

Comércio varejista: uma análise do comportamento do volume de vendas sob uma perspectiva não linear

João Paulo Martin Faleiros*

Resumo

O comércio varejista tem merecido atenção especial nos últimos anos. Isso se deve, em larga medida, à presença crescente de empresas bem estruturadas, com elevado faturamento e, principalmente, ao processo de aquisições e fusões que vem ocorrendo no setor. A análise do comportamento do volume de vendas pode contribuir sobremaneira para a compreensão dos indicadores do setor e sua importância para a economia. Nesse sentido, este artigo, por meio de modelos de séries de tempo não linear LSTAR, os quais permitem alternância de regimes de crescimento, traz novas contribuições à caracterização do comportamento do volume geral de vendas, hipermercados e supermercados, tecidos, vestuários e calçados, além de móveis e eletrodomésticos.

* Economista do BNDES. O autor agradece a Dulce Correa Monteiro Filha e Sílvia Maria Guidolin. Este artigo é de exclusiva responsabilidade do(s) autor(es), não refletindo, necessariamente, a opinião do BNDES.

Abstract

Over the last few years, the retail market has warranted special attention. This is due mostly to the growing presence of well structured companies, with high turnover, and mainly to mergers and acquisitions within the sector. The analysis of the sales volume performance can be a key factor in understanding sector indicators and their importance to the economy. Thus, this paper brings new contributions to characterize the performance of the general sales volume, hypermarkets and supermarkets, fabrics, apparel and footwear, as well as furniture and electrical appliances, by using models of the non-linear time series LSTAR, which allow growing patterns to alternate.

Introdução

O comércio varejista tem merecido destaque na economia brasileira nos últimos anos. Podem-se elencar brevemente três razões principais para essa afirmativa.

Em primeiro lugar, é um setor com grande absorção de mão de obra, em geral menos qualificada, que, de certo modo, compensa o desempenho da indústria, como apontado por Santos & Costa (1997).

Em segundo lugar, após uma forte transição do setor na década de 1990, saindo de uma composição mais pulverizada para grupos estruturados de varejo, houve uma tendência à maior diversificação e acirramento da concorrência. Daí em diante, a disputa pelo consumidor fez com que a procura e a barganha de produtos com fornecedores se tornasse um importante mecanismo de redução de preços. Segundo o estudo *Impactos verticais da concentração do setor varejista brasileiro*, da FGV-EAESP, o aumento da disputa nesse setor teria restringido o espaço para elevação de preços no atacado, possibilitando uma redução do nível de preço ao consumidor.

Por fim, sua capacidade de gerar um canal direto entre produção e consumo, altamente suscetível à variação da demanda e às preferências do consumidor, pode influenciar diretamente o elo final da cadeia de valor dos produtos, como discutido em Guidolin et al. (2009).

Nesse contexto, o interesse no comportamento do volume de vendas do comércio varejista, ao longo do tempo, não se resume apenas às empresas diretamente ligadas a esse setor. Há também interesse por parte da indústria, que vê o volume de vendas no varejo como um dos indicadores de consumo, contribuindo para o planejamento de sua produção e até mesmo para a decisão de novos investimentos, como também para o mercado financeiro, que serve como um bom indicador do movimento do crédito ao consumidor. No entanto, as análises até então realizadas não vislumbram uma caracterização mais profunda

da dinâmica do volume de vendas. Em geral, priorizam investigações mais conjunturais em vez de uma sistematização mais geral do padrão de movimento dessa variável.

Tendo em vista essa perspectiva, o presente artigo propõe-se a analisar a dinâmica do volume de vendas das principais atividades do comércio varejista por meio de um método que delineie seu padrão de movimento. Para tanto, assume-se que a taxa de crescimento do volume de vendas apresenta uma estrutura autorregressiva, ou seja, o valor da variação do volume de vendas é formado com base em suas realizações passadas, associado a choques aleatórios de quaisquer magnitudes. É razoável supor esse comportamento tendo em vista que o volume de vendas é diretamente associado à renda do consumidor, e este pode formar sua expectativa de renda com base no rendimento passado, caracterizando assim um movimento autorregressivo.

É possível ainda verificar padrões distintos de comportamento, caso haja mudanças no patamar de crescimento, característica que os modelos autorregressivos lineares padrão não conseguem captar. A resposta do setor a um volume de crescimento de vendas superior ou mesmo inferior a um patamar dado endogenamente resultaria em dinâmicas bastante diferenciadas. Assim, é possível verificar duas situações: traçar o padrão de comportamento do volume de vendas em cada regime específico e determinar o momento em que a alternância entre as fases ocorre.

Visto que o comércio varejista como um todo é um segmento bem heterogêneo e que envolve bens duráveis (eletrodomésticos e móveis) e não duráveis (alimentos), é de se esperar que taxas elevadas de crescimento do volume de vendas não sejam sustentadas por muito tempo. A razão para tanto é que, apesar de um forte aumento do volume de vendas dos bens não duráveis tender a conter um grau maior de persistência, pois sua variação está intimamente ligada ao salário mínimo real, de outro modo, os bens de consumo duráveis são mais

sensíveis às variações da massa salarial. Estes últimos tendem a não sustentar taxas elevadas de crescimento, pois, em geral, são produtos com tempo de vida útil maior e são financiados por longo período. Isso faz com que a decisão de compra ocorra imediatamente após o aumento da massa salarial e, portanto, seja rapidamente dissipada. Santos & Costa (1997) apontam que, enquanto a variação nas vendas de bens não duráveis tem como indicador relevante o salário mínimo, em virtude da influência que exerce sobre alimentos, a variação nas vendas de bens duráveis e semiduráveis responde mais à massa salarial. Com esse mesmo raciocínio, espera-se que, de outro lado, uma queda profunda no volume geral de vendas, por exemplo, advinda de choque de renda, tenda a ser muito mais persistente.

Esse último padrão de movimento poderá ser desenvolvido com base em modelos não lineares para séries de temporais. Isso permite analisar o comportamento dessa variável com base em mudança de regimes, o que o torna muito importante, pois nos ajuda a compreender como o volume de vendas reage a um nível de crescimento elevado ou mesmo a quedas bem expressivas.

Importante salientar que os movimentos da massa salarial têm origem básica nos ciclos de negócios. Como o volume de vendas é muito sensível ao consumo das famílias, é possível que este possa engendrar algum tipo de sincronização entre os ciclos e o volume de venda, uma vez que o consumo representa uma parcela significativa da composição do produto de um país. Além do que, muitos estudos têm apontado um movimento assimétrico dos ciclos de negócios, [Neftci (1984); Anderson & Teräsvirta (1992); Sichel (1993); Potter (1995); Chauvet (1998); Franses & Dijk (1999); Galvão (2002); Smith & Summers (2005)]. Nesse sentido, quando uma economia experimenta um regime de alto crescimento do produto pode também engendrar um regime de alto crescimento do consumo o que, consequentemente, gera um regime de volume maior de vendas no varejo.

Este trabalho é dividido em mais três seções. A segunda seção apresenta o modelo STAR. A terceira, “Estimação, Avaliação e Interpretação”, avalia os resultados obtidos por meio dos modelos estimados. Finalmente, a quarta seção conclui o artigo.

Modelo STAR

Para captar esse padrão não linear no volume de vendas podem-se utilizar os modelos STAR (Smooth Transition Autorregressive). Uma característica particular desse modelo é que a mudança entre os dois regimes é suave, por isso a necessidade da inserção, no modelo autorregressivo, de formas funcionais que possibilitem esse modo de transição. Dentro dessa perspectiva, o modelo pode ser visto como uma generalização do modelo TAR (Threshold Autoregressive) com mudança de regime discreta, discutido por Tsay (1989), abordagem mais popular até então, conjuntamente com o EAR (Exponencial Autoregressive Model), em Haggan e Ozaki (1981).¹

Há duas vantagens para o uso desse modelo. A primeira é que ele nos permite estimar um limiar (*threshold*) definidor dos regimes de crescimento, sem qualquer tipo de imposição *a priori*. A segunda vantagem é que choques suficientemente grandes podem fazer com que o sistema alterne de regime. O modelo STAR, contendo apenas uma função de transição, de acordo com Anderson e Teräsvirta (1992) e Teräsvirta (1994), é expresso como:

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

onde $\pi_j = (\pi_{j1}, \dots, \pi_{jp})'$, $j = 1, 2$, $w_t = (x_{t-1}, \dots, x_{t-p})'$, s_{t-d}

¹ Para mais detalhes sobre o histórico dos modelos STAR, ver Granger & Teräsvirta (1993).

é a variável de transição e $\mu_t \sim nid(0, \sigma_u^2)$. A função de transição pode assumir dois tipos de especificações: logística ou exponencial.

a) Logística: $F(s_{t-d}) = (1 + \exp\{-\gamma_L(s_{t-d} - c_L)\})^{-1}$

em que $\gamma_L > 0$

b) Exponencial: $F(s_{t-d}) = 1 - \exp\{-\gamma_E(s_{t-d} - c_E)\}$

em que $\gamma_E > 0$

Se o modelo STAR possuir $F(S_{t-d})$ dada pela função logística, será denominado LSTAR(p); por sua vez, se possuir $F(S_{t-d})$ dada pela função exponencial, caracteriza-se por um ESTAR(p). O parâmetro d é desconhecido e denominado parâmetro de atraso (*delay parameter*). E o coeficiente c_L é o limiar (*threshold*) endogenamente estimado. Portanto, no instante $t - d$ em que a variação do volume de vendas ultrapassar o limiar c_L , ocorre mudança de regime. A função $F(S_{t-d})$ é contínua e está limitada entre 0 e 1 ($0 \leq F(S_{t-d}) \leq 1$).

Neste trabalho, assume-se que $F(S_{t-d})$ é uma função logística, uma vez que essa especificação permite de fato caracterizar a série por meio de regimes definidos de alto e baixo crescimento. Tal situação não se verifica quando se assume uma função exponencial.

Teste de linearidade e especificação do modelo STAR

Antes da estimação do modelo LSTAR é necessário testar a hipótese nula de que o modelo linear é uma representação adequada para as séries. Para tanto, utiliza-se o teste de não linearidade proposto por Anderson & Teräsvirta (1992) e Teräsvirta (1994). Por meio da própria estrutura do teste, identifica-se o valor do parâmetro de atraso d . Os procedimentos para sua execução são descritos a seguir:

- (1) Especificar o melhor modelo autorregressivo $AR(p)$ 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 a autocorrelação omitida pode também ser a causa da rejeição da hipótese de linearidade. Nesse 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)].
- (2) 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:

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

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

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

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. Teräsvirta (1994) propõe que o valor do parâmetro d seja igual àquele que minimiza o p -valor 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).

Após a execução do teste de linearidade, estima-se o modelo por meio do método de mínimos quadrados não lineares. Se necessário, subtraem-se os *lags* estatisticamente não significantes.

Estimação, avaliação e interpretação

Nesta seção, serão apresentados e discutidos os resultados obtidos no teste de linearidade e, finalmente, as saídas das estimações dos modelos STAR para os índices do volume de vendas geral do comércio varejista e mais três segmentos. O intuito principal da estimação não se resume apenas em observar se o volume de vendas é caracterizado ou não por um movimento assimétrico, mas também compreender o comportamento de sua dinâmica nos últimos oito anos.

Entretanto, a interpretação dos coeficientes estimados, por si só, do modelo STAR pode trazer conclusões não 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 autorregressiva para os regimes extremos $F(S_{t-d}) = 0$ (baixo crescimento) ou $F(S_{t-d}) = 1$ (alto crescimento). O cálculo das raízes características possibilita um tipo de informação relevante a respeito do comportamento da dinâmica local da série, ou seja, se em cada regime o volume de vendas apresentar uma trajetória explosiva ou estacionária. Desse modo, as raízes características são computadas dado:

$$z^p - \sum_{j=1}^p (\hat{\pi}_{1j} + \hat{\pi}_{2j}F)z^{p-j} = 0 \quad (4)$$

Calculadas as raízes da equação (4), obtém-se o módulo de cada uma delas.³ Considerando os casos extremos em que a função de transição assume valor 0 ou 1, há dois potenciais “valores de equilíbrios” ou atratores:

³ Isso se deve ao fato de ser muito comum a incidência de raízes complexas; nesse 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)].

a) No estado de baixo crescimento o sistema tende a $\pi_{10}/(1 - \sum \pi_{1i})$.

b) No estado de alto crescimento o sistema tende a $\pi_{20}/(1 - \sum \pi_{2i})$.

Desse modo, se o módulo da raiz característica é igual a 0, há um salto imediato para o atrator ou valor de equilíbrio do regime. A existência de apenas uma raiz, com módulo maior ou igual a 1, implica uma dinâmica explosiva e que o volume de vendas cresça indefinidamente até que haja um choque suficiente para promover uma mudança de fase. Nos casos intermediários, a dinâmica é estacionária e, portanto, a velocidade de ajustamento para o atrator é inversamente proporcional ao módulo da maior raiz característica. Outro aspecto interessante a observar, como verificado em Skalin & Teräsvirta (1999), são os valores assumidos pela função de transição ao longo do tempo, possibilitando, assim, identificar visualmente o regime ao qual cada observação pertence.

Dados

Os dados dos índices do volume de vendas geral; hipermercado e supermercados; tecidos, vestuários e calçados; e de móveis e eletrodomésticos foram obtidos do Ipeadata, com ajuste sazonal, para o período mensal de 2000:1 a 2008:1. Pelo fato de as séries serem integradas de ordem 1, a transformação na primeira diferença foi realizada. Executou-se também a transformação logarítmica no nível de todas as séries.

Resultados

Um quadro resumo contendo as principais informações dos modelos estimados $AR(p)$, para as quatro séries, é apresentado a seguir:

Quadro 1

Índice	p	AIC	JB (Jarque-Bera)	Atrator
Geral	4	-431,47	1,87 (0,392)	0,0031
Supermercados e hipermercados	11	-36157	59,71 (0,000)	0,0026
Tecidos, vestuários e calçados	2	-224,12	468,20 (0,000)	0,029
Móveis e eletrodomésticos	5	-242,14	0,86 (0,647)	0,0075

Com base na estrutura autorregressiva dos modelos lineares $AR(p)$, o teste de linearidade é executado. Optou-se por utilizar a variação mensal do índice defasado em d , $s_{t-d} = \Delta x_{t-d}$ para definição do movimento de transição. A Tabela 1 apresenta os resultados do teste de linearidade.

Tabela 1

Resultados do teste de linearidade

Índice	$s_{t-d} = \Delta x_{t-d}$	
	d	p -valor
Geral	2	0,0419
Supermercados e hipermercados	2	0,0952
Tecidos, vestuários e calçados	4	0,0028
Móveis e eletrodomésticos	1	0,0096

Para todos os testes realizados há indicação de que as séries podem ser modeladas de acordo com o LSTAR. Mesmo que o teste para o índice de vendas de supermercados e hipermercados rejeite a hipótese nula de linearidade a 10% de significância, o modelo foi estimado.⁴

⁴ Mesmo que o teste tenha indicado baixa evidência de um comportamento não linear, uma vez que há rejeição da hipótese nula a um nível alto de significância, o modelo foi estimado e mostrou-se satisfatório em termos dos critérios de informação, assimetria e curtose.

A seguir são apresentados os resultados das estimativas dos modelos LSTAR para todos os índices de vendas pelo método de mínimos quadrados não lineares.

Índice geral de vendas

Considerando o modelo do índice geral de vendas, o parâmetro de suavidade não apresenta valor estimado muito elevado. Dessa maneira, a transição entre regimes é mais suave e a existência de regimes intermediários é frequente. De acordo com o valor estimado do limiar, há alternância entre regimes de baixo e alto crescimento quando a variação da venda no comércio varejista em geral é maior que -1,2% em $t - 2$.

$$\Delta x_t = (0,749\Delta x_{t-4})(1 - F(\Delta x_{t-2})) + (0,003 + 0,117\Delta x_{t-1})F(\Delta x_{t-2})$$

(0,266)	(0,001)	(0,110)
[0,006]	[0,011]	[0,289]

$$F(\Delta x_{t-2}) = 1 / (1 + \exp(-13,57(\Delta x_{t-2} + 0,012)))$$

(0,004)
[0,007]

$AIC = -431,28$	$LM(1) = 0,76(0,38)$
$Assimetria = -0,30(0,24)$	$LM(2) = 0,65(0,52)$
$Curtosis = 0,47(0,37)$	$LM(3) = 1,00(0,39)$
$JB = 2,26(0,32)$	$LM(4) = 1,46(0,22)$

Ao analisar os regimes definidos pelos extremos da função de transição, temos que o atrator do Regime 1 ($F = 0$) é nulo, uma vez que a constante foi retirada do modelo, pois não se apresentou estatisticamente significativa, ao passo que o Regime 2 ($F = 1$) contém um atrator igual a $0,0034 = [0,003 / (1 - 0,117)]$. Como o módulo da maior raiz característica do regime de baixo crescimento é igual a 0,93, há um alto grau de persistência na trajetória de retorno ao equilíbrio de longo prazo. De outro modo, quando a taxa de

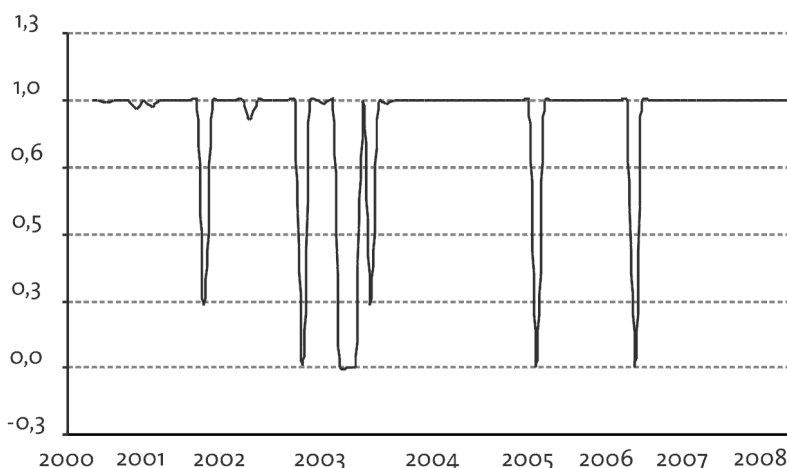
crescimento do volume de vendas em um determinado mês ultrapassa o patamar de -1,2%, o comportamento para o equilíbrio de longo prazo é repentino, uma vez que se espera que apenas 12% do crescimento anterior do volume de vendas persista no próximo período.

As estatísticas do resíduo indicam que os dois modelos são apropriados. São apresentados o p-valor do teste Jarque-Berra e o teste LM de autocorrelação serial modificado para o LSTAR, conforme Eitrheim & Teräsvirta (1996).

A Figura 1 ilustra o valor assumido pela função de transição em razão do tempo, o que possibilita associar cada mês ao seu regime de crescimento. Ou seja, quando F assume valor 1 na figura, traz indicações de que aquele mês específico está presente no regime de alto crescimento, ao passo que, se $F = 0$, pertence ao regime de baixo crescimento.

A maior concentração de observações nos regimes em que $\Delta x_{t-2} < -0,012$ (baixo crescimento) são os anos de 2002 a 2003, provável consequência do fraco desempenho da economia brasileira nesse período.

Figura 1
F(.) em função do tempo para o modelo do índice geral de volume de vendas



Índice de vendas de supermercados e hipermercados

No modelo para o índice do volume de vendas de supermercados e hipermercados, pelo fato de conter o parâmetro de suavidade bem elevado, há alternância entre os regimes extremos, quase que instantaneamente, assemelhando-se muito ao modelo TAR. Portanto, quando a taxa de crescimento de vendas em supermercados e hipermercados supera 1,2% em $t - 2$, o sistema entra no regime de alto crescimento. O módulo da maior raiz característica é igual a 1,26, indicando uma trajetória localmente explosiva.

No Regime 1, o módulo da maior raiz característica é igual a 0,961, trazendo indícios de uma forte persistência nos próximos períodos, consistente com um comportamento de quase passeio aleatório. Assim, o grau de persistência da trajetória para o equilíbrio é gradual. Vale salientar que o equilíbrio de longo prazo nesse regime é igual a zero.

$$\Delta x_t = (0,297 \Delta x_{t-3} + 0,328 \Delta x_{t-5} - 0,389 \Delta x_{t-11})(1 - F(\Delta x_{t-2}))$$

(0,095)	(0,122)	(0,097)
[0,002]	[0,008]	[0,000]

$$(-2,184 \Delta x_{t-3} - 0,702 \Delta x_{t-4} + 1,265 \Delta x_{t-8}) F(\Delta x_{t-2})$$

(0,527)	(0,238)	(0,441)
[0,000]	[0,004]	[0,005]

$$F(\Delta x_{t-2}) = 1 / (1 + \exp(-143,85(\Delta x_{t-2} - 0,0120)))$$

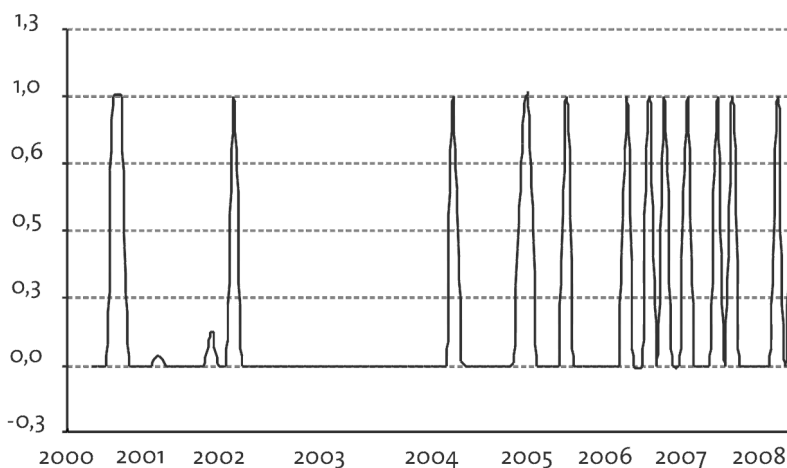
(0,0002)
[0,0000]

$AIC = -369,72$	$LM(1) = 2,16(0,14)$
$Assimetria = -0,24(0,36)$	$LM(2) = 1,27(0,28)$
$Curtosis = 1,30(0,018)$	$LM(3) = 2,06(0,11)$
$JB = 6,88(0,032)$	$LM(4) = 0,73(0,57)$

A Figura 2 apresenta a trajetória da função de transição ao longo do tempo. Grande parte das variações mensais está concentrada nos extremos da função de transição, resultado do alto valor do parâmetro de suavidade. O regime de alto crescimento concentra-se praticamente no período de 2006 a 2008, resultado este advindo possivelmente do aquecimento econômico vivido pelo Brasil nos últimos anos.

Figura 2

F(.) em função do tempo para o modelo do índice de volume de vendas de supermercados e hipermercados



Tecidos, vestuários e calçados

No modelo para o índice do volume de vendas de tecidos, vestuários e calçados, os regimes de crescimento são dados praticamente pelos extremos da função de transição, uma vez que o parâmetro de suavidade também é elevado. Haveria ocorrência de regimes intermediários, se Δx_{t-2} estiver de fato muito próximo ao limiar. Esse coeficiente estimado é bastante negativo, indicando

que há ocorrência da fase de alto crescimento quando o índice de vendas desse segmento é maior do que -3,24% aproximadamente.

$$\Delta x_t = (1,8396\Delta x_{t-1} + 1,8634\Delta x_{t-2}) (1 - F(\Delta x_{t-4}))$$

(0,4304)	(0,4488)
[0,0000]	[0,0001]

$$(0,0098 - 0,5096\Delta x_{t-1} - 0,3019\Delta x_{t-2} - 0,2175\Delta x_{t-4} - 0,1920\Delta x_{t-5}) F(\Delta x_{t-4})$$

(0,0031)	(0,0927)	(0,0901)	(0,1186)	(0,0946)
[0,0023]	[0,0000]	[0,0012]	[0,0703]	[0,0457]

$$F(\Delta x_{t-4}) = 1/(1 + \exp(-194,44(\Delta x_{t-4} + 0,0324)))$$

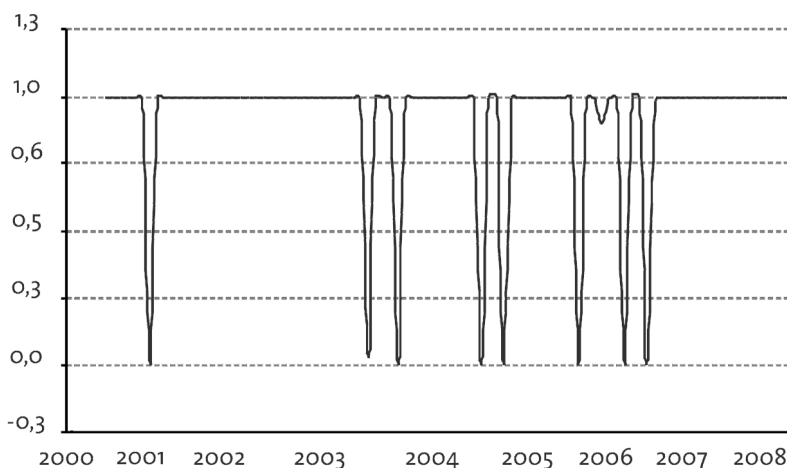
(0,0004)
[0,0000]

<i>AIC</i> = -246,91	<i>LM</i> (1) = 1,46(0,23)
<i>Assimetria</i> = 0,20(0,42)	<i>LM</i> (2) = 1,46(0,23)
<i>Curtosis</i> = -0,26(0,62)	<i>LM</i> (3) = 2,14(0,10)
<i>JB</i> = 0,90(0,63)	<i>LM</i> (4) = 1,80(0,14)

Quando $F = 0$, o comportamento é explosivo, uma vez que o módulo da maior raiz característica é igual a 2,56, enquanto no regime de alto crescimento o maior módulo entre as cinco raízes características existentes é igual a 0,81, indicando uma trajetória de intensa persistência no retorno ao atrator 0,0044. A Figura 3 apresenta a evolução da função de transição ao longo do tempo. Mesmo que o limiar seja muito negativo, é possível encontrar um número considerável de observações pertencentes ao regime de baixo crescimento, ou seja, variações mensais menores do que -3,24%, principalmente entre 2003 e 2006, possível reflexo do baixo desempenho da economia brasileira no período.

Figura 3

F(.) em função do tempo para o modelo do índice de volume de vendas de tecidos, vestuários e calçados



Móveis e eletrodomésticos

Por fim, no modelo para o índice de volume de vendas de móveis e eletrodomésticos o valor do parâmetro de suavidade também é elevado. O limiar estimado é negativo e igual a $-0,0235$. Quando Δx_{t-1} é maior do que $-2,35\%$, o sistema imediatamente retorna ao atrator $0,0072$, ou equivalentemente retorna a uma taxa de crescimento de longo prazo igual a $0,72\%$. No entanto, se o volume de crescimento de vendas em $t - 1$ for menor do que $-2,35\%$, valor muito negativo, o módulo da raiz característica é igual a $3,47$, indicando um comportamento altamente explosivo da trajetória do volume de vendas.

$$\Delta x_t = \begin{pmatrix} -0,116 & -3,471\Delta x_{t-1} \\ (0,027) & (0,715) \end{pmatrix} (1 - F(\Delta x_{t-1})) + \begin{pmatrix} 0,0072 \\ (0,0028) \\ [0,0120] \end{pmatrix} F(\Delta x_{t-1})$$

$$F(\Delta x_{t-1}) = 1 / (1 + \exp(-482,07(\Delta x_{t-1} + 0,0235)))$$

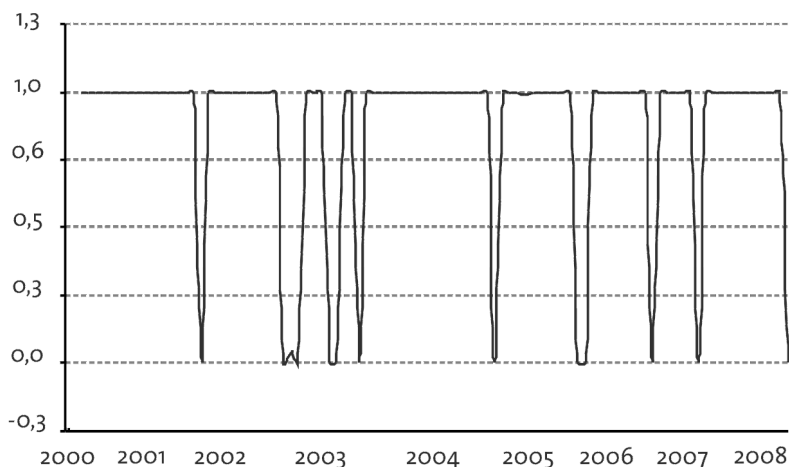
(0,0008)
[0,0000}

<i>AIC</i> = -256,89	<i>LM</i> (1) = 0,43(0,51)
<i>Assimetria</i> = -0,25(0,32)	<i>LM</i> (2) = 0,22(0,80)
<i>Curtosis</i> = 0,02(0,96)	<i>LM</i> (3) = 0,43(0,73)
<i>JB</i> = 1,02(0,60)	<i>LM</i> (4) = 0,37(0,82)

A Figura 4 apresenta a evolução da função de transição ao longo do tempo para os oito anos em análise. Assim como no caso anterior, mesmo que o limiar seja bastante negativo, ainda assim é possível encontrar muitas observações no regime de baixo crescimento, principalmente no período de 2001 a 2003.

Figura 4

F(.) em função do tempo para o modelo do índice de volume de vendas de móveis e eletrodomésticos



Conclusão

O principal intuito deste artigo foi melhor compreender a dinâmica do volume de vendas do comércio varejista para, pelo menos, três representatividades: supermercados e hipermercados; tecidos, vestuários e calçados; e móveis e eletrodomésticos, além do índice geral. Foram utilizados os modelos LSTAR que permitem caracterizar melhor a trajetória da taxa de crescimento do volume de vendas por meio de mudança de regimes. Sendo assim, pode-se vislumbrar qual a dinâmica de cada setor do comércio varejista quando estão inseridos nos diferentes tipos de regimes.

O teste de linearidade indicou que é apropriado modelar a série por meio do LSTAR. Foram estimados no total quatro modelos por mínimos quadrados não lineares. E a partir dos coeficientes foi possível calcular os atratores ou valores de equilíbrio, assim como o módulo das raízes características que irão fornecer a dinâmica do volume de vendas em cada regime de crescimento. Optou-se neste trabalho por analisar o comportamento da série para os casos extremos em que $F = 0,1$. A Tabela 2 sintetiza os principais resultados dos modelos estimados, e a Tabela 3 apresenta um resumo da dinâmica de comportamento em cada regime.

Tabela 2

Principais resultados

Séries	Limiar (<i>Threshold</i>)	d	Valor de equilíbrio de longo prazo		Módulo da maior raiz característica	
			Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
Geral	-1,20%	2	0,0%	0,34%	0,93	0,12
Supermercados e hipermercados	1,20%	2	0,0%	-	0,96	1,26
Tecidos, vestuários e calçados	-3,23%	4	-	0,44%	2,57	0,81
Móveis e eletrodomésticos	-2,35%	1	-	0,72%	3,47	0,00

Tabela 3

Resumo do comportamento de cada regime de crescimento

Séries	Regime 1 – Baixo Crescimento (F = 0)
Geral	Quando em t-2 a taxa de crescimento é menor do que -1,20%, 93% desse valor persiste no movimento em direção ao valor de equilíbrio 0,0%.
Supermercados e hipermercados	Quando em t-2 a taxa de crescimento é menor do que +1,20%, 96% desse valor persiste no movimento em direção ao valor de equilíbrio 0,0%.
Tecidos, vestuários e calçados	Quando em t-4 a taxa de crescimento é menor do que -3,23% há um movimento explosivo.
Móveis e eletrodomésticos	Quando em t-1 a taxa de crescimento for menor do que -2,35% há um movimento explosivo.
	Regime 2 – Alto Crescimento (F = 1)
Geral	Quando em t-2 a taxa de crescimento é maior do que -1,20, 12% desse valor persiste no movimento em direção ao valor de equilíbrio 0,34%.
Supermercados e hipermercados	Quando em t-2 a taxa de crescimento é maior do que +1,20% há um movimento explosivo.
Tecidos, vestuários e calçados	Quando em t-4 a taxa de crescimento é maior do que -3,23%, 81% desse valor persiste no movimento em direção ao valor de equilíbrio 0,44%.
Móveis e eletrodomésticos	Quando em t-1 a taxa de crescimento for maior do que -2,35% há um salto imediato para o valor de equilíbrio 0,72%.

Por meio dos resultados apresentados é possível depreender que tecidos, calçados e vestuários, assim como móveis e eletrodomésticos, apresentam trajetória explosiva no regime de baixo crescimento. Quando a variação mensal no volume de vendas é muito negativa, há uma tendência de violenta reversão nos períodos subsequentes, até o instante em que haja um choque que promova uma nova mudança de fase. Como o limiar é um valor muito baixo, o regime em que $F = 1$ engloba variações mensais da série, tanto negativas como positivas. Dessa maneira, se o segmento de tecidos, calçados e vestuários atinge uma variação mensal negativa, entretanto maior do que -3,23%, há uma persistência na trajetória de retorno do atrator (valor de equilíbrio) de 0,44%.

Mesmo que haja um forte crescimento positivo do volume de vendas, cerca de 81% desse crescimento persiste no período subsequente. No setor de móveis e eletrodomésticos, quando a variação mensal do volume de vendas é maior do que -2,35%, há um salto instantâneo para o atrator 0,72%. Essa distinção implica que, mesmo em taxas de crescimento negativas, nesse caso maiores do que -2,35%, a variação mensal do volume de vendas retorna ao equilíbrio de longo prazo.

Podem-se tirar algumas conclusões a respeito dessas duas atividades. A primeira é que há uma intensa recuperação do volume de vendas no caso de uma expressiva queda. Isso pode estar relacionado ao acirramento da competição verificado desde o final da década de 1990 entre os grupos de varejo. Quando ocorre uma expressiva queda nas vendas, há uma tendência de redução de preços, ou mesmo, facilidades nas formas de financiamentos, fazendo com que a demanda pelos produtos aumentasse consideravelmente.

A segunda conclusão é que um momento de forte crescimento das vendas não é sustentado para o segmento de móveis e eletrodomésticos. Talvez um dos principais fatores para explicar esse tipo de comportamento seja a preponderância da comercialização de bens de consumo semiduráveis e duráveis. A compra desses produtos não ocorre com grande frequência, uma vez que seu consumo tem maior vida útil. Nos períodos subsequentes, a taxa de crescimento tende a 0,72%, atrator do regime, isso sem levar em consideração novos choques capazes de alterar esse equilíbrio. E, por fim, o segmento de tecidos, vestuários e calçados sustenta por muitos períodos um alto crescimento no volume de vendas. Além de incluir uma grande quantidade de bens não duráveis para venda, esse segmento comercializa uma parcela de produtos com elevada elasticidade-renda. Ou seja, é dependente em larga medida da massa salarial como apontam Santos & Costa (1997).

Portanto, não há nenhuma característica inerente a essas duas atividades que puxem o volume de vendas para patamares muito negativos de crescimento, uma vez que as raízes características do regime de alto crescimento são estacionárias. Entretanto, percebe-se um comportamento de saída violenta do regime de baixo crescimento, indicando que quedas expressivas das variações mensais do volume de vendas tendem a ter curta duração.

No que tange ao segmento de supermercados e hipermercados, temos um limiar positivo. Quando o volume de vendas ultrapassa 1,2%, há um movimento agressivo na transição do regime de alto crescimento para o de baixo crescimento. Ou seja, períodos em que volume de vendas atinge patamares bastante elevados tendem a ter curta duração e queda vigorosa. Era de se esperar que esse segmento, por incluir bens de consumo não duráveis, se caracterizasse por uma forte persistência no movimento de retorno ao atrator caso atingisse o regime de alto crescimento. No entanto, vale ressaltar que são poucos os períodos em que há uma taxa de crescimento maior do que o limiar estimado, como pode ser atestado na Figura 2. Boa parte das variações mensais positivas está concentrada abaixo desse valor. Assim, quando o volume de vendas é menor do que 1,2%, haverá uma forte persistência na trajetória de retorno ao atrator igual a zero. O regime de baixo crescimento também engloba valores negativos. Uma queda expressiva do volume de vendas demora a dissipar-se e atingir o equilíbrio. Um possível fator para a forte persistência no regime de baixo crescimento pode estar ligado a um ajuste lento de preços em relação, por exemplo, à queda de consumo. Como, em geral, o setor de supermercados e hipermercados trabalha com margens mais baixas, pode haver uma relutância no reajuste de preços, justamente para não influenciar negativamente o lucro. Além do que, um reajuste de preços para baixo carece de negociações com toda a cadeia produtiva.

Por fim, como já esperado, a dinâmica do índice geral de vendas no comércio varejista é de alta persistência no regime de baixo crescimento. Resultados de vendas muito negativos conduzem a um movimento em direção a zero bastante lento. De modo contrário, quando a taxa de crescimento é maior do que 1,2%, valor estimado do limiar, há uma dinâmica de baixa persistência em direção ao atrator 0,034%. Isso se deve ao fato de que, quando analisamos o índice geral, estamos incluindo na análise diversos tipos de bens, tanto os não duráveis como os duráveis. Portanto, há uma tendência geral do comércio varejista como um todo de não sustentar taxas de crescimento muito elevadas do volume de vendas por muitos períodos, assim como em momentos de forte queda sua recuperação é bastante gradual.

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.

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

DJIK, D. V.; FRANCES, P. H. Modeling multiple regimes in the business cycle. **Macroeconomic Dynamics**, v. 3, p. 311-340, 1999.

EITRHEIM, O.; TERÄSVIRTA T. Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. **Journal of Econometrics**, v. 74, p. 59-75, 1996.

ENDERS, W.; SANDLER, T. **Transnational terrorism 1968-2000: thresholds, persistence, and forecasts**. Development Research Group of the World Bank, 2004.

GALVÃO, A. B. C. Can non-linear time series models generate US business cycle asymmetric shape? **Economics Letters**, v. 77, p. 187-194, 2002.

GANDOLFO, G. **Economic dynamics**. Nova York: Springer Study Edition, 1997.

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

GUIDOLIN, S. M.; COSTA, A. C. R.; NUNES, B. F. Conectando indústria e consumidor: desafios do varejo brasileiro no mercado global. **BNDES Setorial**, n. 30, 2009.

HAGGAN, V., OZAKI, T. Modeling nonlinear random vibrations using an amplitude-dependent autoregressive time series model. **Biometrica**, v. 68, p. 189-196, 1981.

OLIVEIRA, G.; MACHADO, E. **Impactos verticais da concentração do setor varejista brasileiro**. Disponível em: <<http://www.fiesp.com.br/publicacoes/pdf/economia/pesquisavarejo.pdf>>. Acesso em 3 jul 2009.

NEFTCI, S. N. Are economic time series asymmetric over the business cycle. **The Journal of Political Economy**, v. 92, p. 307-328, 1984.

POTTER, S. M. A nonlinear approach to US GNP. **Journal of Applied Econometrics**, v. 10, p. 109-125, 1995.

SKALIN, J.; TERÄSVIRTA, T. Another Look at Swedish Business Cycles, 1861-1988. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, p. 359-378, 1999.

SANTOS, A. M. M.; COSTA, C. S. Características gerais do varejo no Brasil. **BNDES Setorial**, n. 5, 1997.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 4, p. 461-464, 1978.

SICHEL, D. E. Business cycle asymmetry: a deeper look. **Economic Inquiry**, v. XXXI, p. 224-236, 1993.

SMITH, P. A.; SUMMER, P. M. How well do Markov switching models describe actual business cycles? The case of synchronization. **Journal of Applied Econometrics**. v. 20, p. 253-274, 2005.

TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autorregressive models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 89, p. 208-218, 1994.

TSAY, R. S. Testing and modeling threshold autoregressive processes. **Journal of the American Statistical Association**, v. 84, p. 231-240, 1989.