LSTAR	Valor-p
Constante	0,0085	0,0453	0,0068	0,1658
D1	0,1563	0,0005	-	-
D2	-0,1663	0,0003	-0,1904	0,0000
D3	-0,1919	0,0000	-0,1767	0,0000
y_{t-1}	0,9428	0,0000	0,4867	0,0000
y_{t-2}	-0,3079	0,0012	-	-
y_{t-3}	0,2292	0,0097	0,2403	0,0030
y_{t-4}	-0,4506	0,0000	-1,1001	0,0000
y_{t-5}	0,2675	0,0773	-	-
y_{t-1}	-	-	0,5887	0,0012
y_{t-2}	-	-	-0,4993	0,0000
y_{t-3}	-	-	-	-
y_{t-4}	-	-	0,7361	0,0018
y_{t-5}	-	-	0,3361	0,0000
y_L	-	-	36,7399	0,1275
c_L	-	-	-0,07603	0,0002
s^2 / s^2_{AR}	-	-	0,83	-
AIC	-188,632	-	-203,370	-
SBC	-164,086	-	-170,641	-
	Estatística	Valor-p	Estatística	Valor-p
Q(4)	6,499	0,165	2,572	0,632
Q(8)	9,483	0,303	7,114	0,524
Q(16)	27,650	0,035	19,722	0,233
Q(32)	42,169	0,108	34,049	0,369
ARCH(4)	0,959	0,433	0,659	0,621
ARCH(8)	1,911	0,066	0,334	0,950

Notas: s^2 / s^2_{AR} : relação entre a variância do resíduo do modelo não-linear e linear; AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; Q(p): estatística Ljung-Box; ARCH(p): teste para heterocedasticidade condicional auto-regressiva nos resíduos. D1 – dummy para 1991:II; D2 – dummy para 1991:III; D3 – dummy para 1990:II.

Outro aspecto que evidencia os benefícios do modelo LSTAR(5) em detrimento do AR(5) é a observação de seus respectivos resíduos, apresentados no gráfico 5. O modelo não-linear consegue captar melhor os períodos da série caracterizados por fortes quedas e brusca elevação da produção industrial, ocasionados por diversos choques na economia. Merece destaque para esse fato a crise de 1982, Planos Collor I e II no começo da década de 1990, e rápido crescimento do produto após a instauração do Plano Real em 1994.¹⁵

15. O fato de o modelo LSTAR levar em consideração a existência de uma fase de transição entre dois regimes possíveis possibilita captar essas mudanças mais bruscas que ocorrem ao longo da série, trazendo benefícios à estimação, principalmente no que se refere à presença de heterocedasticidade condicional nos resíduos.

GRÁFICO 5
Resíduos do modelo LSTAR(5) e AR(5) para o índice geral de produção industrial – 1977:II – 2005:II



Fonte: Ipeadata.

— Modelo LSTAR - - - Modelo AR linear

A tabela 3 apresenta as raízes característica¹⁶ do modelo LSTAR, quando a função de transição logística assume os valores extremos $F = 0$ ou $F = 1$. No primeiro regime existem quatro raízes características complexas, sendo que o módulo de duas delas é igual a 1,07. No segundo regime existem cinco raízes características, sendo quatro complexas e uma real, e não há módulo superior a 1. Esses resultados indicam que quando a produção industrial se move de uma fase de recessão para uma de expansão, a trajetória é explosiva, enquanto em direção oposta, de expansão para recessão, possui uma trajetória estacionária. Pelo fato de $\hat{\gamma}_L = 36,7399$ não ser um valor muito alto, a função de transição entre os dois regimes não é brusca. Para verificar esse fato, o gráfico 6 mostra o formato da função de transição F , sendo que cada ponto específico indica uma observação da série. A função de transição F assume valores próximos ou iguais a 1 para grande parte das observações, o que significa uma predominância da série bem próxima ao regime 2 de expansão.

TABELA 3
Raízes características do modelo LSTAR para o índice de produção industrial

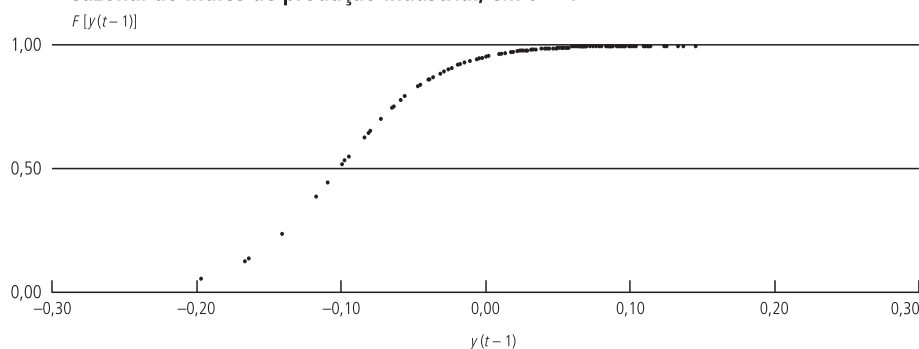
$F = 0$		$F = 1$	
Raiz	Módulo	Raiz	Módulo
$0,86 + 0,64i$	1,07	0,86	0,86
$0,86 - 0,64i$	1,07	$0,54 + 0,65i$	0,85
$-0,61 + 0,76i$	0,98	$0,54 - 0,65i$	0,85
$-0,61 - 0,76i$	0,98	$-0,44 + 0,60i$	0,74
-	-	$-0,44 - 0,60i$	0,74

16. Os resultados apresentados na tabela 2 por si só não nos levam a conclusões diretas e objetivas, exceção feita ao parâmetro de suavidade e ao *threshold*, respectivamente iguais a 36,74 e $-0,07603$, passíveis de interpretação. O *threshold* marca o ponto entre os regimes de baixo crescimento (13 trimestres) e os regimes de alto crescimento (105 trimestres) do modelo para o índice geral de produção industrial, enquanto o parâmetro de suavidade indica o movimento de transição entre os regimes.

O gráfico 7 apresenta os valores de F em função do tempo, que possibilita a observação dos regimes de baixo crescimento da produção industrial. Existem três momentos de forte recessão da produção industrial: em 1982, em virtude da crise da dívida externa brasileira; e em 1990 e 1991, devido aos Planos de Estabilização Collor I e II e aos efeitos da abertura comercial. As fases de forte expansão, de acordo com o gráfico 7, são persistentes e estão relacionados aos investimentos do II Plano Nacional de Desenvolvimento (PND) no final da década de 1970, *boom* de consumo com origem nos Planos Cruzado e Real. A partir de 1997, as sucessivas crises dos países emergentes e o câmbio fixo fizeram com que a produção tivesse períodos de quedas não tão bruscas.

GRÁFICO 6

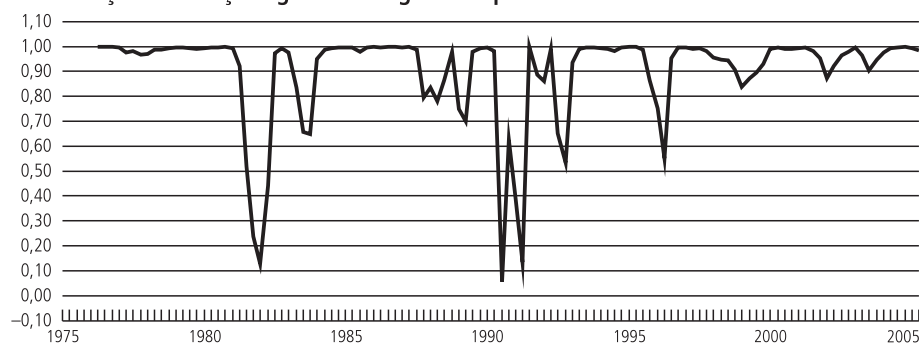
Função de transição logística confrontada com o logarítmico da série na quarta diferença sazonal do índice de produção industrial, em $t - 1$



Fonte: Ipeadata.

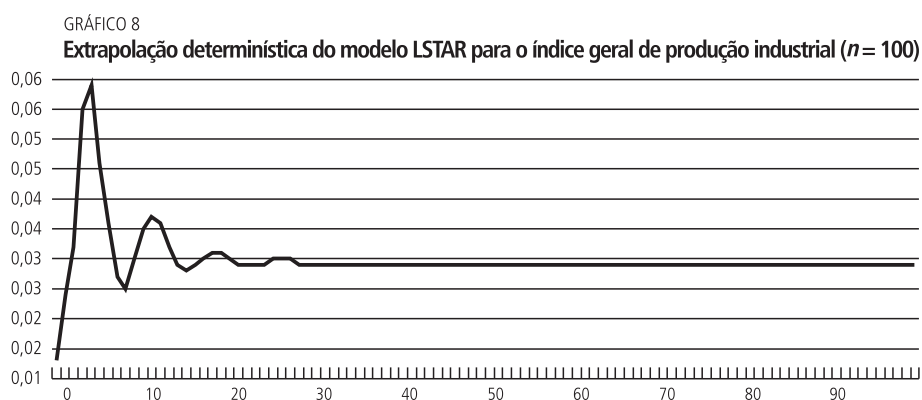
GRÁFICO 7

Função de transição logística ao longo do tempo



Fonte: Ipeadata.

O gráfico 8 apresenta a trajetória obtida por meio de uma extrapolação determinística do *skeleton* da série. Realizou-se uma simulação do modelo LSTAR, com a ausência de distúrbios aleatórios, sendo que os valores iniciais são referentes ao período 1976:1-1977:1. De acordo com o modelo, o crescimento da produção industrial converge para um único ponto-limite, indicando a existência de somente um equilíbrio dinâmico estável na série. O ponto de equilíbrio é igual a $y_{\infty} = 0,029$, o que significa que o sistema tende a se fixar, no longo prazo, no regime 1 de expansão.



Fonte: Ipeadata.

5.3 Resultados para a série do índice produção de bens de capital

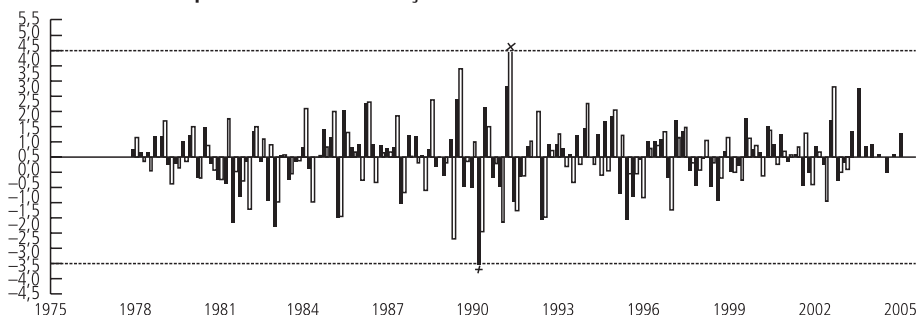
O índice de bens de capital é desenvolvido a partir da quantidade produzida de máquinas e equipamentos em geral. O primeiro teste para detecção de *outliers* revelou a presença de apenas um AO ($\lambda_{1991:II} = 3,602$) como indicado no gráfico 9. Realizando-se o segundo teste não foram encontradas novas evidências de AOs.¹⁷ Executou-se também o teste de detecção de *outlier* para a série com ajuste sazonal. Foi encontrado somente um AO, tal que $\lambda_{1991:II} = 3,642$. Como no caso anterior, a quarta diferença sazonal não trouxe maiores consequências ao teste de detecção de *outliers*.

Eliminados os efeitos adversos dos AOs, realiza-se o teste de linearidade, que indicou $d = 3$. A não-rejeição de H_{04} e a rejeição de H_{03} trazem evidências a favor de uma função de transição exponencial. Similarmente ao índice geral de produção industrial, a ausência de *dummies*, que captam os efeitos dos *Additive Outliers*, faz com que ocorra, com maior frequência, a rejeição da hipótese nula de linearidade.

17. A tabela 2 do apêndice apresenta os modelos auto-regressivos estimados, base para execução dos dois testes descritos acima.

GRÁFICO 9

Resultado do primeiro teste de detecção de outliers – 1978 a 2005



Fonte: Ipeadata.

Nota: Os pontos representados por X são os AOs calculados que possuem valor superior ao ponto crítico

C = 3,5 e os pontos representados por + são os IOs calculados que apresentam valor superior a C = 3,5. ■ IO calculado □ AO calculado

TABELA 4

Teste de linearidade e de escolha da função de transição do modelo STAR para a série do índice de produção industrial de bens de capital

d	F	F_{AO}
1	0,9640	0,9984
2	0,2061	0,4750
3	0,0299	0,0950
4	0,0832	0,2606
5	0,3094	0,4399
6	0,0378	0,1137
7	0,0426	0,1675
8	0,8712	0,4364
9	0,5797	0,4421
10	0,9864	0,9843
11	0,7782	0,8228
12	0,3010	0,5455
Hipóteses nulas para identificação da função de transição		
H_{04}	0,0946	0,2369
H_{03}	0,0160	0,0395
H_{02}	0,1309	0,3079

Notas: Os valores-p dos testes são reportados para os modelos auto-regressivos (F) e modelos auto-regressivos com adição de dummies para controlar os efeitos dos Additives Outliers (FAO).

A tabela 5 descreve os resultados da estimação do modelo linear auto-regressivo AR(8) e do modelo ESTAR(17).¹⁸ É possível verificar que em ambos os modelos os resíduos não são serialmente correlacionados e há uma ausência de heterocedasticidade condicional. Os critérios de informação AIC e SBC são menores para o

18. O lag 5 da parte linear foi retirado no modelo, pois se mostrou estatisticamente insignificante, enquanto na parte não-linear a presença de uma defasagem muito elevada, assim como o gap entre os lags 5 e 17, pode ocorrer pelo fato de a série não ser ajustada sazonalmente.

modelo ESTAR(17), evidenciando o melhor ajustamento do modelo não-linear à série. O coeficiente de γ_E na função de transição exponencial é igual a 87,7645 e o *threshold* C_E é igual a 0,0339.¹⁹

Também são apresentados os resíduos do modelo AR(8) e ESTAR(17) no gráfico 10. Verifica-se que o modelo não-linear capta melhor os choques e as fortes mudanças ocorridas na produção industrial de bens de capital no período em destaque.²⁰

TABELA 5

Modelo auto-regressivo linear e ESTAR para a série do índice de produção industrial de bens de capital

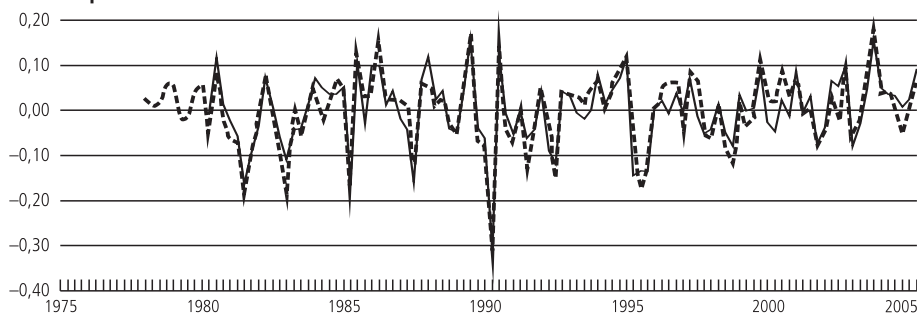
y_t	Modelo linear	Valor-p	Modelo ESTAR	Valor-p
Constante	0,0006	0,9303	-0,0029	0,7201
D1	0,2218	0,0130	0,2220	0,0127
y_{t-1}	0,8754	0,0000	0,8497	0,0000
y_{t-4}	-0,4929	0,0000	-0,5564	0,0000
y_{t-5}	0,3855	0,0000	-	-
y_{t-8}	-0,1844	0,0023	-0,2013	0,0006
y_{t-5}	-	-	0,6154	0,0000
y_{t-17}	-	-	-0,2615	0,0147
γ_e	-	-	87,7645	0,0325
C_E	-	-	0,0339	0,0254
S^2/S^2_{AR}	-	-	0,91	-
AIC	-27,955	-	-36,494	-
SBC	-11,752	-	-12,958	-
	Estatística	Valor-p	Estatística	Valor-p
Q(4)	2,858	0,582	7,452	0,114
Q(8)	11,933	0,154	9,923	0,270
Q(16)	14,476	0,563	11,671	0,766
Q(32)	34,420	0,353	25,937	0,766
ARCH(4)	0,748	0,561	0,959	0,433
ARCH(8)	0,638	0,743	0,646	0,736

Notas: S^2/S^2_{AR} : relação entre a variância do resíduo do modelo não-linear e linear; AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; Q(p): estatística Ljung-Box; ARCH(p): teste para D1 – *dummy* para 1991:II.

19. O valor do *threshold* do t indica que existem 57 trimestres para os regimes “intermediários” e 61 trimestres para os regimes “distantes”.

20. Deve-se ressaltar que o ESTAR(17) não captou a abrupta queda ocorrida no segundo trimestre de 1990, assim como o modelo AR(8), pois esse evento se caracteriza na série como um choque exógeno (ver ANDERSON; TERÄSVIRTA, 1992, p. 5128). E isso não implica uma possível ineficácia do teste de detecção de *outlier*, por não ter evidenciado um AO para 1990:II. Conforme os resultados do teste apresentados no gráfico 10, o segundo trimestre de 1990 é caracterizado como um IO, ou seja, um choque exógeno na economia que teve efeitos ao longo de períodos subsequentes ao choque. O modelo LSTAR(5) para o índice geral de produção industrial captou o choque para esse período, mas naquele caso foi diagnosticado como um AO. E tal fato pode ser uma consequência da composição do índice geral, baseado em outros setores industriais. Os efeitos adversos do Plano Collor I sobre os bens de capital estão intimamente relacionados à queda dos investimentos do setor industrial, que se propagou, ao longo do tempo, com maior persistência quando comparados aos outros setores da indústria.

GRÁFICO 10
Resíduos do modelo ESTAR(17) e AR(8) do índice de produção industrial de bens de capital – 1980:II-2005:II



Fonte: Ipeadata.

Diferentemente do modelo STAR com função logística, o modelo ESTAR assume dois tipos de regimes²¹ denominados “intermediário” e “distante”, quando F assume valores extremos 0 e 1, respectivamente. Esse regime distante ocorre quando qualquer observação em $t - d$ estiver muito longe do *threshold*, independente se negativa ou positiva. Por sua vez, o regime intermediário ocorre quando qualquer observação em $t - d$ possui valor igual ao *threshold*. Pode-se depreender, portanto, que a alternância de regimes no modelo ESTAR ocorre quando há desvios ao equilíbrio do sistema.

O comportamento do modelo da produção de bens de capital é explosivo para os regimes em que F assume valores 0 ou 1, e estacionária, quando $F = 0,5$. Os resultados dos módulos das raízes características são apresentados na tabela 6. Tal característica indica que o sistema, ao passar para um estado de crescimento com grande desvio ao estado de “crescimento intermediário” dado por 3,39%, assim como sua trajetória inversa, se processa por meio de um comportamento violento. Interessante observar que um desvio moderado do regime de crescimento intermediário, tal que $F = 0,5$, possui uma dinâmica estacionária e de forte persistência, uma vez que o módulo da maior raiz característica é próximo da unidade.

O gráfico 11 apresenta o formato da função de transição exponencial. As observações em toda a série variam sistematicamente entre 0 e 1, sem que haja predominância nos valores extremos de F . Esse aspecto denuncia o comportamento não-linear intrínseco da série.

Com relação aos valores assumidos pela função de transição exponencial, ao longo de todo o período, conforme ilustrado no gráfico 12, são comuns momentos de profundos desvios na trajetória “intermediária” de crescimento. E poucas vezes se verifica o declínio de F para valores iguais a zero, resultado este da tendência do

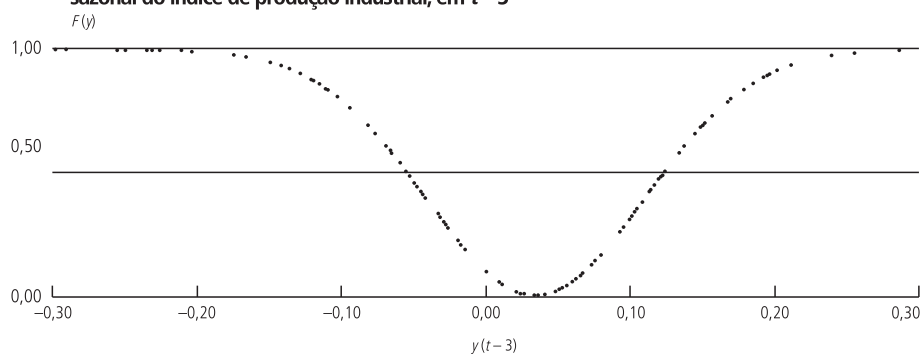
21. Em inglês os regimes são denominados *outer regime* e *mid-regime*, conforme Anderson e Teräsvirta (1992).

sistema em deixar rapidamente o “estado de equilíbrio”, uma vez que o módulo da maior raiz característica para este regime é maior que a unidade.

TABELA 6
Raízes características do modelo ESTAR para o índice de produção industrial de bens de capital

$F = 0$		$F = 0,5$		$F = 1$	
Raiz	Módulo	Raiz	Módulo	Raiz	Módulo
$0,92 + 0,47i$	1,04	$0,91 + 0,22i$	0,93	$0,99 + 0,17i$	1,00
$0,92 - 0,47i$	1,04	$0,91 - 0,22i$	0,93	$0,99 - 0,17i$	1,00
$0,46 + 0,58i$	0,74	$0,86 + 0,45i$	0,97	$0,83 + 0,45i$	0,95
$0,46 - 0,58i$	0,74	$0,91 - 0,22i$	0,97	$0,83 - 0,45i$	0,95
$-0,33 + 0,72i$	0,79	$0,61 + 0,71i$	0,94	$0,62 + 0,78i$	1,00
$-0,33 - 0,72i$	0,79	$0,91 - 0,22i$	0,94	$0,62 - 0,78i$	1,00
$-0,63 + 0,38i$	0,73	$0,33 + 0,79i$	0,86	$0,35 + 0,83i$	0,90
$-0,63 - 0,38i$	0,73	$0,33 - 0,79i$	0,86	$0,35 - 0,83i$	0,90
		$-0,06 + 0,82i$	0,83	$-0,05 + 0,86i$	0,86
		$-0,06 - 0,82i$	0,83	$-0,05 - 0,86i$	0,86
		$-0,40 + 0,79i$	0,88	$-0,41 + 0,80i$	0,90
		$-0,40 - 0,79i$	0,88	$-0,41 - 0,80i$	0,90
		$-0,65 + 0,61i$	0,89	$-0,69 + 0,65i$	0,95
		$-0,65 - 0,61i$	0,89	$-0,69 - 0,65i$	0,95
		$-0,80$	0,80	$-0,84$	0,84
		$-0,77 + 0,37i$	0,86	$-0,80 + 0,38i$	0,89
		$-0,77 - 0,37i$	0,86	$-0,80 - 0,38i$	0,89

GRÁFICO 11
Função de transição exponencial confrontada com o logarítmico da série na quarta diferença sazonal do índice de produção industrial, em $t-3$

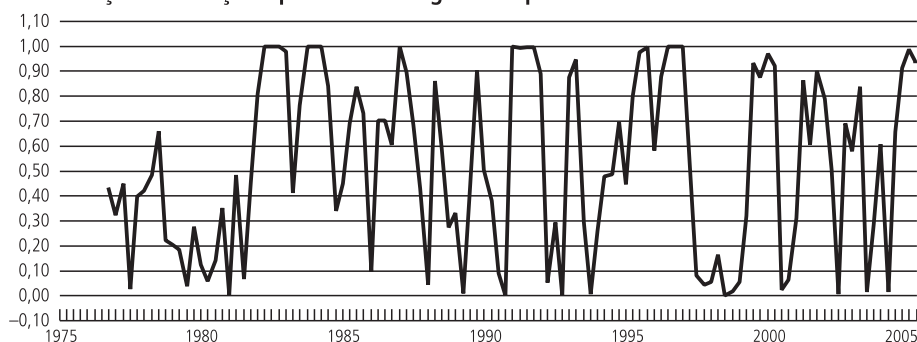


Fonte: Ipeadata.

Por fim, no gráfico 13, é apresentada a extrapolação determinística do *skeleton* do modelo não-linear da série de produção de bens de capital. A simulação do ESTAR foi executada, sem a presença de quaisquer distúrbios aleatórios, tal que

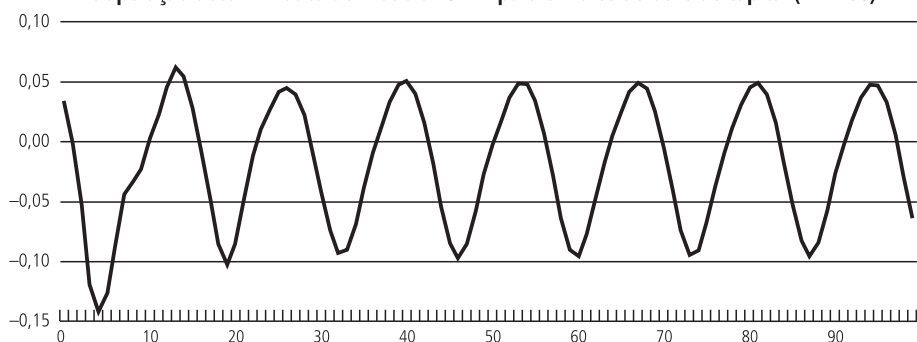
os valores iniciais são dados pelas 17 primeiras observações da série na quarta diferença sazonal e com transformação logarítmica. A simulação de 100 observações gerou um comportamento cíclico padrão, indicando a existência de um ciclo-limite. Em função disso, o sistema exibe múltiplos equilíbrios em sua dinâmica de longo prazo. O ciclo varia entre os valores $-0,09$ e $0,07$ com uma duração de 14 trimestres, além do que não apresenta um comportamento caótico, significando que mudanças marginais em algum dos valores iniciais da série não alteram o comportamento dos valores simulados, mantendo-se o mesmo padrão ao longo do tempo. No entanto, mudanças de valores iniciais, como um período de 17 trimestres a partir da década de 1980, podem incorrer em mudanças na amplitude do ciclo. A presença de um ciclo-limite, no modelo ESTAR, indica ainda a existência de uma dinâmica endógena, independente de quaisquer tipos de choques. E, portanto, o comportamento da série, mesmo na ausência desses choques aleatórios, é capaz de flutuar.

GRÁFICO 12

Função de transição exponencial ao longo do tempo

Fonte: Ipeadata.

GRÁFICO 13

Extrapolação determinística do modelo ESTAR para o índice de bens de capital ($n = 100$)

Fonte: Ipeadata.

5.4 Análise comparativa dos resultados

De acordo com os resultados do cálculo das raízes características dos modelos nas subseções anteriores, tanto o comportamento do regime de expansão da produção ($F = 1$), como o regime de recessão ($F = 0$) são condizentes com as explicações dos últimos 30 anos da economia brasileira. O fato de o modelo do índice geral de produção industrial ser explosivo na dinâmica transitiva entre o regime de recessão para o de expansão pode indicar que a resposta do setor produtivo a um crescimento econômico maior é violenta, ou mesmo, que a permanência no regime de baixo crescimento é de curta duração. Por sua vez, o sentido inverso, em que há passagem do regime de expansão para o de contração, é estacionário. Dificilmente encontramos na trajetória da taxa de crescimento da produção industrial brasileira momentos em que uma forte recessão do setor como um todo seja persistente. Podem-se citar como exemplo alguns casos em que isso se verifica, como a crise do começo da década de 1980 e os planos Collor I e II.

Vale ainda destacar que o regime de alto crescimento também incorpora valores negativos uma vez que o *threshold* estimado, em porcentagem, é igual a $-7,6\%$. Nessa situação, o grau de persistência é muito maior, tendo em vista que o módulo da raiz característica é menor e próximo a 1. Desse modo, taxas moderadas de crescimento negativo, ou mesmo taxas positivas, têm grau de persistência elevado nos períodos subsequentes, como pode ser observado ao longo de toda a série, com destaque para o período que compreende o Plano Cruzado, o Plano Real e a pós-desvalorização cambial de 1999.

Portanto, não há nenhuma característica inerente ao índice geral de produção industrial que o puxe para patamares muito negativos de crescimento. Entretanto, percebe-se um comportamento de saída violenta do regime de recessão, indicando que quedas expressivas tendem a ser repentinas.

O modelo para o índice de bens de capital, de outro modo, apresentou uma dinâmica não-linear diferenciada ao índice geral de produção industrial, uma vez que a função de transição é exponencial. Nos extremos da função de transição, o modelo apresentou raiz característica maior do que 1, ou seja, tanto o regime “intermediário” de crescimento, em que a taxa de crescimento, em porcentagem, é igual a $3,9\%$, como o regime com taxas de crescimento muito distantes do *threshold*, possuem movimento explosivo. Por sua vez, o regime “distante”, tal que $F = 0,5$, que incorpora desvios não tão profundos à taxa de crescimento de equilíbrio $3,9\%$, possui movimento estacionário e de alta persistência nos períodos subsequentes, uma vez que o módulo da maior raiz característica é $0,93$. Portanto, é possível dizer que não há nenhuma tendência intrínseca das variações trimestrais do índice de bens de capital, em sair de patamares de crescimento pouco acentuados, sejam eles negativos ou positivos. Enquanto taxas de crescimento muito próximas do regime intermediário, ou muito distantes dele, não são sustentadas por longos períodos.

Igualmente ao modelo aplicado ao índice geral de produção, taxas de crescimento muito negativas do índice de bens de capital não se sustentam por muito tempo. Por sua vez, fortes taxas positivas de crescimento também não são sustentadas, característica esta que lhe confere um movimento bem diferenciado do índice geral.

Esse comportamento, de certo modo, é compatível com o período em análise. Tendo em vista que bens de capital servem como uma *proxy* do investimento do setor industrial, momentos de profunda recessão, como a crise no começo dos anos 1980, o Plano Collor e o regime de bandas cambiais, iniciado no final de 1995, e, de modo semelhante, os períodos de forte crescimento, como Plano Cruzado e Plano Real, não são sustentados por muito tempo. Taxas mais moderadas de crescimento, como verificado no período após a desvalorização cambial de 1999, tendem a ser mais persistentes.

Vale ainda salientar que os resultados do caso brasileiro para o modelo do índice geral de produção industrial, em relação aos resultados dos Estados Unidos, Europa e Alemanha, discutido em Anderson e Teräsvirta (1992), foram similares no que tange à dinâmica dos regimes quando $F = 0$ ou 1 . Isso pode ser um indício de que a produção industrial brasileira, assim como a dos principais países da OCDE possuem uma trajetória de violenta ascensão da produção, assim que a economia entra em fase de recuperação. Em outras palavras, a produção industrial desses países irá novamente ter uma forte aceleração em um momento posterior a sua entrada no período de estagnação. E uma situação inversa, em que a produção se move para um momento de recessão, a dinâmica não é violenta, a menos que haja um forte choque negativo.

6 AVALIAÇÃO DAS PREVISÕES DO MODELO STAR

Outra maneira de avaliação dos benefícios de se utilizar o modelo STAR *vis-à-vis* o modelo AR se dá por meio da comparação do desempenho de suas previsões. Esta seção apresenta a raiz do erro quadrático médio das previsões – Root Mean Square Erro (RMSE) – do modelo AR e STAR para ambas as séries.

Foram realizadas as previsões um passo à frente entre o primeiro trimestre de 1995 e o segundo trimestres de 2007. O RMSE foi computado para intervalos de dois anos e para os trimestres de crescimento e declínio da produção, permitindo, assim, um melhor exame da capacidade preditiva dos modelos nos momentos de alternância de regimes. As previsões um passo à frente, fora da amostra, também são reportadas na tabela 7.

De acordo com os cálculos do RMSE, o modelo STAR não trouxe melhorias significativas à previsão do índice geral de produção industrial, refletindo o fato de que ambos os modelos possuem, basicamente, a mesma capacidade preditiva. O modelo STAR para o índice de bens de capital, por sua vez, traz indícios de

superioridade nas previsões. Este desempenho está relacionado ao fato de que as raízes do erro quadrático médio são menores, principalmente, para os biênios entre o primeiro trimestre de 1997 e último trimestre de 2000.

TABELA 7

Raiz do erro quadrático médio das previsões do modelo AR e STAR para o índice geral de produção da indústria e índice de bens de capital

	Índice geral		Índice de bens de capital	
	AR	STAR	AR	STAR
1995:1 a 1996:4	0,0438	0,0498	0,0988	0,0955
1997:1 a 1998:4	0,0273	0,0304	0,0721	0,0484
1999:1 a 2000:4	0,0206	0,0218	0,0563	0,0395
2001:1 a 2002:4	0,0268	0,0263	0,0564	0,0642
2003:1 a 2004:4	0,0321	0,0336	0,0780	0,0691
Trimestres de crescimento	0,0333	0,0376	0,0722	0,0671
Trimestres de declínio	0,0255	0,0235	0,0740	0,0646
1995:1-2004:4	0,0311	0,0338	0,0740	0,0662
2005:3-2007:2	0,0186	0,0218	0,0560	0,0902

Vale ainda ressaltar que para previsão fora da amostra, que se estende do terceiro trimestre de 2005 ao segundo trimestre de 2007, o modelo linear apresentou menor RMSE em ambos os casos.

7 CONCLUSÕES

O desenvolvimento de modelos não-lineares vem se mostrando oportuno e adequado na análise dos ciclos de negócios. Os resultados encontrados neste trabalho indicam que o modelo STAR foi satisfatório ao incorporar os efeitos de fortes mudanças no setor industrial do Brasil.

As duas séries estudadas trouxeram evidências de que um modelo que incorpora mudança de fases de crescimento é mais adequado para caracterizá-las, diferenciando-se apenas no que tange ao tipo de função de transição. O modelo para o índice geral de produção industrial apresenta uma função de transição logística, enquanto o modelo para o índice de bens de capital possui função de transição exponencial. Quanto à detecção de *outliers*, o período de maior incidência de AOs ocorreu no começo da década de 1990 devido aos planos Collor I e II e os efeitos da liberalização comercial sobre a indústria. O método foi aplicado, com vistas, principalmente, a eliminar o viés de forte rejeição da hipótese nula de linearidade, causado pelos AOs, quando se realiza o teste de linearidade.

Os resultados do cálculo das raízes características, tanto para o regime de expansão da produção ($F = 1$), quanto para o regime de recessão ($F = 0$) são condizentes com as explicações dos últimos 30 anos da economia brasileira. O fato

do modelo para o índice geral de produção industrial ser explosivo na dinâmica transitiva entre o regime de recessão para o de expansão pode indicar que a resposta do setor produtivo a um maior crescimento econômico é violenta, ou mesmo que a permanência no regime de baixo crescimento é de curta duração. Por sua vez, o sentido inverso, em que há passagem do regime de expansão para o de contração, é estacionário. E tal aspecto pode ser um indício de que o setor industrial como um todo, mesmo quando a economia possui taxas moderadas de crescimento, seja positivo ou negativo, consegue manter o nível de produção, sem que haja uma intensa queda.

No caso do modelo para o índice de bens de capital os regimes “intermediário” e “distante”, ou seja, F é igual a 0 e 1, respectivamente, apresentaram trajetória explosiva. Enquanto o regime “distante”, tal que $F = 0,5$, apresentou movimento estacionário e de forte persistência para os períodos subseqüentes. Ou seja, taxas de crescimentos acentuadas, sejam positivas ou negativas, não são sustentadas por muitos períodos, sendo que o movimento de saída desses regimes é violento.

A estrutura dos modelos ainda STAR possibilitou, por meio dos valores da função de transição F , indicar os períodos, ao longo da série, que mais se aproximaram do regime de recessão ou expansão. Foi possível também verificar quais as características da trajetória do sistema no longo prazo, por meio da simulação do *skeleton*. O índice geral de produção apresentou um ponto-limite que se estabelece acima do *threshold*, e o índice de bens de capital apresentou um ciclo-limite de 14 trimestres, ou 3,5 anos, indicando a existência de múltiplos equilíbrios na trajetória de longo prazo. Finalmente, a avaliação da capacidade preditiva do modelo revelou que o modelo STAR, para o índice de bens de capital, apresentou-se superior ao modelo linear, exceção feita à previsão fora da amostra.

ABSTRACT

The aim of this paper is to investigate the aspects and consequences of nonlinearities in the Brazilian General Production Index and Capital Goods Production Index, which can be adequately described by the Smooth Transition Autoregressive (STAR) models. This family of models embodies an asymmetric behavior that allows the business cycles to alternate endogenously between two distinct regimes. Moreover, a test is performed in order to distinguish between nonlinearities and additive outliers (AO). The results are interpreted by means of the characteristic polynomial roots, which provide important information about the dynamic properties, and by deterministic extrapolation of the estimated STAR model. The main finding is that the general production and capital goods production moves from deep recession into high growth very aggressively.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions in Automatic Control*, v. 19, p. 716-723, 1974.
- ANDERSON, H. M.; TERÄSVIRTA, T. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autorregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 7, p. 119-136, 1992.
- ARANGO, L. E.; MELO, L. F. Expansions and contractions in Brazil, Colombia, and Mexico: a view through non-linear models. *Journal of Development Economics*, v. 80, p. 501-517, 2006.
- BALKE, N. S.; FOMBY, T. B. Large shocks, small shocks, and economic fluctuations: outliers in macroeconomic time series. *Journal of Applied Econometrics*, v. 9, p. 181-200, 1994.
- BOX, G. E. P.; TIAO, G. C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, v. 70, p. 70-79, 1975.
- CAMPBELL, J. Y.; MANKIWI, N. G. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 857-880, 1987.
- CHAUVET, M. The Brazilian business and growth cycles. *RBE*, v. 22, p. 75-106, 2002.
- COCHRANE, J. H. *Univariate vs multivariate forecasts of gdp growth and stock returns: evidence and implications for the persistence of shocks, detrending methods and tests of the permanent income hypothesis*. 1992 (NBER Working Papers, n. 3.427).
- DIJK, D. V.; DIJK, H. K. V.; FRANSES, P. H. On the dynamic of business cycles analysis: editor's introduction. *Journal of Applied Econometric*, v. 20, p. 147-150, 2005.
- DIJK, D. V.; FRANSES, P. H.; LUCAS, A. Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of outlier. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 17, p. 271-234, 1999.
- DIJK, D. V.; FRANSES, P. H.; TERÄSVIRTA, T. Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments. *Econometric Institute Researcher Report*, n. 23/A, 2000.
- DIJK, D. V.; STRIKHOLM, B.; TERÄSVIRTA, T. The effects of institutional and technological change and business cycle fluctuation on seasonal patterns in quarterly industrial production series. *Econometrics Journal*, v. 6, p. 79-98, 2003.
- FATÁS, A. Endogenous Growth and Stochastic Trends. *Journal of Monetary Economics*, v. 45, p. 107-128, 2000.
- FONSECA, J. S.; MARTINS, G. A.; TOLEDO, G. L. *Estatística Aplicada*. Editora Atlas, São Paulo, 2ª. Edição, 1991.
- FRANSES, P. H.; BRUIN, P. de; DIJK, D. V. Seasonal Smooth Transition Autoregression. *Econometric Institute Report 2000-06/A*, 2000.
- GALVÃO, A. B. C. Can non-linear time series models generate US business cycle asymmetric shape? *Economics Letters*, v. 77, p. 187-194, 2002.
- _____. Multivariate threshold models: TVARs and TVECMs. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 23, p. 141-171, 2003.
- GANDOLFO, G. *Economic dynamics*. Springer, Study Edition, 1997.
- HAMILTON, J. D. What's real about the business cycles. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, n. 87, p. 435-452, 2005.

- KAISER, R.; MARAVALL, A. Seasonal outliers in time series. *Journal of the Inter American Statistical Institute*, v. 53, p. 213-249, 2001.
- KHADAROO, A. J. A threshold in inflation dynamics: evidence from emerging countries. *Applied Economics*, v. 37, p. 719-723, 2005.
- KIANI, K. M. Detecting business cycles asymmetries using artificial neural networks and time series models. *Computational Economics*, v. 26, p. 65-89, 2005.
- KONTOLEMIS, Z. G. Does growth vary over the business cycle? Some evidence from G7 countries. *Economica*, v. 64, p. 441-460, 1997.
- NEFTCI, S. N. Are economic time series asymmetric over the business cycle. *The Journal of Political Economy*, v. 92, p. 307-328, 1984.
- NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomics time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139-162, 1982.
- ÖCAL, N.; OSBORN, D. R. Business cycle non-linearities in UK consumption and production. *Journal of Applied Econometrics*, v. 15, p. 27-43, 2000.
- PEEL, D. A.; SPEIGHT, A. E. H. Is the US business cycle asymmetric? Some further evidence. *Applied Economics*, v. 28, p. 405-415, 1996.
- _____. The nonlinear time series proprieties of unemployment rates: some further evidence. *Applied Economics*, v. 30, p. 287-294, 1998.
- POTTER, S. M. A nonlinear approach to US GNP. *Journal of Applied Econometrics*, v. 10, p. 109-125, 1995.
- ROMER D. *Advanced macroeconomics*. 3th . New York: McGraw-Hill, 2006.
- SKALIN, J.; TERÄSVIRTA, T. Another look at Swedish business cycles, 1861-1988. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, p. 359-378, 1999.
- SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, v. 4, p. 461-464, 1978.
- TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, v. 89, p. 208-218, 1994.
- TSAY, R. S. Time series model specification in the presence of outliers. *Journal of American Statistical Association*, v. 81, p. 132-141, 1986.
- _____. Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, v. 84, p. 231-240, 1989.
- WATSON, M. W.; KING, R. G.; PLOSSER, C. R.; STOCK, J. H. Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, v. 81, p. 819-840, 1991.

(Originais submetidos em março de 2007. Última versão recebida em agosto de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

APÊNDICE

TABELA A.1

Estimativas dos modelos auto-regressivos realizadas no teste de detecção de outlier para o índice geral de produção industrial

y_t	Modelo I	Valor-p	Modelo II	Valor-p	Modelo III	Valor-p	Modelo IV	Valor-p
Constante	0,0063	0,1885	0,0072	0,1177	0,0063	0,1675	0,0085	0,0454
D1	-	-	-0,0648	0,1789	-	-	-	-
D2	-	-	0,1494	0,0025	0,1490	0,0027	0,1563	0,0006
D3	-	-	-0,1639	0,0013	-0,1657	0,0012	-0,1663	0,0004
D4	-	-	-	-	-	-	-0,1919	0,0000
y_{t-1}	0,8576	0,0000	0,9613	0,0000	0,9802	0,0000	0,9428	0,0000
y_{t-2}	-0,2561	0,0137	-0,3302	0,0017	-0,3554	0,0007	-0,3079	0,0013
y_{t-3}	0,2803	0,0068	0,1830	0,0792	0,2373	0,0146	0,2292	0,0098
y_{t-4}	-0,6380	0,0000	-0,4638	0,0000	-0,4943	0,0000	-0,4506	0,0000
y_{t-5}	0,4487	0,0000	0,3365	0,0001	0,3365	0,0001	0,2675	0,0008
R^2	0,5806	-	0,6527	-	0,6466	-	0,7095	-
AIC	-3,2446	-	-3,3802	-	-3,3804	-	-3,5588	-
SBC	-3,0998	-	-3,1629	-	-3,1873	-	-3,3416	-

Notas: AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; D1 – dummy para 1991:I; D2 – dummy para 1991:II; D3 – dummy para 1991:III; D4 – dummy para 1990:II.

TABELA A.2

Estimativas dos modelos auto-regressivos realizadas no teste de detecção de outlier para o índice de bens de capital

y_t	Modelo I	Valor-p	Modelo II	Valor-p
Constante	0,002867	0,7208	0,000688	0,9303
D1	-	-	0,221812	0,0130
y_{t-1}	0,870312	0,0000	0,875403	0,0000
y_{t-4}	-0,570406	0,0000	-0,492977	0,0000
y_{t-5}	0,451617	0,0000	0,385521	0,0001
y_{t-8}	-0,207822	0,0008	-0,184487	0,0023
R^2	0,688707	-	0,706702	-
AIC	-2,075384	-	-2,116747	-
SBC	-1,952635	-	-1,969448	-

Notas: AIC: critério de informação de Akaike; SBC: critério de informação de Schwarz; D1 – dummy para 1991:II.

