

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA A TENDÊNCIA DE QUEDA DA TAXA DE LUCRO DOS EUA EM MODELOS DE ESPAÇO DE ESTADOS

Leonel Toshio Clemente¹

Eduardo Maldonado Filho²

RESUMO: A variável taxa de lucro é central para o entendimento da dinâmica capitalista. Considerando a importância dos EUA no capitalismo mundial e a importância da Lei da Queda tendência da Taxa de Lucro para a teoria Marxista, no presente artigo foi desenvolvido um modelo econométrico aplicando o Filtro de Kalman em modelos na forma de espaço de estados para identificar evidências para tendência de queda da taxa de lucro dos EUA. Este artigo foi estruturado em quatro seções além da introdução. Na Seção 2 foram apresentados os dados de Duménil e Lévy (2010) e, de forma resumida, os modelos de Duménil e Lévy (1993) e Basu e Manolakos (2012). Na Seção 3 apresentaram-se brevemente os modelos de espaço de estados de ciclos, tendência e intervenções. Na Seção 4 um modelo foi proposto, estimado e interpretado a partir de dados de Duménil e Lévy (2010). Por fim, na seção 5 serão inferidas conclusões a partir do modelo estimado na Seção 4 e foram comparados os resultados com os modelos apresentados na seção 2. Assim pôde-se identificar a queda da taxa de lucro, e dialogar com os resultados das pesquisas de Duménil e Lévy (1993), Basu e Manolakos (2012) e, principalmente, com as indagações de Marx.

Palavras chave: Marx, Econometria, Taxa de Lucro.

1 INTRODUÇÃO

A variável taxa de lucro é central para o entendimento da dinâmica capitalista. Abstraindo a existência de crédito e capital fictício, a taxa de lucro pode ser entendida como taxa de acumulação máxima e, por isso, esta taxa é um indicador de “saúde” do capitalismo.

O fenômeno da queda da taxa de lucro ao longo do tempo foi identificado por Smith (1996, p.138, 141, 184), o qual associou a queda ao aumento do número de agentes no mercado, o que gera redução das oportunidades de investimento e aumento dos salários. Posteriormente, Ricardo D. (1996, p.81-92) atribuiu a queda da taxa de lucro ao aumento da renda da terra e ao aumento do preço dos cereais. Em *O Capital*, Marx (1968) apresentou, em suas próprias palavras, “a mais importante Lei da Economia Política Moderna” (MARX, 1993, p.748), a Lei da queda tendencial da taxa de lucro, que desvenda o mistério sobre a queda da taxa de lucro. Segundo tal Lei, as forças da concorrência entre capitalistas e do conflito entre capitalistas e trabalhadores geram a tendência ao aumento da composição orgânica do capital. Este aumento tendencial da composição orgânica implica, *ceteris paribus*, redução da taxa de lucro, uma vez que a taxa de lucro tem relação matemática inversa com a composição orgânica do capital.

Porém, verifica-se empiricamente uma tendência de queda³ da taxa de lucro ao longo dos séculos?

¹ Doutorando do PPGE-UFRGS. Bolsista Capes e CNPQ.

² Doutor em Ciências Econômicas.

Este problema de pesquisa foi apresentado por Marx⁴ *apud* Leontief (1938, p.87) em carta para Engels, na qual o autor relata suas tentativas de identificar ciclos econômicos e suas leis a partir de dados estatísticos:

Contei a Moor uma estória (*geschichte*) com que venho lutando no íntimo durante muito tempo. Ele pensa, contudo, que o problema é insolúvel, ou, pelo menos, insolúvel atualmente, porquanto envolve numerosos fatores ainda a determinar. O problema é o seguinte: Você conhece as tabelas que representam preços, taxas de desconto etc., sob a forma de zigue-zagues que flutuam para cima e para baixo. Tentei repetidamente computar esses “*ups and downs*” (Marx utiliza a expressão inglesa) – com o objetivo de fazer uma análise dos ciclos econômicos – como curvas irregulares e, assim, calcular matematicamente as principais leis das crises econômicas. Acredito ainda que a tarefa possa ser realizada com base em material estatístico criticamente selecionado. (Marx *apud* Leontief, 1938, p.87)

Portanto, a busca por padrões de comportamento em variáveis que afetem os ciclos econômicos, como a taxa de lucro, é um problema de pesquisa que interessou o próprio elaborador da Lei da queda tendencial da taxa de lucro.

Duménil e Lévy (1993), e Basu e Manolakos (2012) construíram modelos econométricos utilizando dados seculares da taxa de lucro dos Estados Unidos da América, os quais são disponibilizados com atualizações em Duménil e Lévy (2010).

Neste contexto, e considerando a importância dos EUA no capitalismo mundial, no presente artigo busca-se desenvolver modelos econométricos aplicando o Filtro de Kalman em modelos na forma de espaço de estados para identificar evidências para tendência de queda da taxa de lucro dos EUA. Desta forma, pretende-se dialogar com os resultados das pesquisas de Duménil e Lévy (1993), Basu e Manolakos (2012) e, principalmente, com as indagações de Marx. Para tanto, este artigo será estruturado em quatro seções além desta introdução. Na Seção 2 serão apresentados os dados de Duménil e Lévy (2010) e, de forma resumida, os modelos de Duménil e Lévy (1993) e Basu e Manolakos (2012). Na Seção 3 será apresentado brevemente os modelos de espaço de estados de ciclos, tendência e intervenções. Na seção 4 um modelo será proposto, estimado e interpretado a partir de dados de Duménil e Lévy (2010). Por fim, na seção 5 serão inferidas conclusões a partir do

³ Há duas interpretações para o termo tendência de queda: a primeira entende o termo como sinônimo de propensão à queda e, para esta interpretação, não há como identificar evidências ou questioná-la empiricamente. A segunda interpretação, da tendência como tendência temporal, é passível de verificação empírica. Neste artigo objetiva-se testar a tendência como tendência temporal.

⁴ Carta de Karl Marx para Friedrich Engels, datada de 31 de maio de 1875.

modelo estimado na Seção 4 e serão comparados os resultados com os modelos apresentados na seção 2.

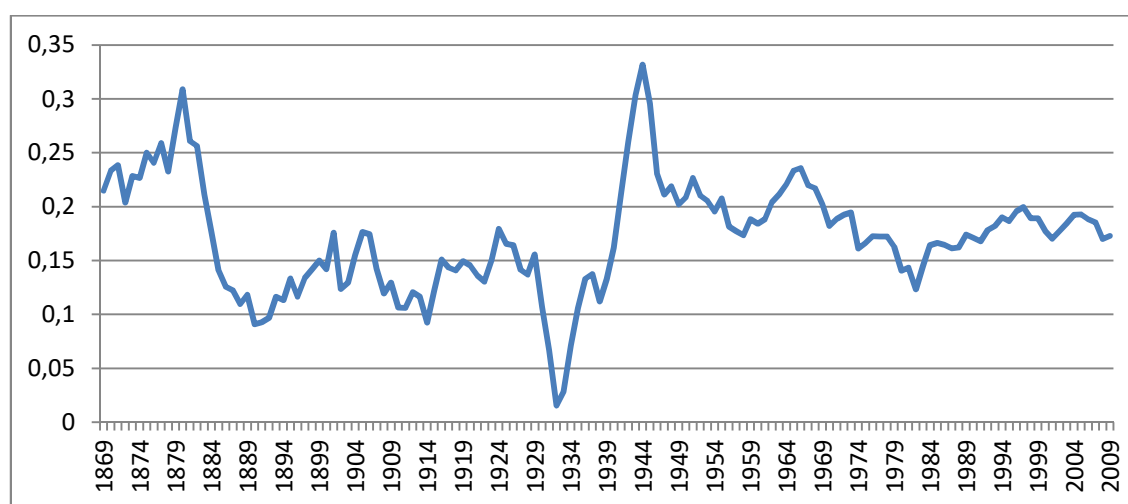
2 DADOS E ESTIMAÇÕES DE DUMÉNIL E LÉVY E DE BASU E MANOLAKOS

Nesta seção serão apresentados, primeiramente, os dados estimados por Duménil e Lévy (2010), discutindo brevemente a metodologia de cálculo da taxa de lucro. Posteriormente, na subseção 2.2 e 2.3 respectivamente, serão apresentados os modelos de Duménil e Lévy (1993) e Basu e Manolakos (2012).

2.1 Dados estimados por Duménil e Lévy (2010)

Os dados de Duménil e Lévy (2010) são referentes aos EUA e contemplam o período entre 1869 e 2009. O Gráfico 1 apresenta estes dados:

GRÁFICO 1 – TAXA DE LUCRO DOS EUA ENTRE 1869 E 2009



Fonte: Duménil e Lévy (2010)

É possível detectar intuitivamente um movimento ondulatório na série. Em termos de tendência, é difícil identificar visualmente uma queda secular.

Sobre a possibilidade de quebras estruturais, é possível visualizar um movimento abrupto de queda na década de 1880, em que havia crise financeira nos EUA. Esta crise perdurou entre 1873 e 1896 e seu estopim foi o colapso na Bolsa de Viena, o que resultou em falências de bancos europeus e norte-americanos. Posteriormente, nos anos seguintes a 1929 houve outra queda abrupta, correspondente ao período de crise financeira nos EUA. Na década de 1940 nota-se um aumento excepcional na taxa de lucro, o que pode ser explicado pela queima de capital que ocorreu durante a segunda guerra mundial. Então, durante o pós-guerra até o início dos anos 1980, a taxa de lucro diminui. O início do período de queda corresponde à década de ouro do capitalismo e foi marcado pela propagação do estado de bem estar social. Porém, com a redução da taxa de lucro os EUA à níveis inferiores à 15%, a economia americana começou a apresentar baixas taxas de crescimento

no final da década de 1970. Dos 1980 até 2009 houve uma recuperação gradativa da taxa e, *pari passu*, houve propagação de políticas neoliberais, com consequente expansão das transações comerciais internacionais dos EUA e aumento dos níveis de salário abaixo do aumento da produtividade, como se pode verificar em Shaikh (2011). A partir de meados dos anos 1980 até o fim do período em análise as políticas anticíclicas constantes marcaram o período conhecido como a grande moderação.

2.2 Modelo de Duménil e Lévy

Em *The Economics of Profit Rate*, publicado por Duménil e Lévy em 1993, os autores desenvolveram um modelo econométrico para compreender os movimentos da taxa de lucro. Primeiramente, Duménil e Lévy (1993, p. 262 – 284) realizam uma discussão teórica sobre as relações entre a taxa de lucro e as variáveis que a afetam. Segundo os autores, a relação entre a taxa de lucro e as variáveis que a afetam não é unidirecional. A taxa de lucro se relaciona matematicamente, de forma contábil, com a produtividade do capital (*proxy* para tecnologia) e com os salários, que compõem o cálculo da variável participação dos lucros. Porém, por outro lado, a taxa de lucro influencia temporalmente a produtividade do capital e os salários.

Estas relações são representadas por Duménil e Lévy (1993, p. 262 – 284) em três equações, as quais complementam a equação da taxa de lucro, a causalidade mútua das variáveis e a inter-relação entre os componentes da taxa de lucro. Desta forma, o modelo dinâmico desenvolvido pelos autores para uma economia capitalista é formado por três equações, como segue⁵:

$$\ln \frac{K}{L} = a_1 + lL(t) + b \ln w$$

$$\ln \frac{Y}{L} = c + d \ln w$$

$$\rho(w) = f + g\rho(r) + h \ln r$$

Onde: $L(t)$, tendência logística, definida por $L(t) = \left[\frac{\exp \frac{t-\bar{t}}{\Delta}}{1 + \exp \frac{t-\bar{t}}{\Delta}} \right]$, em que $t = (\text{ano} - 1900)$, \bar{t} é o ano de inflexão da função $L(t)$, e Δ é um parâmetro que define a inclinação de $L(t)$ no ponto de inflexão;

K , estoque de capital fixo;

L , número de horas trabalhadas por assalariados e trabalhadores autônomos;

⁵O coeficiente d foi estimado por Duménil e Lévy (1993, p.272) regredindo a equação $\ln \frac{Y}{L} = c + d \ln w$ por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A estimação deste coeficiente gerou um valor de d próximo a 1 e, com o objetivo de simplificar a estimação do sistema de equações, os autores o consideraram como sendo igual a um.

Y , Produto Nacional Líquido em Dólares constantes;
 w , salário por hora deflacionado pelo deflator NNP;
 K/L , razão capital trabalho;
 Y/L , produtividade do capital;
 ρ , operador de primeira diferença;
 r , taxa de lucro;
 a, l, b, c, d, f, g e h , parâmetros estimados.

A taxa de lucro é definida por:

$$r = \left(\frac{Y}{L} - w \right) / \frac{K}{L}$$

Segundo Duménil e Lévy (1993, p. 262 – 284) este modelo dinâmico representa as relações de muito longo prazo, ou seja, de flutuações e tendências históricas.

Após a formalização, Duménil e Lévy (1993) estimaram o modelo dinâmico, utilizando o modelo não linear da classe SUR (*seemingly unrelated regression*)⁶ aplicado à seus dados entre 1869 e 1992, com o *software* SAS/ETS, e obtiveram a seguinte estimativa para as equações (DUMÉNIL E LÉVY, 1993, p. 282, 283):

$$\ln \frac{K}{L} = \underbrace{0,440}_{t_c=5,0} + \underbrace{3,12}_{t_c=9,5} \left[\frac{\exp(t - \underbrace{34,6}_{t_c=86,5}) / \underbrace{13,5}_{t_c=22,7}}{1 + \exp(t - 34,6)/13,5)} \right] + \underbrace{2,67}_{t_c=16,5} \ln w$$

$$+ \underbrace{0,289}_{t_c=4,7} u + \underbrace{0,523}_{t_c=2,8} v$$

$$\ln \frac{Y}{L} = \underbrace{2,67}_{t_c=1,5} + \ln w + \underbrace{0,525}_{t_c=23,6} u + \underbrace{0,128}_{t_c=1,9} v$$

$$\rho(w) = \underbrace{0,0414}_{t_c=22,3} + \underbrace{0,394}_{t_c=19,5} \rho(r) + \underbrace{0,0181}_{t_c=12,0} \ln r + \underbrace{0,184}_{t_c=9,0} u + \underbrace{1,1}_{t_c=12,0} v$$

Onde: t_c , estatística t de Student calculada para o respectivo parâmetro;

u , *proxy* da utilização da capacidade ociosa;

v , componente ricardiano de longo prazo do custo do trabalho (DUMÉNIL E LÉVY, 1993, p.280, 281).

⁶SUR, também denominado *joint generalized least squares* (JGLS) ou estimação de Zellner, é um método de mínimos quadrados generalizados (MQG) para a estimação de equações simultâneas. Como MQO, o método SUR assume que os regressores são independentes, mas SUR usa as correlações entre os erros das diferentes equações para melhorar as estimativas de regressão. Para tanto, o método requer uma regressão de MQO inicial para calcular resíduos, os quais são utilizados para estimar a matriz de covariância cruzada (SAS SUPPORT, 2012). Sua aplicação é consagrada na para estimar modelos de oferta e demanda. Os instrumentos não são necessários nos modelos SUR, porque o método assume que não há regressores endógenos. O método SUR foi proposto por Arnold Zellner (1962 et 1963) e suas aplicações estão resumidas em Perrón e Moon (2006, p. 1, 2)

Os coeficientes estimados indicam que há movimento ondulatório da taxa de lucro, da produtividade do trabalho, da relação capital-trabalho e dos salários. A onda mais extensa é a da taxa de lucro, a qual está correlacionada com a onda dos salários. O coeficiente do termo tendencial da equação da taxa de lucro indica uma tendência de queda da taxa de lucro. Todos os coeficientes foram significativos a 95% de confiança utilizando testes *t* de Student (DUMÉNIL E LÉVY, 1993, p.283).

2.3 Modelo de Basu e Manolakos

Basu e Manolakos (2010) afirmam que a falta de trabalhos empíricos é uma lacuna na discussão acerca da Lei da queda tendencial da taxa de lucro. Por isso os autores se propuseram a preencher esta lacuna, realizando o estudo empírico em duas partes. A primeira é uma análise da série temporal da taxa de lucro de 1948 a 2007. A segunda é a verificação da tendência de queda da taxa de lucro levando em conta as contratendências.

Na primeira parte, Basu e Manolakos (2010, p.12-17) realizam testes de raiz unitária e utilizam a metodologia de Box-Jenkins para fazer a análise da série temporal da taxa de lucro. Nesta parte os autores concluem que a taxa de lucro tem raiz unitária, ou seja, não é estacionária, e tem uma tendência estocástica não nula.

Partindo dos resultados da primeira parte, Basu e Manolakos (2010, p.22-32) testam a Lei da queda tendencial da taxa de lucro na segunda parte do trabalho. Para tanto, utilizando dados de 1948 a 2007 apresentados em Duménil e Lévy (2010), Basu e Manolakos (2010) utilizaram variáveis *proxys* de contratendência como regressores para controlar o efeito das contratendências. Assim, pôde-se testar a tendência de queda de forma mais rigorosa (BASU; MANOLAKOS, 2010, p.4), pois se separa a tendência de queda das forças de contratendência. Algebricamente, o modelo proposto pelos autores é:

$$\log(r_t) = \alpha + \gamma t + \beta_1 Z_{1t} + \beta_2 Z_{2t} + \beta_3 Z_{3t} + \beta_4 Z_{4t} + \mu_t$$

‘Onde: r_t = Taxa de lucro do período t

α = Termo constante

γ = Coeficiente de tendência temporal

Z_{1t} = Exploração do trabalho pelo capital

Z_{2t} = Desvio dos salários em relação ao valor da força de trabalho

Z_{3t} = Superpopulação relativa no mercado de trabalho

Z_{4t} = Preço relativo do capital constante

Basu e Manolakos (2010, p. 24) destacam que variável de contratendência Z_{4t} , preço relativo do capital constante, está presente no cálculo da composição do capital. Uma vez que a composição do capital é a razão entre o valor do capital constante e valor do capital variável, o preço relativo do capital constante está incorporado nesta variável.

A tendência temporal é considerada pelos autores como uma *proxy* da acumulação de capital, a qual gera a tendência de queda da taxa de lucro: “O passar do tempo é uma *proxy* para a acumulação do capital [...]”(BASU; MANOLAKOS, 2010, p. 24).

Após regredir o modelo, Basu e Manolakos (2010, p.26) não puderam utilizar o Teste t de Student e Teste F de Snedecor para testar a significância dos parâmetros, porque os resíduos gerados pela regressão não seguiram distribuição normal.

As maiores dificuldades enfrentadas por Basu e Manolakos (2010, p.27) decorrem do fato de as distribuições das variáveis do modelo serem muito distintas. Ou seja, a distribuição da variável de tendência determinística, dos desvios dos salários em relação ao valor da força de trabalho (estacionária), e a superpopulação relativa e o preço relativo do capital (não estacionárias), têm distribuições muito distintas. Por este motivo, para testar a significância dos parâmetros, Basu e Manolakos (2010) construíram uma função de distribuição probabilística a partir do movimento Browniano. Esta função pôde ser simulada a partir do método de Monte Carlo.

Porém, como o objetivo dos autores era verificar a existência de uma tendência de queda na taxa de lucro dos EUA, e não explicar os movimentos da taxa de lucro, Basu e Manolakos (2010) não interpretaram os coeficientes que representam a relação de cada variável de contratendência com a taxa de lucro. Ou seja, as variáveis de contratendência foram utilizadas apenas como variáveis de controle, necessárias para estimar uma tendência da taxa de lucro livre dos efeitos de contratendência. A estimação da tendência na regressão de Basu e Manolakos (2010) constatou que a taxa de lucro tem tendência de queda.

3 UMA BREVE DESCRIÇÃO DOS MODELOS DE ESPAÇO DE ESTADOS COM COMPONENTES NÃO OBSERVÁVEIS

Em modelos na forma de *espaço de estados* utiliza-se o filtro de Kalman para a atualização dos componentes não observáveis. Nesta seção serão apresentados brevemente os modelos de espaço de estados para séries anuais e seus componentes, os quais são estimados pelo filtro de Kalman. Para aplicação deste filtro foi utilizado o *software Stamp 5.0*.

Diferentemente de Basu (2010), o modelo aqui desenvolvido buscará utilizar todos os dados disponibilizados por Dúmenil e Lévy (2010), de 1869 a 2009, e não apenas para o período de 1948 a 2009. Esta decisão decorre do entendimento de que a queda da taxa de lucro é uma tendência secular. Além disso, do ponto de vista estatístico, o aumento do horizonte da amostra proporciona maior robustez ao modelo, mais graus de liberdade e maior aproximação das propriedades assintóticas dos estimadores. Por outro lado, utilizar dados de taxa de lucro referentes ao século XIX inviabiliza a construção de *proxys* de variáveis de contratendência, as quais poderiam ser utilizadas para a formação de um modelo estrutural multivariado. Assim, em função da falta de dados para a construção de *proxys* para períodos longínquos, os modelos desenvolvidos neste artigo serão univariados.

A seguir, as seções 3.1 a 3.3 apresentam os elementos que serão utilizados no modelo estrutural

3.1 Tendência

A tendência das séries pode ser expressa pelos componentes de nível e de inclinação. Para ilustrar o componente de nível, apresenta-se o modelo de nível local:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + e_t, & y_t &\sim NID(0, \sigma_e^2) \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \eta_t, & \mu_t &\sim NID(0, \sigma_\eta^2), \\ & & \forall t &= (1, \dots, T) \end{aligned}$$

Onde e_t é o resíduo dos valores previstos de y_t e η_t é o distúrbio no componente de nível. Ambos normalmente e independentemente distribuídos entre si.

Habitualmente chama-se a equação de y_t de equação das medidas, enquanto a equação de μ_t de equação dos estados.

O *software* Stamp 5.0 apresenta a razão entre σ_η^2 e σ_e^2 , que resulta no indicador *q-ratio* do componente de nível.

Para ilustrar o componente de tendência, apresenta-se o modelo de tendência linear local, que pode ser escrito:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + e_t, & e_t &\sim NID(0, \sigma_e^2) \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, & \eta_t &\sim NID(0, \sigma_\eta^2), \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t, & \zeta_t &= NID(0, \sigma_\zeta^2) \end{aligned}$$

$$\forall t = (1, \dots, T)$$

O *software Stamp 5.0* permite construir variações deste modelo geral. Por exemplo, o modelo com nível estocástico contém o elemento η_t , enquanto o modelo de nível fixo não, ou seja, tem σ_η^2 de valor nulo. Pode-se fazer um modelo sem nível, ou seja, sem o termo μ_t . Em relação à inclinação, esta pode ser estocástica, quando o modelo inclui ζ_t , ou não, se σ_ζ^2 for igual a zero. Para o caso específico de β_t seguir um processo autorregressivo de primeira ordem estacionário, diz-se que modelo tem um uma inclinação amortecida.

As diferentes combinações destas especificações das equações dos estados resultam em casos especiais do modelo de Tendência Linear Local, como mostra Koopman *et. al.* (1995, p.38): O modelo de Nível Local, ou *Random Walk* com Ruído, considera a tendência como um *random walk* e utiliza como especificação o nível estocástico e a inclinação nula. O nível local com *drift* utiliza o nível estocástico e a inclinação fixa. O *Smooth Trend* utiliza o nível fixo e a tendência aleatória, enquanto o modelo de *Dumped Trend* utiliza o nível estocástico e a tendência amortecida.

Koopman *et. al.* (1995, p.37, p.44) afirma que usualmente o modelo *Smooth Trend* é combinado com componentes cíclicos, pois frequentemente esta combinação gera uma decomposição interessante.

3.2 Ciclo

A modelagem dos ciclos utiliza funções seno e cosseno. Quando se especifica um ciclo determinístico, aplicam-se funções seno e cosseno somente. Para ciclos estocásticos, são considerados choques nos distúrbios do componente e um fator de amortecimento.

Para ilustrar a especificação de um ciclo, Koopman *et. al.* (1995, p.43) apresentam:

$$\begin{bmatrix} \psi_t \\ \psi_t^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{t-1} \\ \psi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_t \\ k_t^* \end{bmatrix}, \quad \forall t = (1, \dots, T)$$

Onde: λ_c , frequência em radianos, em que $0 < \lambda_c < \pi$;

k_t e k_t^* , distúrbios *white noise* não correlacionados entre si, com variância σ_k^2 ;

ρ , fator de amortecimento.

Assim, o período do ciclo é definido como $2\pi/\lambda_c$ e pode-se descrever uma série puramente cíclica pela equação de medidas que segue:

$$y_t = u + \psi_t + e_t$$

Em que u é a média da série y_t , e ψ_t e e_t são, respectivamente, o componente cíclico e o resíduo. A variância de y_t é, portanto, definida como a soma das variâncias do componente cíclico e do resíduo.

Porém, na maioria dos casos, os dados não têm média constante ao longo do tempo e, por isso, especificam-se modelos de tendência e ciclo, como neste artigo. Usualmente, utiliza-se o nível fixo na modelagem de séries cíclicas, ou seja, especifica-se um modelo cíclico com um *Smooth Trend* (KOOPTMAN, et. al., 1995, p. 37, p.44). Esta será a especificação utilizada no modelo estrutural deste artigo.

3.3 Intervenções

As variáveis de intervenção são variáveis *dummy* cujo objetivo é captar o efeito de quebras estruturais e *outliers*. Estes *outliers* são captados por uma variável *dummy* cujo valor é 1 para ausência de *outlier* e 0 em caso contrário.

As quebras estruturais podem ser no nível ou na inclinação. Para o primeiro caso, utiliza-se uma variável *dummy*, nomeada *Step Intervention Variable*, cujo valor é zero para o período anterior ao evento que gerou a quebra estrutural e um para o período posterior. No caso de quebras na inclinação utiliza-se a *Staircase Intervention Variable*, que tem os valores (1, 2, 3...) que começam no momento em que ocorreu a quebra estrutural.

4 ESPECIFICAÇÃO, ESTIMAÇÃO E INTERPRETAÇÃO

Nesta seção será especificado, estimado e interpretado um modelo de espaço de estados. O modelo ajustado tratará como fixo o termo de nível e o termo de inclinação e incluirá tendência, ciclos de curto, médio e longo prazo, e intervenções. Este modelo aproxima-se da idéia de tendência de queda da taxa de lucro uma vez que estima uma inclinação de valor constante da série taxa de lucro para série toda. Se este valor for negativo, haverá evidência para a tendência de queda na taxa de lucro.

O modelo será apresentado na subseção 4.1, onde primeiramente serão apresentados os testes e os indicadores de qualidade do modelo que foi especificado e estimado. Na subseção 4.2 serão analisados os parâmetros dos componentes dos modelos de espaço de estados.

4.1 Especificação e estimação

A especificação do modelo define o termo de nível e de inclinação como fixos. Em relação aos componentes cíclicos, experimentaram-se ciclos de aproximadamente 5, 10 e 20. Esta especificação buscou captar os ciclos de negócios, de 5 anos aproximadamente, os ciclos médios de 10 anos e os ciclos longos de 20 anos. As ondas *à la* Kondratieff e Ernest Mandel de 40 a 60 não foram incorporadas.

Tendo em vista que ocorreram inúmeros eventos econômicos no cenário mundial entre 1869 e 2009 que podem ter gerado quebras estruturais e *outliers* na série da taxa de lucro (guerras, mudanças de governo, políticas econômicas, crises econômicas e surgimento de tecnologias revolucionárias), optou-se por permitir que o *software Stamp 5.0* identificasse e incorporasse ao modelo as intervenções, sejam quebras estruturais ou *outliers*.

Desta forma, a equação das medidas especificada pode ser expressa como:

$$y_t = Trend + Irregular + Cycle\ 1 + Cycle\ 2 + Cycle\ 3 + Interventions$$

Aplicando o filtro de Kalman, a estimação dos componentes não observáveis convergiu⁷. Na Tabela 1, apresentam-se as estimativas das variâncias dos componentes. Na coluna direita, a taxa *q-ratio* representa a razão entre a variância estimada dos distúrbios de cada componente e a variância do termo de erro (*irregular*).

TABELA 1 – VARIÂNCIAS E *Q-RATIO*

Variâncias	Value	(q-ratio)
Nível	0.000000	(0.0000)
Inclinação	0.000000	(0.0000)
Ciclo	5.10e-013	(5.499e-009)
Ciclo 2	4.71e-005	(0.5075)
Ciclo 3	9.28e-005	(1.00)
Irregular	0.000000	(0.0000)

Fonte: O autor.

Os valores *q-ratio* que não se aproximam de zero, como o *q-ratio* do componente cíclico de médio e longo prazo, indicam que de fato há um comportamento aleatório nestes componentes da série e, portanto, o tratamento deste componente como aleatório está correto. Os valores zeros nos componentes de nível e de inclinação decorrem da especificação destes componentes como fixos,

⁷ Estimating.....
Weak convergence relative to 1e-007
- likelihood cvg 4.19255e-010
- gradient cvg 1.65423e-006
- parameter cvg 0.000538826
- number of bad iterations 0
Estimation process completed.

ou seja, de variância zero. Nota-se que o valor do *q-ratio* para o ciclo de curto prazo é próximo de zero e, portanto, não havia necessidade de tratá-lo como aleatório.

Para verificar o grau de ajustamento da regressão, estimou-se o coeficiente de determinação proposto por Harvey (1990, p.268, 269):

$$R_d^2 = 1 - \frac{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t^2)}{\sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \Delta \bar{y}_t)^2}, \forall t = (1, \dots, T)$$

Onde: ε_t = resíduo do período t

Δ = operador de diferença

O coeficiente de determinação de Harvey utiliza em seu numerador a soma dos quadrados dos resíduos e no denominador a soma do quadrado dos desvios em relação à média das primeiras diferenças. Este coeficiente significa a diferença da qualidade do ajustamento do modelo estimado em relação ao modelo de uma reta contra o tempo. Este coeficiente de determinação pode ser negativo (KOOPMAN, 1995, p.229).

No modelo aqui estimado o coeficiente de determinação baseado nas diferenças, R_d^2 , foi de 0,59257, o que indica alta qualidade de ajuste do modelo de espaços de estado. Além disso, o coeficiente de determinação convencional também indica alto grau de ajustamento, igual a 0,931.

A capacidade do modelo de captar os padrões de comportamento da taxa de lucro se confirma pelo teste de autocorrelação do resíduo, apresentado na Tabela 2:

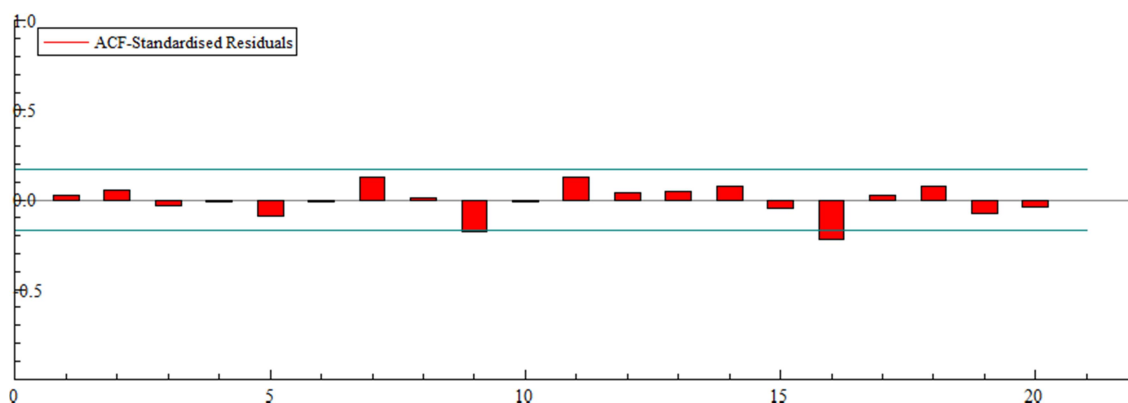
TABELA 2 – AUTOCORRELAÇÃO DE RESÍDUO

Serial correlation statistics for Residuals r				
Durbin-Watson test is 1.85578				
Lag	df	Ser.Corr	BoxLjung	prob
1	-4	0.032758	0.13953	[1.0000]
2	-3	0.053992	0.5216	[1.0000]
3	-2	-0.03772	0.70958	[1.0000]

Fonte: O autor.

Para os três primeiros *lags* não há indício de autocorrelação de resíduo, pois não se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação pelo teste de Ljung-Box. Pelo teste de Durbin-Watson, confirma-se a ausência de autocorrelação de resíduo de primeira ordem. Realizando a plotagem da função de autocorrelação do resíduo, obteve:

GRÁFICO 2 – FUNÇÃO DE AUTOCORRELAÇÃO DE RESÍDUO



Fonte: O autor.

A função de autocorrelação apresentou correlações significativa nos *lag* 9 e 16, porém, considera-se que este problema não é grave e por isso optou-se por não corrigi-lo.

Acerca da normalidade do resíduo, a partir do teste qui-quadrado, constata-se que o resíduo segue distribuição normal ao nível de 5% de significância, com segue:

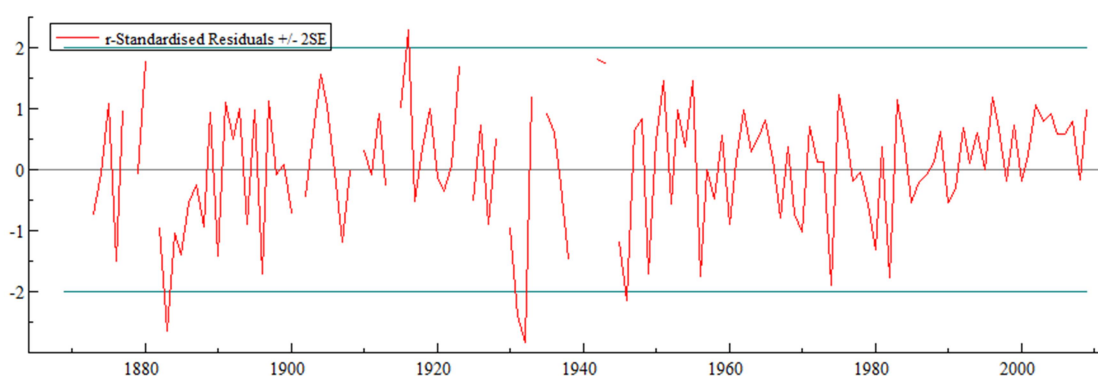
TABELA 3 – ASSIMETRIA E CURTOSE

	Chi ²	prob
Skewness	5.6287	[0.0177]
Kurtosis	0.00294	[0.9568]

Fonte: O autor.

Assim, não havendo problema de ausência de normalidade e de autocorrelação de resíduo, e havendo um grau satisfatório de ajustamento da regressão, pôde-se obter um resíduo bem comportado, cujo gráfico está representado no Gráfico 3:

GRÁFICO 3 – RESÍDUO DA EQUAÇÃO DAS MEDIDAS



Fonte: O autor.

Pode-se notar que o resíduo é formado por uma linha descontínua. Os pontos em que há ausência de resíduo estimado correspondem aos momentos em que ocorreu algum tipo de

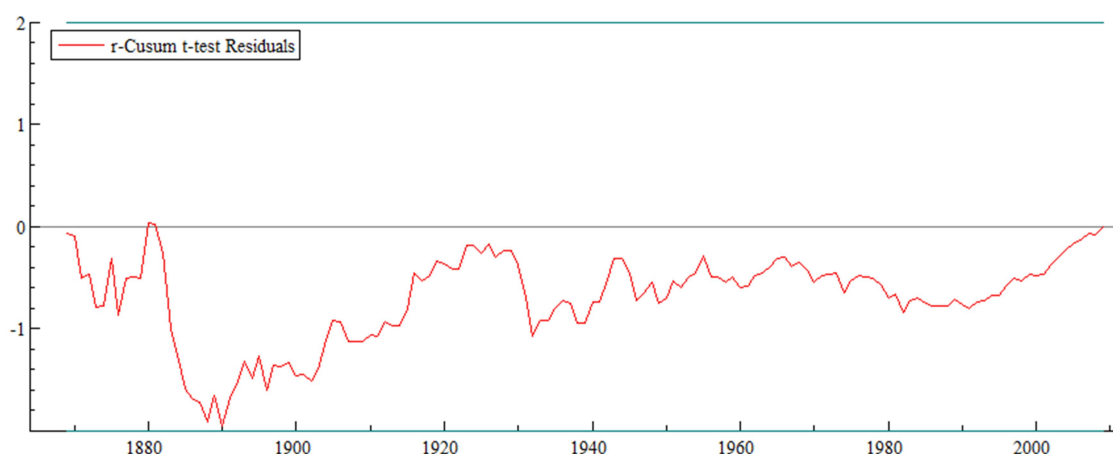
intervenção. Estas intervenções foram *outliers* e quebras estruturais, as quais estão resumidas na Tabela 4:

TABELA 4 – INTERVENÇÕES INCORPORADAS AO MODELO

Intervenção	Coefficient	RMSE	t-value	Prob
Outlier 1878	-0.02960	0.00960	-3.08272	[0.00252]
Outlier 1901	0.04457	0.00959	4.64669	[0.00001]
Outlier 1929	0.02784	0.00960	2.90003	[0.00440]
Level break 1881	-0.06933	0.01295	-5.35546	[0.00000]
Outlier 1872	-0.02996	0.00961	-3.11808	[0.00225]
Outlier 1909	0.02157	0.00959	2.24930	[0.02622]
Outlier 1914	-0.02379	0.00959	-2.48098	[0.01441]
Level break 1924	0.02292	0.01211	1.89313	[0.06062]
Level break 1934	0.01903	0.01373	1.38626	[0.16810]
Level break 1939	0.03221	0.01380	2.33333	[0.02120]
Level break 1941	0.02127	0.01385	1.53543	[0.12717]
Level break 1944	0.02724	0.01374	1.98201	[0.04964]

Como se pode notar pelos p-valores, as intervenções, sejam *outliers* ou quebras estruturais em nível, foram altamente significativas, com exceção da quebra no nível em 1934 e em 1941. As datas das quebras estão associadas a eventos econômicos significativos os quais serão interpretados na subseção seguinte. Incorporando estas intervenções ao modelo não restam sinais de outras intervenções não incorporadas, como se ilustra no Gráfico 4.

GRÁFICO 4 – TESTE CUSUM T-TEST



Fonte: O autor.

Portanto, a partir das evidências de que a especificação do modelo não apresenta problemas graves, pode-se interpretar o modelo.

4.2 Interpretação do modelo

Para interpretar o modelo serão apresentados e interpretados os valores e as significâncias dos componentes estimados e, por fim, será realizada previsão da taxa de lucro a partir do modelo estrutural.

Objetivando verificar a tendência na série da taxa de lucro, foram analisados os coeficientes dos componentes de nível e de inclinação, os quais são apresentados na Tabela 5:

TABELA 5 – SIGNIFICÂNCIA E VALORES DOS PARÂMETROS NO ANO DE 2009

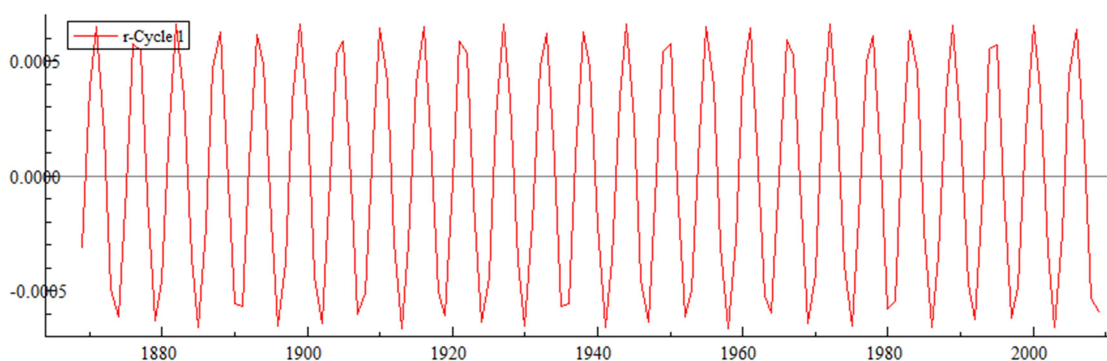
	Value	Prob
Level	0.10304	[0.00072]
Inclinação	-0.00097	[0.00002]

Fonte: O autor.

Pode-se notar que os coeficientes do termo de tendência, seja do componente de nível ou de inclinação, são negativos. Observando o valor do coeficiente de inclinação, de -0.00097, como o esperado pela Lei da queda tendencial da taxa de lucro, obteve-se indício de que há uma tendência de queda taxa de lucro ao nível de 5% de significância. Este valor negativo do termo de inclinação para o ano de 2009 é o valor do termo de inclinação para toda a série desde 1869 até 2009, pois o termo de inclinação foi tratado como fixo, como se pode ver no Gráfico 8. Porém, o valor da significância do teste é referente ao ano de 2009.

Acerca dos componentes cíclicos de curto, médio e longo prazo, foram obtidas as estimativas apresentadas no Gráfico 5 e Tabela 6 :

GRÁFICO 5 – ESTIMATIVAS PARA O CICLO DE CURTO PRAZO



Fonte: O autor.

TABELA 6 – CICLO DE CURTO PRAZO

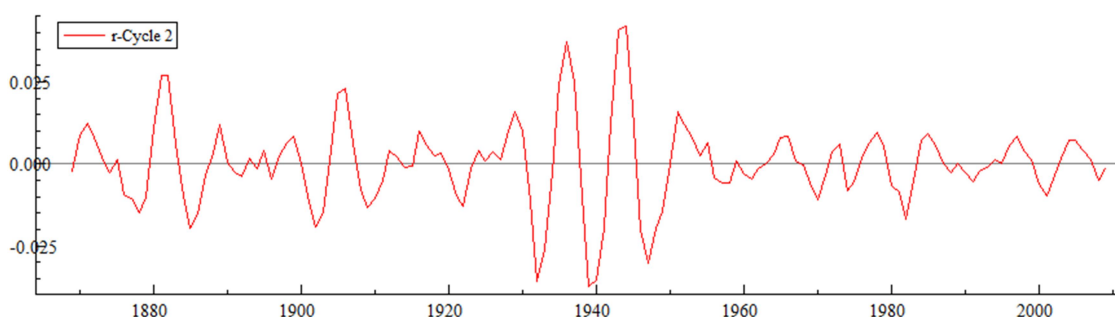
Cycle 1 other parameters:	
Variance	0.00000
Period	5.62140
Frequency	1.11773
Damping factor	1.00000
Order	1.00000

Fonte: O autor.

O componente cíclico de curto prazo, cujo valor inicial do período sugerido para a estimação foi de 5 anos, convergiu para um ciclo de período de 5,62 anos. A variância baixa indica que o ciclo de curto prazo, que pode ser entendido como um ciclo de negócios, comporta-se de forma aproximadamente constante, ou seja, determinística. Shaikh (1991, p.382) considera os ciclos de negócio como ciclos de 3 a 4 anos, que decorre do ciclo do inventário dos bens de investimento. Porém, aqui se faz uma aproximação do ciclo de 5,6 anos com o conceito utilizado pelo autor de ciclo de negócios.

Acerca do ciclo de médio prazo, obtiveram-se os resultados apresentados no Gráfico 6 e na Tabela 7:

GRÁFICO 6 – ESTIMATIVAS PARA O CICLO DE MÉDIO PRAZO



Fonte: O autor.

TABELA 7 – CICLO DE MÉDIO PRAZO

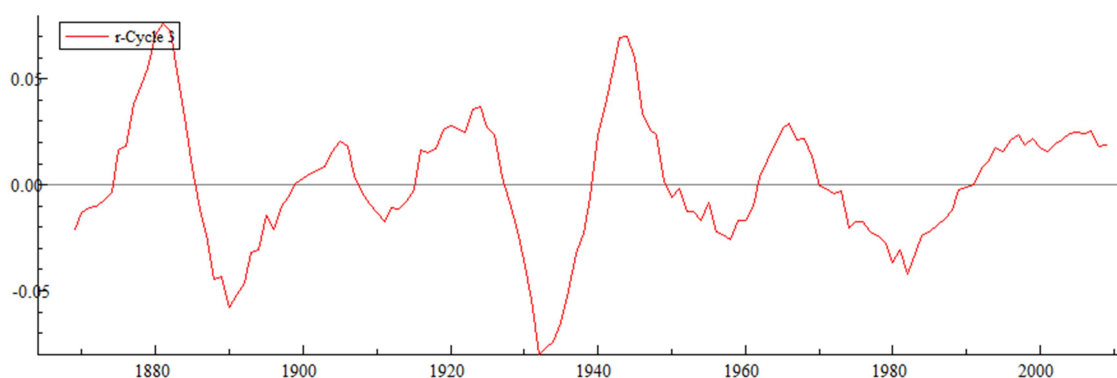
Cycle 2 other parameters:	
Variance	0.00023
Period	8.09984
Frequency	0.77572
Damping factor	0.89181
Order	1.00000

Fonte: O autor.

O valor inicial do período sugerido para a estimação do ciclo de médio prazo foi de 10 anos. A aplicação do filtro de Kalman resultou na convergência para o período de 8,099 anos no ciclo de médio prazo. Esse ciclo de médio prazo pode ser entendido como ciclo de renovação do capital constante de durabilidade média, pois estes ciclos têm de 7 a 11 anos (SHAIKH, 1991, p.382). Por este componente ter baixa variância, este poderia ser tratado como um ciclo determinístico.

Sobre o ciclo de longo prazo, de aproximadamente 20 anos, foram obtidos os resultados apresentados no Gráfico 7 e na Tabela 8:

GRÁFICO 7 – ESTIMATIVAS PARA O CICLO DE LONGO PRAZO



Fonte: O autor.

TABELA 8 – CICLO DE LONGO PRAZO

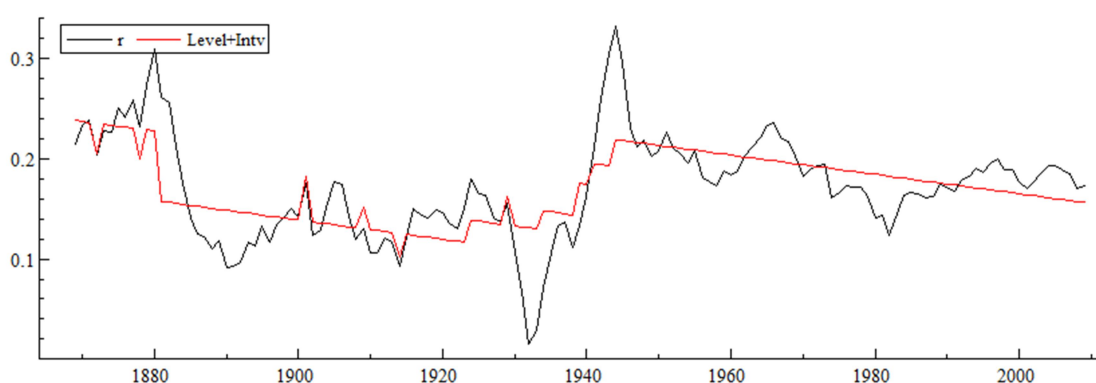
Cycle 3 other parameters:	
Variance	0.00098
Period	24.62782
Frequency	0.25513
Damping factor	0.95152
Order	1.00000

Fonte: O autor.

O valor inicial do período do ciclo de longo prazo foi de 20 anos. Este período convergiu para 24,6 anos durante o processo iterativo da aplicação do filtro de Kalman. Esse período pode ser compreendido, dentro da teoria marxista, como ciclo de renovação do capital constante fixo de maior durabilidade, pois estes ciclos têm de 15 a 25 anos (SHAIKH, 1991, p.382).

No Gráfico 8, apresentam-se os valores estimados para o nível somado às intervenções:

GRÁFICO 8 – NÍVEL E INTERVENÇÕES EM RELAÇÃO À SÉRIE DE TAXA DE LUCRO



Fonte: O autor.

A partir do Gráfico 8 pode-se perceber *outliers*, uma mudança de patamar negativa em 1881, e como as quebras no componente de nível afetaram positivamente a taxa de lucro a partir da década de 1920 até o fim da Segunda Guerra Mundial. Os valores destes coeficientes das quebras estruturais podem ser visualizados na Tabela 4. Ante de iniciar a análise, deve-se enfatizar a imprecisão dos dados longínquos, como os do século XIX. Os *outliers* e quebras identificadas no modelo podem ser resultados simplesmente da imprecisão dos dados.

Em 1872 detectou-se um *outlier*, assim como em 1878. Estes dois anos atípicos podem estar relacionados à Grande Depressão dos anos 1870. Esta depressão teve importância inquestionável e, nos EUA, durou de 1874 a 1879 (KINDLEBERGER, 1996, p.268). Nos EUA a crise que deu origem à recessão estourou em setembro de 1973, mas está relacionada à fraudes descobertas e divulgadas em 1872 (KINDLEBERGER, 1996, p.292). Assim, há a possibilidade de o *outlier* de 1872 estar relacionado à Grande Depressão. Porém, somente um estudo mais aprofundado poderia compreender como esta crise se relaciona com os valores atípicos inferiores à linha de nível da taxa de lucro.

Para o ano de 1881 foi identificada uma quebra negativa no patamar da taxa de lucro de 0,069, ou seja de aproximadamente 7 pontos percentuais na taxa de lucro. Esta mudança de patamar aparentemente não se relaciona com nenhum fenômeno específico do ano de 1881. Uma possível causa da queda no patamar da taxa de lucro é a deflação acumulada ao longo da recessão da década de 1870, a qual poderia valorizar o capital e, portanto, reduzir a taxa de lucro. Segundo dados de Burdekin e Siklos (2003, p.60, 2004 p.11), os períodos de deflação superaram os períodos de inflação (taxa de inflação negativa ou igual a zero) ao longo de toda a década de 1870 e na primeira metade da década de 1880. Os dados utilizados pelos pesquisadores podem ser visualizados em 2004 e podem ser a explicação para a redução no patamar da taxa de lucro em 1881.

Em 1901 houve o primeiro pânico no New York Stock Exchange. Este pânico resultou em perdas para pequenos investidores, mas não gerou desvalorizações generalizadas. Porém, este fenômeno aparentemente não tem capacidade para gerar efeitos positivos sobre a taxa de lucro média da economia dos EUA e não ocorreram outros fatos mais relevantes no ano de 1901 que pudessem explicar a presença deste *outlier*. No ano de 1909 também há um *outlier* positivo, e também não há nenhum fenômeno relevante neste ano. Porém, deve-se levar em conta que a quantidade de ouro em circulação nos EUA aumentou significativamente entre 1890 e 1900 (KINDLEBERGER, 1996, p.270). A partir dos dados de Burdekin e Siklos (2003, p.60), pode-se inferir que este fenômeno freou o processo deflacionário das décadas de 1870 e 1880, gerando resultando em apenas dois períodos de inflação negativa na década de 1890 e predominância de períodos de inflação na década de 1900. Este processo inflacionário e a recuperação do dinamismo da economia podem ter gerado taxas de lucro atípicas. Por fim, não se deve descartar a hipótese de o *outlier* ser gerado por erros de mensuração.

O *outlier* negativo referente ao ano de 1914 pode estar relacionado ao início da Primeira Guerra Mundial em julho deste ano, mesmo a entrada dos EUA na Guerra até 1917. Em decorrência da eclosão da Guerra, a New York Stock Exchange esteve fechada para negociações entre 31 de julho e 27 de novembro de 1914. A partir desta data abriu parcialmente para negociações específicas e voltou a operar normalmente somente em 1 abril de 1915 (NYSE, 2011, p.2). Outro fato importante em 1914 foi o massacre de Ludlow, no Colorado, que marcou a história dos movimentos trabalhistas nos EUA (FRIEDMAN, 1988). Estes, entre outros fenômenos não listados, podem ter gerado o *outlier* em 1914.

Em 1924, como se pode ver no Gráfico 8, houve uma quebra positiva no patamar da taxa de lucro de 2,2 pontos percentuais. Não se encontrou uma explicação pontual para o aumento da taxa neste ano. Porém, observando a conjuntura da década pode-se encontrar vários aspectos que explicam a elevação da taxa de lucro a um novo patamar. Na década de 1920 a economia americana teve elevado crescimento econômico enquanto as taxas de inflação (ou deflação) se estabilizaram ao longo da década (SMILEY, 2014). O Índice de preços ao consumidor que oscilaram 15% em 1920 e -11% em 1921, *pari passu* à baixa taxa de crescimento econômico. Depois disso, os preços ao consumidor foram relativamente constantes até o final da década (SMILEY, 2014). Observando o Índice de Preços no Atacado (Wholesale Price Index), a depressão 1920-1921 para os agricultores foi muito difícil. Os preços que haviam aumentado em função do aumento da demanda externa durante a Primeira Guerra Mundial agora, na década de 1920, começaram a cair por causa da recuperação da produção européia. Esse fenômeno, associado à redução da produção e estocagem de matérias primas durante a depressão de 1920-1921, gerou queda Índice de Preços no Atacado de

-45,9 por cento entre 1920 e 1921. Os preços no atacado no restante da década de 1920 foram relativamente estáveis (SMILEY, 2014).

Nos anos seguintes à Primeira Guerra houve forte especulação em produtos agrícolas e de terras na zona rural, o que deu origem ao *boom* de 1919-1920 (GALBRAITH, 1979, p.189). Após o *boom* ocorreram dois anos de recessão, 1920 e 1921. Desde então até a crise de 1929 as taxas de crescimento econômico do Produto Nacional Bruto foram altas. Segundo Smiley (2014), a aquisição de carros, de novos eletrodomésticos e de habitação se difundindo ao longo da década. Novos produtos e processos de produção desses produtos levaram à esse crescimento. O uso de energia elétrica combinado às modernas linhas de montagem implicaram aumento contínuo da produtividade do trabalho e do capital. Novos produtos e serviços geraram novos mercados, como o mercado de rádios, refrigeradores, ferros elétricos, ventiladores, iluminação elétrica e aspiradores. Em torno da produção de energia se estruturaram empresas para a distribuição de energia, as quais ajudaram a criar o *boom* do mercado de ações do final dos anos 1920 (SMILEY, 2014). Assim, tendo em vista que os preços estabilizaram ao longo da década enquanto a produtividade aumentou drasticamente e novos mercados foram gerados, há sentido em haver uma elevação da taxa de lucro à um novo patamar no meio da década de 1920.

O modelo detectou um *outlier* em 1929. Este valor atípico acima da linha de nível da taxa de lucro pode estar relacionado à uma possível desvalorização do capital em decorrência da *crash* da bolsa de valores de Nova Iorque, o que reduziria o valor do denominador da taxa de lucro. Além disso, o alto crescimento econômico registrado no ano de 1929 aumentou o numerador da taxa de lucro.

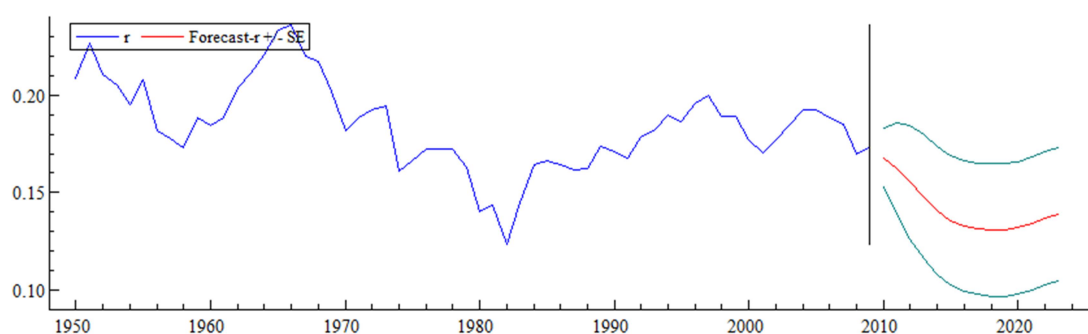
Nos quatro anos seguintes ao *crash* de 1929 aproximadamente nove mil bancos foram decretaram falência, o que representava um terço dos bancos dos EUA (GALBRAITH, 1979, p.189). “Com cada falência, pessoas físicas e jurídicas perdiam dinheiro que de outra forma poderiam aplica, ou empréstimos que poderiam ter recebido [...]. Então, a 6 de março de 1933, todos os bancos nos Estados Unidos foram fechados. Com exceção do pouco que estivessem em mãos do público, o dinheiro parou completamente de circular” (GALBRAITH, 1979, p.189). A partir da citação pode-se ter noção da dimensão da crise e da queima de capital gerada pela falência dos bancos. Portanto, a elevação de 1,9 pontos percentuais no patamar da taxa de lucro no ano de 1934, apresentada no Gráfico 8, pode ser atribuída à queima de capital ocorrida desde o *crash* de 1929.

No modelo estimado detectou-se elevação no nível da taxa de lucro em aproximadamente 3 pontos percentuais no ano de 1939, 2 pontos percentuais em 1941 e 3 pontos percentuais em 1944. Estas quebras no termo de nível levaram a taxa de lucro à nível observados somente no século XIX.

A primeira quebra no termo de nível coincide com o início da Segunda Guerra Mundial, na qual os EUA ingressaram somente anos mais tarde. A taxa de inflação no período estava estável e baixa, próxima de zero. Se tomarmos o índice de preços ao do produtor com base 1982=100%, disponível em FRED (2014a), tem-se que o índice de preços em 1936 era de 14%, após pequenas oscilações, voltou a este valor no ano de 1941. Este índice cresceu gradativamente até o nível de 18%, atingido no ano de 1944. Por outro lado, ocorreram drásticas mudanças no ritmo de crescimento do Produto Interno Bruto dos EUA. Em 1938, segundo dados de FRED (2014b) a taxa de crescimento do PIB foi de -3,3%, aumento para 8% em 1939. A partir de então a taxa de crescimento manteve-se alta: 8,8% em 1940, 17,7 em 1941, 18,9 em 1942, 17% em 1943 e 8% em 1944. Somente a partir de 1945 ocorreram taxas negativas de crescimento. Portanto, estes aumentos na taxa de lucro são atribuídos à aceleração do processo de acumulação nos EUA durante a Segunda Guerra Mundial.

Com o objetivo de traçar perspectivas, realizou-se previsão da taxa de lucro 20 períodos à frente, como segue no Gráfico 9:

GRÁFICO 9 – PREVISÃO PARA A TAXA DE LUCRO ENTRE 2009 E 2029



Fonte: O autor.

O Gráfico 9 ilustra as previsões para a taxa de lucro e o intervalo de confiança para estas previsões com 68% de confiança. As previsões indicam queda gradativa na taxa de lucro nos próximos 10 anos a uma velocidade decrescente. Porém, como se pode visualizar, estas previsões apresentam um grande intervalo de confiança e, sob nível de confiança baixo, de 68%. Assim, não se descarta a hipótese de queda abrupta da taxa de lucro ou recuperação da taxa de lucro nos próximos 10 anos.

Além disso, desde 2007, o mundo passa por uma crise econômica comparável à crise de 1929. Esse fato implica a possibilidade de quebras estruturais, seja no componente de nível ou de inclinação. Por isso, as perspectivas para a taxa de lucro para os próximos anos são muito incertas. Se ocorrerem intervenções semelhantes às da década de 1930, espera-se que a taxa de lucro recupere-se e eleve-se a um novo patamar após a presente crise.

5 CONCLUSÃO

Neste artigo pôde-se verificar empiricamente a queda tendencial na taxa de lucro dos EUA, assim como seus movimentos cíclicos de curto, médio e longo prazo. A identificação da tendência de queda convergiu com os resultados de Duménil e Lévy (1993) e de Basu e Manolakos (2010), que também obtiveram indícios de tendência de queda na variável. Os ciclos de longo prazo foram identificados de forma semelhante ao modelo de Duménil e Lévy (1993). Diferentemente de Basu e Manolakos (2010), não foram utilizadas variáveis explicativas para a taxa de lucro em função da amplitude temporal da série. Outro aspecto que distingue o presente trabalho dos demais é o tratamento das quebras estruturais no termo de nível da série e o tratamento dos *outliers*. Considera-se que a incorporação destes elementos no modelo é fundamental para garantir a propriedade de não viés dos parâmetros e fornece informações para relacionar os movimentos da taxa de lucro com a História.

As previsões de taxa de lucro para os próximos 10 anos indicam que haverá uma queda significativa na variável. Porém, o intervalo de confiança, mesmo ao nível de confiança de 68%, é muito alto e, por isso, não é possível rejeitar a possibilidade de que a taxa de lucro se eleve. Além deste problema da alta variância nas previsões, deve-se considerar o fato de que atualmente o mundo passa por uma crise econômica forte. Assim como foram detectadas quebras no termo de nível no modelo ao longo das guerras e das crises, atualmente há um ambiente propenso a quebras estruturais na série de taxa de lucro. Ou seja, este não é um bom momento para realizar previsões.

Assim, tanto é possível a taxa de lucro aumentar quanto diminuir. Porém, sabe-se que a recuperação da taxa de lucro teria custos sociais altos e somente seria possibilitada pela ação das contratendências, por exemplo, por meio da queima de capital e redução dos salários. Por outro lado, a redução da taxa de lucro implicaria desaceleração do ritmo de acumulação de capital.

REFERÊNCIAS

- BASU, D. MANOLAKOS, P. T. **Is there a tendency for the rate of profit to fall? Econometric evidence for the U.S. economy, 1948-2007**. 2010. Disponível em: <http://people.umass.edu/dbasu/frp3_UMASS.pdf>. Acesso em: 24 out. 2012.
- BURDEKIN, R. C. K.; SIKLOS, P. L. **Annual_bs**. Disponível em: <http://www.wlu.ca/docsnpubs_detail.php?grp_id=758&doc_id=4827>. Acesso em: 24 fev. 2014.
- BURDEKIN, R. C. K.; SIKLOS, P. L. **Deflation: Current and Historical Perspectives**. New York: Cambridge University Press, 2004.

BURDEKIN, R. C. K.; SIKLOS, P. L. **Fears of Deflation and Policy Responses Then and Now.** 2003. Disponível em: <www.quartetfest.ca/documents/4825/fears_of_deflation.pdf>. Acesso em: 24 fev. 2014.

DUMÉNIL, G.; LÉVY, D. **Data Base.** United States Long Term. 2010. Disponível em: <<http://www.jourdan.ens.fr/levy/uslt4x.txt>>. Acesso em: 22 de abr. 2013.

FRIEDMAN, G. **Strike Success and Union Ideology: The United States and France, 1880-1914.** The Journal of Economic History, Vol. 48, N° 1. Cambridge University Press on behalf of the Economic History, 1988, pp. 1-25. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2122326>>. Acesso em: 24 fev. 2014.

FRED. **Producer Price Index: All Commodities, Index 1982=100.** Bureau of Labor Statistics. Disponível em: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/series/PPIACO>>. Acesso em: 24 fev. 2014a.

FRED. **Real Gross Domestic Product.** Percent Change, Annual, Not Seasonally Adjusted. Federal Reserve Bank of St. Louis. Disponível em: <<http://research.stlouisfed.org/fred2/series/GDPCA>>. Acesso em: 24 fev. 2014b.

GALBRAITH, J. K. **A Era da Incerteza.** São Paulo: Pioneira. 1979.

KOOPMAN, S. J.; HARVEY, A. C.; DOORNIK, J. A.; SHERPHARD, N. **Stamp 5.0. Strutural Times Series Analyser, Modeller and Predictor.** Londres: Chapman and Hall, 1995.

KOOPMAN, S. J.; COMMANDEUR, J. J. F. **Practical Econometrics: An Introduction to State Space Time Series Analysis.** New Yourk: Oxford Press, 2007.

LEONTIEF, W. **A Importância da Economia Marxista para a Teoria Econômica Moderna.** pp.84-97. 1938. In HAROWITZ, D.; A Economia Moderna e o Marxismo. Rio de Janeiro: Editora Zahar, 1972.

MARX, K. **O Capital.** Crítica da economia política. O processo global de produção capitalista. Livro 3. V.4. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 1968.

MARX, K. **Grundrisse.** New Left Review. Penguin Books. New York: Penguin Putnam Inc., 1993.

MENDELSSOHN, R. **The STAMP Software for State Space Models.** Journal of Statistical Software. Volume 41, Issue 2. 2011. Disponível em: <<http://www.jstatsoft.org/v41/i02>>. Acesso em: 24 abr. 2013.

NYSE. **New York Stock Exchange Special Closings, 1885–date.** History of New York Stock Exchange Holidays. 2011. Disponível em: <www.nyse.com/pdfs/closings.pdf>. Acesso em: 20 fev. 2014.

RICARDO, D. **Princípios de Economia Política e Tributação.** Os Economistas. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

SMITH, A. **A Riqueza das Nações Investigação sobre sua Natureza e suas Causas.** Os Economistas. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

SHAIKH, A.; **The First Great Depression of the 21st Century.** Disponível em: <<http://socialistregister.com/index.php/srv/article/view/14330>>. Acesso em: 20 de out. de 2011.

SHAIKH, A.; **Valor, acumulación y crisis:** ensayos de economía política. Bogotá: Tercer Mundo Editores, 1991.

SMILEY (2010). **The U.S. Economy in the 1920s.** Disponível em:
<<http://eh.net/encyclopedia/article/Smiley.1920s.final>>. Acesso em: 20 de jan. de 2014.