CUSTOS CORRENTES *VERSUS* CUSTOS HISTÓRICOS NO CÁLCULO DA TAXA DE LUCRO: UMA SOLUÇÃO EMPÍRICA<sup>1</sup>

Eduardo Maldonado Filho<sup>2</sup>

Leonel Toshio Clemente<sup>3</sup>

RESUMO: Há um extenso e insolúvel debate entre marxistas sobre como computar, a partir das contas nacionais, dados de capital fixo no denominador da taxa de lucro geral. Este artigo tratará de duas formas de conceber o capital fixo: a custos correntes e a custos históricos. O objetivo é propor uma solução empírica para este dilema. Para tanto se aplica um modelo de mudanças de regime markoviano para a relação entre taxa de lucro e crescimento econômicos dos EUA entre 1947 e 2007 e, em alguns períodos da série, aplicam-se correções na taxa de lucro a custos históricos a partir das variações da taxa de lucro a custos correntes. O resultado é uma série de taxa de lucro mista, predominantemente baseada em custos históricos, denominada taxa de lucro a custos históricos corrigida. O resultado obtido é que a taxa de lucro a custos históricos corrigida apresentou maior coeficiente de determinação com o crescimento econômico do que as séries originais.

Palavras-chave: Taxa de Lucro; Marxismo; Capital fixo, Econometria.

1 INTRODUÇÃO

Para estimar dados de taxa de lucro média utilizando contas nacionais é necessário estimar uma *proxy* para capital fixo, o qual computado no denominador da taxa de lucro marxista. Existem diferentes metodologias de cálculo do capital fixo, as quais podem ser agrupadas em: Custos correntes, custos históricos e custos em tempo de trabalho socialmente necessário. O presente artigo trata de custos correntes e custos históricos.

O capital fixo a custos correntes é o montante investido aos preços atuais, ou aos preços de custariam em caso de necessidade de reposição do capital. Por isso custos correntes são também denominados de custos de reposição. A abordagem de custos históricos, por outro lado, considera o valor investido em capital fixo no momento do investimento, ou seja, aos custos históricos. Há um extenso e insolúvel debate teórico entre marxistas, resumido em Kliman (2009), sobre como devem ser computados o capital fixo no denominador da taxa de lucro.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Agradecimentos às críticas de Dr. Alfredo Saad Filho e João M. Buckingham N. F. Leal. O conteúdo do artigo é de responsabilidade somente dos autores.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>Doutor em Economia.

 $<sup>^3</sup>$ Doutorando do PPGE, UFRGS. Bolsista CAPES e CNPQ. Email: leonel t clemente@hotmail.com.

Este artigo tem por objetivo elaborar e desenvolver uma solução empírica para este problema. Para tanto, este trabalho será divido em quatro seções além desta introdução. Na Seção 2 serão apresentadas minuciosamente as definições de custos históricos e de custos correntes e as vantagens e desvantagens de cada metodologia. Na Seção 3 será apresentada e discutida uma solução empírica para o dilema entre custos históricos e custos correntes. Nesta seção serão utilizados dados de taxa de lucro anuais estimados por Kliman (2009) para os EUA entre 1947 e 2007. Por fim, na Seção 4, serão apresentadas as principais conclusões.

## 2 CUSTOS HISTÓRICOS VS CUSTOS CORRENTES NA TAXA DE LUCRO

### 2.1 DEFINIÇÕES DE CUSTOS HISTÓRICOS E CUSTOS CORRENTES

Nesta subseção serão apresentadas as definições de custos históricos e custos correntes e como são computados estes valores na taxa de lucro.

A taxa de lucro a custos a históricos, expressa por Kliman (2009, p.11-15), é:

$$r_t^h = \frac{\pi}{C_t^h} = \frac{\pi}{\sum_{t=0}^{t-1} I_t}$$

Onde:  $r_t^h$  = Taxa de Lucro a custos históricos

 $\pi$  = Massa de lucro

 $C_t^h$  =Estoque de capital fixo a custos históricos

 $I_t$ = Investimento no período t

Em seu denominador estão computados os valores efetivamente pagos no passado, no momento da aquisição do capital fixo. Por outro lado, a massa de lucro está a preços correntes.

A taxa de lucro a custos correntes é calculada utilizando o índice de preços dos itens de capital fixo. Assim, esta taxa é baseada no custo corrente, atual, de capital fixo.

$$r_t^c = \frac{\pi/F_t}{C_t^c} = \frac{\pi}{F_t \sum_{t=0}^{t-1} \left(\frac{I_t}{F_t}\right)}$$

Onde:  $r_t^h$  = Taxa de lucro a custos correntes

 $C_t^c$  = Estoque de capital fixo a custos correntes

 $F_t$  = Índice de preços dos itens de capital fixo

3

Como se pode observar na equação da taxa de lucro a custos de reposição, no denominador

há o índice de preços do capital fixo. Ou seja, o valor do capital fixo é atualizado pelo seu índice de

preços. Portanto, no denominador da taxa de lucro a custos de reposição não está o computado o

que foi pago pelo capitalista no ato do adiantamento do capital fixo, e sim o que custaria para fazer

o investimento no período t.

2.2 CUSTOS DE REPOSIÇÃO *VERSUS* CUSTOS HISTÓRICOS

Nesta subseção serão discutidas potencialidades e limitações das estimações da taxa de

lucro a custos de reposição e à custos históricos. Para tanto serão consideradas algumas situações

hipotéticas em que serão comparados os efeitos sobre as estimações a custos históricos e a custos de

reposição. Por fim serão considerados os argumentos de Jones (2012) e Kliman (1988) sobre o

tema.

Se houvesse perfeita estabilidade de preços, como se pode ver pelas expressões

apresentadas na subseção anterior, as taxas de lucro a custos de reposição ou a custos históricos

seriam iguais.

Se houvesse aumento geral dos preços de forma homogênea entre os períodos t-1 e

t, os efeitos sobre as taxas de lucro estimadas a custos de reposição e custos históricos seriam

respectivamente:

$$\frac{\uparrow \pi}{\uparrow F_t \sum_{t=0}^{t-1} \left(\frac{I_t}{F_t}\right)} \therefore r_t^c$$

e

$$\frac{\uparrow \pi}{\sum_{t=0}^{t-1} I_t} : \uparrow r_t^h$$

Onde: ↑ = aumento

Portanto, em caso de aumento homogêneo dos preços dos meios de produção e das

mercadorias como um todo, haveria aumento da taxa de lucro a custos históricos enquanto a taxa de

lucro a custos correntes não variaria. Este comportamento da taxa de lucro a custos de reposição é

desejável, uma vez que o aumento geral de preços não representa aumento da taxa de lucro.

Se houvesse aumento dos preços dos meios de produção entre os períodos t-1 e t, ceteris paribus, resultaria em:

$$\frac{\pi}{\uparrow F_t \sum_{t=0}^{t-1} \left(\frac{I_t}{F_t}\right)} : \downarrow r_t^c$$

$$\frac{\pi}{\sum_{t=0}^{t-1} I_t} :: r_t^h$$

Onde: ↓= redução

Ou seja, haveria o aumento nos custos de reposição do capital a taxa de lucro a custos de reposição iria diminuir, enquanto a taxa de lucro a custos históricos se manteria constante. Neste aspecto o comportamento da taxa de lucro a custos históricos é preferível ao dos custos correntes. Pensando no exemplo prático de um capitalista que adiantou no período t-1 capital constante na forma de barril de combustível por 100 dólares, que foi estocado, mas no período t viu o preço do barril aumentar para 200 dólares, não haveria sentido em computar o preço de 200 dólares o barril no capital constante para estimar a taxa de lucro da empresa, uma vez que o preço pago foi 100 dólares o barril. Na taxa de lucro a custos históricos, caso houvesse compra de barril de combustível a 200 dólares em t para manutenção do estoque, no período t+1 este valor de 200 dólares seria computado.

Se houvesse aumento no índice geral de preços, mas o índice de preço dos itens do capital constate se mantivessem totalmente inalterados entre o período t-1 e t, então ter-se-iam os efeitos:

$$\frac{\uparrow \pi}{F_t \sum_{t=0}^{t-1} \left(\frac{I_t}{F_t}\right)} \therefore \uparrow r_t^c$$

$$\frac{\uparrow \pi}{\sum_{t=0}^{t-1} I_t} :: \uparrow r_t^h$$

Neste caso, ambas as taxas de lucro aumentariam, o que corresponde com o esperado porque o preço de venda das mercadorias para consumo improdutivo estariam aumentando em relação aos custos dos investimentos em capital constante.

Em períodos de crise ou de guerras, por exemplo, pode haver desvalorização do capital. Se o capitalista adiantou capital na forma de combustível no período t por 100 dólares o barril, mas no período t+1 viu o preço do barriu diminuir para 50 dólares permanentemente, formando um novo patamar do preço do combustível, o cálculo da rentabilidade da empresa deve tomar o novo preço do combustível em seu cálculo. Ou seja, a taxa de lucro a custos de reposição é capaz de captar as desvalorizações do capital durante as crises, ou seja, é capaz de captar queima de capital.

Por outro lado, em condições normais de inflação, as empresas não calculam o valor dos seus meios de produção de baixa liquidez, como imóveis, plantas industriais e máquinas, com base no custo de reposição. Então o uso de taxa de lucro a custos de reposição não representaria também a taxa de rentabilidade das empresas.

Kliman (1988) demonstrou matematicamente a não validade do Teorema de Okishio utilizando o *Temporal Single System*. Em sua formulação o autor demonstra que, supondo constate inovação tecnológica poupadora de trabalho, o capital constante a custos correntes de reposição tende a ser progressivamente menor do que o capital a custos históricos (KLIMAN, 1988, p.286). Este progressivo afastamento das estimações de do capital constante a custos históricos e a custos de reposição dão origem à divergência de tendência na taxa de lucro utilizando estas duas formas de cálculo. Porém, o autor considera que há momentos em que o valor do capital é atualizado aos preços de reposição:

It is true that capital does eventually become revalued according to the cost of reproducing it, and that capital devaluation therefore tends to raise the profit rate. The "resolution" of discrepancy between original production cost and current reproduction costs, however, takes place through the many mechanism of crisis, through the forcible adjustment of old values to the new. (KLIMAN, 1988, p.286)

Assim, o autor mostra uma limitação da análise da rentabilidade a custos históricos: não captar desvalorização do capital durante crises. A partir da análise da relação entre a desvalorização do capital sobre a taxa de lucro por Marx pode-se inferir que para o autor a taxa de lucro a custos históricos não representa a rentabilidade da economia em períodos de desvalorização do capital.

The periodical devaluation of the existing capital, which is a means, immanent to the capitalist mode of production, for delaying the fall in the profit rate and accelerating the accumulation of capital value by the formation of new capital, disturbs the given conditions in which the circulation and reproduction process of capital takes place, and is therefore accompanied by sudden stoppages and crises in the production process. (MARX, 1991a, p.358)

Acerca da importância de computar desvalorizações do capital, Kliman (2009) argumenta:

One key concept in Karl Marx's theory of capitalist economic crisis is "the destruction of capital through crises" (Marx 1989: 127). He meant by this not only the destruction of physical capital assets, but also, and especially, of the value of capital assets. In an economic slump, machines and buildings lay idle, rust and deteriorate, so physical capital is destroyed. More importantly, debts go unpaid, the prices of assets fall, and other prices may also fall, so the value of physical as well as financial capital assets is destroyed. By and large, financial assets (e.g., mortgage loans and mortgage-backed securities) are claims on future payments, and their prices reflect expectations of future payments (e.g., mortgage payments). Thus the destruction of their values in the slump is the consequence of, and a correction of, excessively optimistic expectations concerning future payments, and an excessive build-up of claims on future payments. Analyzing the current economic crisis in light of this concept of "destruction of capital," I will argue below that the crisis is rooted in the fact that capital was not destroyed to a sufficient degree during the global economic slump of the mid-1970s. (KLIMAN, 2009)<sup>4</sup>

Porém, como se demonstrou, a taxa de lucro a custos históricos não é capaz de captar recuperações no nível de rentabilidade em função da queima de capital. Portanto, a afirmação de Kliman (2009) de que a causa da crise é baixa rentabilidade por causa da não desvalorização do capital constante não poderia ser feita a partir de uma análise da taxa de lucro a custos históricos e, uma vez que esta variável não capta desvalorização do capital. Jones (2014), acerca deste problema, afirma:

.

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Kliman (2011, p.22) faz a mesma afirmação.

If the theoretical results of the TSSI depended on historical cost valuation, this criticism would be a major problem, since it would leave the TSSI unable to reproduce Marx's conclusion that crises allow the rate of profit to recover by devaluing capital (JONES, 2014, p. 58)

[...] Kliman argues that during the crises of the 1970s and early 1980s, not enough capital was devalued or destroyed to allow for a major new boom like the one that occurred after WWII. This is why, he argues, the rate of profit remained persistently low. But since the rate of profit which Kliman measures is not affected by the destruction of capital values in the way Marx describes, Kliman cannot appeal to Marx's law to explain the persistently low rate of profit. If existing capital values had been destroyed by falling asset prices in the way that Marx describes, this would not affect Kliman's chosen measure of the rate of profit. (JONES, 2014, p.61)

Tendo em vista as limitações das estimações a custos históricos e a custos correntes, como estimar a taxa de lucro que represente os verdadeiros custos para os capitalistas e ao mesmo tempo permita a desvalorização do capital durante as crises?

# 3 UMA SOLUÇÃO EMPÍRICA PARA CUSTOS HISTÓRICOS E CUSTOS DE REPOSIÇÃO

Nesta seção será apresentada uma metodologia de cálculo da taxa de cálculo que propõe empiricamente uma solução para o dilema entre custos históricos e custos correntes. Por fim, serão analisados os resultados.

Assume-se que em alguns períodos a taxa de lucro a custos históricos rege a economia e em outros deixa de ser relevante, pois os capitalistas reavaliam seus ativos aos preços de reposição. Para identificar os períodos em que a taxa de lucro a custos históricos não se relacionou (ou se teve relação diferente da esperada pela teoria) com o a Variação absoluta do Produto Nacional Bruto Americano (GGDP) realizou-se estimação pelo Modelo de Mudança de Regime Markoviano. Nestes períodos considera-se que a taxa de lucro a custos históricos não regeu a economia.

No Modelo de Mudança de Regime Markoviano permite-se que o coeficiente de correlação mude no tempo, submetido a dois ou mais regimes. Para estes regimes associa-se uma função de probabilidade no tempo, a qual indica qual o provável regime em cada período.

Para estimar o modelo utilizou-se a Taxa de lucro a custos históricos (net operating surplus sobre Current-Cost Net Stock of Private Fixed Assets com estoques), calculada por Kliman (2009),

como variável explicativa (RH4) e a Variação absoluta do Produto Nacional Bruto Americano (GGDP) como variável explicada sob dois regimes definidos teoricamente como: períodos em que a taxa de lucro a custos histórico explica bem o GGDP e períodos em que não explica bem. Especificou-se que os regimes fazem variar apenas o coeficiente angular entre RH4 e GGDP, e não o coeficiente linear da regressão. Esta restrição foi aplicada porque a variação do coeficiente linear poderia atrapalhar a análise da variação da relação entre RH4 e GGDP. Portanto, estimou-se um único coeficiente linear para todo o período dos dados, 1949 a 2009.

As estimações obtidas foram:

TABELA 1 – COEFICIENTES ESTIMADOS

		Coefficient t-prol	
	Constant	-5.79297	0.083
Regime R0	RH4 (0)	22.1517	0.100
Regime R1	RH4 (1)	42.6641	0.003

Fonte: Os autores.

Como o esperado, existem dois regimes prováveis para a relação entre taxa de lucro a custos históricos e o crescimento do produto nacional bruto americano. Sob o Regime R0 o coeficiente angular estimado é menor do que o estimado para o Regime R1, e não é significativo nem a 5% e nem a 10% de significância. Por outro lado, o sob o Regime R1, o coeficiente é altamente significativo. Para verificar a confiabilidade destes testes de significância aplicou-se o teste de normalidade de resíduo baseado em Doornik e Hansen (1994), estimado pelo PCGIVE (2016), e rejeitou-se a hipótese nula de normalidade do resíduo ano nível de significância de 5%. Portanto, é pouco confiável a realização de testes de hipóteses utilizando a estatística t de Student. Ainda assim, há indícios de que sob o Regime R0 a variável RH4 ou não afeta, ou afeta menos GGDP do que sob o Regime R1. Portanto, considera-se que o Regime R0 representa períodos em que a RH4 explica mal a GGDP, ou seja, em R0 a economia não está sendo regida pela taxa de lucro a custos históricos, enquanto sob o Regime R1 RH4 explica bem GGDP, ou seja, em R1 a taxa de lucro a custos históricos rege a economia.

O modelo estimado obteve convergência forte e pela análise da função de autocorrelação de resíduos considera-se que estes se comportam como *White noise*<sup>5</sup>.

<sup>5</sup> Para detalhes dos dados e dos resultados estimados pode-se visualizar a saída do software Oxmetrics, pacote PCgive (2016), em Apêndice 1.

Para visualizar os períodos de vigência dos regimes e suas probabilidades de ocorrência, pode-se visualizar a Tabela 4:

TABELA 2 – REGIMES E PROBABILIDADES DE OCORRÊNCIA NO TEMPO

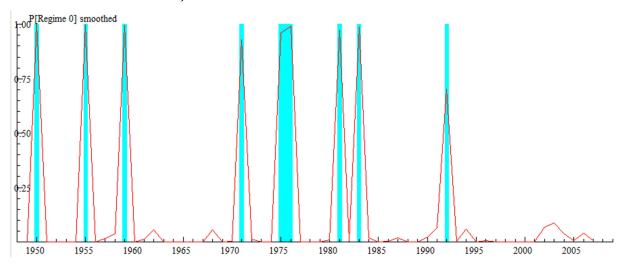
Regime R0	years	avg.prob.
1950 - 1950	1	1.000
1955 - 1955	1	0.997
1959 - 1959	1	0.995
1971 - 1971	1	0.928
1975 - 1976	2	0.976
1981 - 1981	1	0.973
1983 - 1983	1	0.990
1992 - 1992	1	0.704

Regime R1	years	avg.prob.
1949 - 1949	1	1.000
1951 - 1954	4	1.000
1956 - 1958	3	0.983
1960 - 1970	11	0.988
1972 - 1974	3	0.996
1977 - 1980	4	0.997
1982 - 1982	1	0.993
1984 - 1991	8	0.984

Fonte: Os autores.

Para visualizar o comportamento da função de probabilidade de estar no regime R0 podese analisar o Gráfico 1:

GRÁFICO 1 - FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE ESTAR NO REGIME RO



Fonte: Os autores.

Do ponto de vista econométrico o comportamento da função de probabilidade temporal de ocorrência dos regimes é bom: a existência de valores extremos entre 0 e 1 indica que os regimes foram identificados com clareza.

Os períodos de recessão estimados pelo método de Hamilton (2005) a partir do mesmo tipo de Modelo de Mudança de Regime Markoviano, publicados em Hamilton (2016) são semelhantes aos períodos identificados como Regime R0 no Modelo de Mudança de Regime Markoviano estimado nesta trabalho, como se pode visualizar no Gráfico 2. Os dados utilizados por Hamilton (2016) são trimestrais e se iniciam em 1968 e terminam em 2014, enquanto os tratados neste artigo são anuais entre 1949 e terminam em 2009.

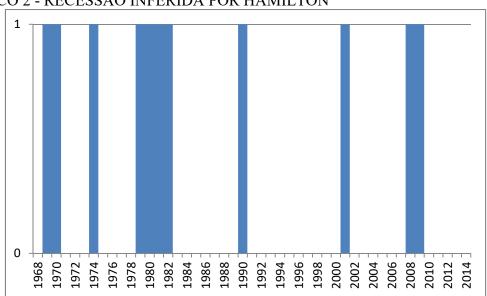


GRÁFICO 2 - RECESSÃO INFERIDA POR HAMILTON6

Fonte: Dados coletados em FRED (2016b)<sup>7</sup> originários de HAMILTON (2016).

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> The series assigns dates to U.S. recessions based on a mathematical model of the way that recessions differ from expansions. Whereas the NBER business cycle dates are based on a subjective assessment of a variety of indicators, the dates here are entirely mechanical and are calculated solely from historically reported GDP data. Whenever the GDP-based recession indicator index rises above 67%, the economy is determined to be in a recession. The date that the recession is determined to have begun is the first quarter prior to that date for which the inference from the mathematical model using all data available at that date would have been above 50%. The next time the GDP-based recession indicator index falls below 33%, the recession is determined to be over, and the last quarter of the recession is the first quarter for which the inference from the mathematical model using all available data at that date would have been below 50% (HAMILTON, 2016).

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Os dados originais são trimestrais, então se utilizou como critério: se ocorreram dois ou mais trimestres de recessão durante o ano, considera-se ano de recessão.

De modo geral os períodos de vigência do Regime R0 ocorrem com atraso em relação às recessões identificadas por Hamilton (2016). A causa deste fenômeno pode estar relacionada a um atraso no recálculo dos estoques de capital fixo. Durante as recessões os empresários não reconhecem desvalorizações do capital fixo imediatamente, porém, depois de estabelecidos os novos preços, o capital é reavaliado. Este processo pode demorar alguns semestres ou anos segundo a comparação do Gráfico 1 com o Gráfico 2. Por exemplo, as recessões identificadas por Hamilton (2016) em 1969 e 1970 correspondem ao período de Regime R0 em 1970 apresentado no Gráfico 1. A recessão em 1974 apresentada no Gráfico 2 corresponde ao Regime R0 em 1975 e 1976 no Gráfico 1, a recessão entre 1979 e 1982 no Gráfico 2 corresponde ao Regime R0 em 1981 e 1983.

As estimações da função de probabilidade de recessão estimadas por Piger (2016) também se relacionam analogamente aos períodos de Regime R0 identificados neste artigo. No Gráfico 3 estão apresentadas as funções de probabilidade estimadas neste artigo e estimadas por Piger (2016):

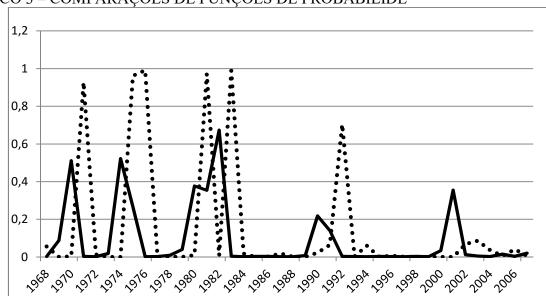


GRÁFICO 3 – COMPARAÇÕES DE FUNÇÕES DE PROBABILIDE

Fonte: Os autores e Piger (2016)<sup>8</sup>.

No Gráfico 3 a linha contínua representa a função de probabilidade de estar em recessão segundo Piger e em linha pontilhada está representada a função de probabilidade de estar sob o Regime R0, estimada neste artigo. Assim como no Gráfico 2, pode-se constatar que a função de

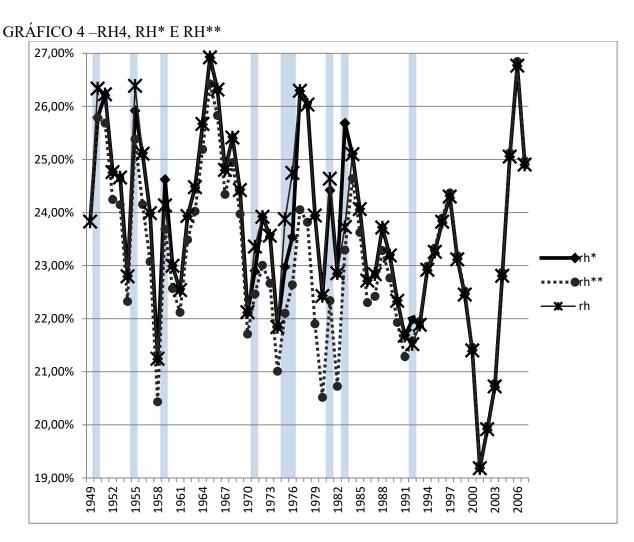
.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Os dados de Piger (2016) são trimestrais. Para anualizar utilizou-se a média das probabilidades trimestrais ao longo do ano, o que removeu os picos de probabilidade e, por isso, a série tem poucos valores acima de 50%. Não se deve utilizar esta série para interpretar se há ou não recessão. Aqui se utilizou apenas para ilustrar como os movimentos desta série de probabilidade antecipam os movimentos da série de probabilidade de Regime R0.

probabilidade de estar sob recessão segundo Piger (2016) antecipa os movimentos da Função de Probabilidade de estar sob o Regime R0.

Uma possível forma de estimação da série que utiliza custos históricos e ao mesmo tempo permite desvalorização do capital durante recessões seria, na série de taxa de lucro a custos históricos, em períodos de Regime R0, utilizar as variações da taxa de lucro a custos de reposição (RC4) no lugar das variações originais da taxa de lucro a custos históricos (RH4). Para realizar esta transformação pode-se gerar mudança no patamar da série a partir do ano de Regime R0, ou somente gerar mudanças nos anos de Regime R0. Para mudanças em patamar, a série de taxa de lucro a custos históricos (RH4) será transformada em variação em relação ao ano anterior e, nos anos de Regime R0, serão substituídos os dados de variações de RH4 por variações da taxa de lucro a custos de reposição (RC4). Para mudar apenas os dados dos anos de Regime R0, serão substituídos os dados de RH4 pelo dado do ano anterior à ocorrência de Regime R0 multiplicado por (1+txrc), ou seja, um mais a taxa de variação da taxa de lucro a custos de reposição.

Estas estimações estão apresentadas no Gráfico 4:



Fonte: Os autores

Como se pode verificar visualmente, a série rh\* apenas diferencia-se da série original RH4 nos períodos definidos como Regime R0. Em 1949, 1955, 1971, 1975, 1976 e 1981, rh\* foi menor do que RH4. Utilizando a correção que afeta o patamar da série, que gerou dados da série rh\*\*, pode-se constatar que esta série tem valores persistentemente menores do que a série original RH4 desde 1950 até 1992, quando as três séries rh\*, rh\*\* e RH4 convergem. Os dados estão disponíveis em Apêndice 1.

Estas séries corrigidas rh\* e rh\*\* foram utilizadas em modelos de mudança de regimes contra GGDP com o objetivo de comparar o comportamento dos regimes identificados com o modelo que utilizou a série orginal RH4 contra GGDP. Assim como para a regressão com mudança de regime markoviano para RH4 contra GGDP, foram identificados regimes semelhantes. Detalhes sobre a estimação do modelo podem ser visualizados em Apêndice 1. Testes de raiz unitária indicaram estacionariedade para rh\*\* e RH4, assim como para GGDP. Os testes podem ser visualizados no Apêndice 1. Regressões simples sem possibilidade de mudança de regime foram estimadas para comparar coeficientes de determinação e significância: o modelo de RH4 contra GGDP não foi significativo a 5% de significância e obteve coeficiente de determinação de 3%, enquanto o modelo que utilizou rh\*\* foi significativo a 10% de significância e obteve coeficiente de determinação de 6%. Estas regressões podem ser visualizadas em Apêndice 1.

Os modelos para explicar GGDP tanto com rh\* e rh\*\* com mudança de regime identificaram regimes em períodos semelhantes e geraram coeficientes de mesmo sinal, níveis de significância próximos e coeficiente de determinação próximos. Possivelmente não é a queima de capital, ou desvalorização de capital durante as recessões, que causa o padrão identificado como Regime R0. Para verificar esta hipótese estimou-se um modelo de mudança de regime markoviano para RC4 contra GGDP e como se pode ver em Apêndice 1 foram identificados regimes semelhantes, ainda que menos frequentes<sup>9</sup>, ao Regime R0 do modelo aqui apresentado de RH4 contra GGDP. Qual a explicação da existência de Regime R0 no modelo de RH4 contra GGDP? Qual a períodos em que não foi identificado regime semelhante no modelo de RC4 contra GGDP? Qual a

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> O fato de haver menor frequência de regimes R0 na regressão de rc contra GGDP do que RH4 contra GGDP significa que a relação entre RC4 e GGDP é mais constante do que RH4 com GGDP. Isso, do ponto de vista de previsão de GGDP, é um aspecto positivo de rc em relação a RH4. Por outro lado, para previsão de recessões, tendo em vista que a função de probabilidade de R0 da regressão de RH4 contra GGDP está altamente correlacionada com a função de probabilidade de recessão estimada por Piger (2016), a variável RH4 é tem maior capacidade de prever recessões a partir das previsões de probabilidade de entrar no Regime R0. Em suma, comparando com a relação entre RC4 e GGDP, o aspecto negativo de inconstância relativa na relação entre RH4 e GGDP tem o aspecto positivo que é uma maior capacidade de previsão de recessões.

explicação da existência de Regime R0 no modelo de RH4 contra GGDP em períodos em que também foi identificado Regime R0 no modelo de RC4 contra GGDP?

Para a primeira pergunta, a resposta está na diferença entre as metodologias de estimação da taxa de lucro RC4 e RH4. O fato de RH4 não permitir desvalorização do capital em recessões faz com que em alguns períodos RH4 esteja sob o Regime R0 e enquanto RC4, em seu modelo, não esteja.

Para a segunda pergunta, existem duas possíveis explicações que não são mutuamente excludentes: a natureza das séries faz com que a taxa de lucro, tanto a custos históricos ou a custos de reposição, tenha dois padrões de relação com a Variação absoluta do produto doméstico bruto. Esta resposta poderia ter respaldo na concepção da taxa de lucro do período atual representa a Variação absoluta do produto doméstico bruto máxima no período seguinte. Ou seja, poderia haver dois padrões: períodos em que o crescimento se realizada próximo à taxa de lucro e períodos em que isso não ocorre, por exemplo. Outra explicação poderia ser o tempo de rotação do capital, que muda bruscamente em períodos de recessão. Tendo em vista que as taxas de lucro estimadas como RC4 e RH4 não levam em conta o tempo de rotação do capital, isso pode causar dois padrões de relação entre a taxa de lucro e o crescimento do produto doméstico bruto.

#### 4 CONCLUSÃO

Neste artigo desenvolveu-se uma solução empírica para o problema de como computar os dados de capital fixo no denominador da taxa de lucro. Para tanto, realizou-se, a partir de dados de Kliman (2009), um modelo de mudança de regime markoviano para identificar períodos em que a taxa de lucro a custos históricos não rege a economia. Nestes períodos, que coincidiram com períodos após recessões econômicas nos EUA, foram utilizadas variações da taxa de lucro a custos correntes para corrigir as variações da taxa de lucro a custos históricos. O resultado obtido foi que a taxa de lucro a custos históricos corrigida (r\*\*) apresentou maior coeficiente de determinação com o crescimento econômico (GGDP) do que as séries originais.

A partir de testes com a série corrigida também foram identificadas mudanças de regime. Este fato, inesperado, deu espaço para questionamentos: Porque alguns regimes não foram identificados com a série corrigida? Porque alguns regimes identificados anteriormente com a série original persistiram com a série corrigida?

Para a primeira questão considera-se que de fato os capitalistas reavaliam seus investimentos no período de crise e assim a taxa de lucro corrigida (rh\*\*) tem uma relação mais estável com o crescimento (GGDP) do que a taxa de lucro original (RH4). Para a segunda não pôde ser respondida. Considera-se que as variações do tempo de rotação do capital, que não foram incorporadas na série de taxa de lucro, e a própria natureza das séries sejam responsáveis pela persistência dos regimes na estimação utilizando tanto RH4 quanto rh\*\*.

# REFERÊNCIAS

DOORNIK, J. A. HANSEN H. A practical test for univariate and multivariate normality.

Discussion paper, Nuffield College. 1994. Disponível em:

<a href="http://www.doornik.com/research/normal2.pdf">http://www.doornik.com/research/normal2.pdf</a>>. Acesso em 01 de fev. de 2016.

FRED. Dates of U.S. recessions as inferred by GDP: based recession indicator. Federal Reserve Bank of St. Louis. Disponível em

<a href="https://research.stlouisfed.org/fred2/series/JHDUSRGDPBR">https://research.stlouisfed.org/fred2/series/JHDUSRGDPBR</a> Acesso em: 28 de jan. de 2016.

HAMILTON, J. D. The Econbrowser Recession Indicator Index. Disponível em:

<a href="http://econbrowser.com/recession-index">http://econbrowser.com/recession-index</a>. Acesso em: 22 de jan. de 2016.

JONES, P. Depreciation, Devaluation and the Rate of Profit. 2012. Disponível em:

<a href="http://thenextrecession.files.wordpress.com/2012/07/jones">http://thenextrecession.files.wordpress.com/2012/07/jones</a> peter-

depreciation devaluation and the rate of profit final.pdf>. Acesso em: 06 de nov. de 2015.

KLIMAN, A. The Persistent Fall in Profitability Underlying the Current Crisis: **New Temporalist Evidence.** 2009. Disponível em:

<a href="http://akliman.squarespace.com/storage/Persistent%20Fall%20whole%20primo%2010.17.09.pdf">http://akliman.squarespace.com/storage/Persistent%20Fall%20whole%20primo%2010.17.09.pdf</a>. Acesso em: 06 de nov. de 2015.

KLIMAN, A. The Profit Rate Under Continuous Technological Change. Review of Radical Political Economics 20, no. 2–3 (June 1, 1988): 283–89.

KLIMAN, A. **The Failure of the Capitalist Production:** Underlying Causes of the Great Recession. Pluto Press, 2011.

MARX, K. Capital. The Process of Capitalist Production as a Whole.V.3. Penguin Books. New York: Clays Ltd, 1991.

PCGIVE. OxMetrics 7. Disponível em: < http://www.doornik.com/pcgive/>. Acesso em: 22 de fev. de 2016.

PIGER, J. Smoothed U.S. Recession Probabilities. Disponível em:

<a href="http://pages.uoregon.edu/jpiger/us">http://pages.uoregon.edu/jpiger/us</a> recession probs.htm/>. Acesso em: 22 de fev. de 2016.

APÊNDICE 1

DADOS DE TAXA DE LUCRO A CUSTOS HISTÓRICOS CORRIGIDOS PELAS VARIAÇÕES DA TAXA DE LUCRO A CUSTOS CORRENTES NOS REGIMES 0

			T CERE II CEBIOL		THE STATE OF THE S	12201	102 112 0			
									Variação	
Ano	Rc4	Rh4	P(R=1)	R=1	R=0	rh*	rc4t/rc4t-1	rht/rht-1	de rh**	rh**
1949	14,8%	23,8%	.99995936798684415	1	0	23,83%	0,9768	0,9502	0,9502	23,83%
1950	16,0%	26,3%	.0002593745813164205	0	1	25,79%	1,0823	1,1052	1,0823	25,79%
1951	16,0%	26,2%	.99999996134904978	1	0	26,23%	1,0014	0,9960	0,9960	25,68%
1952	15,3%	24,8%	.99999880725426715	1	0	24,76%	0,9539	0,9440	0,9440	24,25%
1953	15,4%	24,7%	.99848145439898983	1	0	24,767%	1,0072	0,9959	0,9959	24,25%
1 1			1	1						
1954	14,7%	22,8%	.99958280812468847		0	22,80% 25,92%	0,9529	0,9246	0,9246	22,33%
1955	16,7%	26,4%	.0028848253086286315	0	1		1,1369	1,1574	1,1369	25,38%
1956	15,3%	25,1%	.99999889897513383	1		25,11%	0,9157	0,9515	0,9515	24,15%
1957	14,6%	24,0%	.98479399568747428	1	0	23,99%	0,9539	0,9554	0,9554	23,07%
1958	13,5%	21,2%	.96390254494369598	1	0	21,24%	0,9265	0,8856	0,8856	20,43%
1959	15,7%	24,1%	.0053539378750827793	0	1	24,62%	1,1592	1,1361	1,1592	23,69%
1960	15,4%	23,0%	.99999826375161127	1	0	23,00%	0,9803	0,9528	0,9528	22,57%
1961	15,6%	22,5%	.98837989917942715	1	0	22,54%	1,0133	0,9801	0,9801	22,12%
1962	17,0%	23,9%	.94340916916514717	1	0	23,93%	1,0898	1,0619	1,0619	23,49%
1963	17,8%	24,5%	.99996478947736234	1	0	24,48%	1,0477	1,0227	1,0227	24,02%
1964	18,7%	25,7%	.9984744681360338	1	0	25,67%	1,0522	1,0486	1,0486	25,19%
1965	19,6%	26,9%	.99966990753226281	1	0	26,92%	1,0503	1,0489	1,0489	26,42%
1966	19,1%	26,3%	.99996849052583237	1	0	26,32%	0,9726	0,9775	0,9775	25,83%
1967	18,0%	24,8%	.99995550567828584	1	0	24,80%	0,9421	0,9424	0,9424	24,34%
1968	18,1%	25,4%	.94457539237706134	1	0	25,41%	1,0051	1,0247	1,0247	24,94%
1969	17,0%	24,4%	.99967343122036934	1	0	24,42%	0,9415	0,9611	0,9611	23,97%
1970	15,0%	22,1%	.99709076447029321	1	0	22,12%	0,8840	0,9057	0,9057	21,71%
1971	15,6%	23,4%	.072157164011063604	0	1	22,89%	1,0349	1,0559	1,0349	22,47%
1972	15,8%	23,9%	.98671121379627369	1	0	23,92%	1,0158	1,0240	1,0240	23,01%
1973	15,1%	23,6%	.99993230052794868	1	0	23,56%	0,9548	0,9852	0,9852	22,67%
1974	12,5%	21,8%	.99998912930473072	1	0	21,84%	0,8276	0,9269	0,9269	21,01%
1975	13,2%	23,9%	.038497051707759904	0	1	22,98%	1,0520	1,0930	1,0520	22,10%
1976	13,5%	24,7%	.0085107182275566146	0	1	23,54%	1,0243	1,0366	1,0243	22,64%
1977	14,0%	26,3%	.99963907543856312	1	0	26,29%	1,0381	1,0625	1,0625	24,05%
1978	13,6%	26,0%	.99895511940825932	1	0	26,03%	0,9723	0,9901	0,9901	23,82%
1979	12,1%	23,9%	.99989932640037138	1	0	23,94%	0,8923	0,9197	0,9197	21,90%
1980	11,0%	22,4%	.98995885888725721	1	0	22,43%	0,9054	0,9367	0,9367	20,52%
1981	12,0%	24,6%	.026989910816144297	0	1	24,42%	1,0889	1,0985	1,0889	22,34%
1982	11,4%	22,9%	.99288349930654884	1	0	22,85%	0,9546	0,9277	0,9277	20,73%
1983	12,8%	23,7%	.010339092813951721	0	1	25,69%	1,1239	1,0382	1,1239	23,29%
1984	14,2%	25,1%	.98218204104297413	1	0	25,10%	1,1063	1,0578	1,0578	24,64%
1985	14,1%	24,1%	.99999930178093799	1	0	24,06%	0,9924	0,9588	0,9588	23,62%
1986	13,7%	22,7%	.99748555453023946	1	0	22,72%	0,9743	0,9441	0,9441	22,30%
1987	14,1%	22,8%	.98197248186610575	1	0	22,84%	1,0284	1,0053	1,0053	22,42%
1988	14,7%	23,7%	.99891796023646773	1	0	23,72%	1,0398	1,0385	1,0385	23,28%
1989	14,4%	23,2%	.99986325097445461	1	0	23,19%	0,9792	0,9777	0,9777	22,77%
1990	13,9%	22,3%	.97699245041173999	1	0	22,34%	0,9651	0,9632	0,9632	21,93%
1991	13,9%	21,7%	.93582521496601978	1	0	21,68%	0,9985	0,9706	0,9706	21,28%
1992	14,0%	21,5%	.29627689198190249	0	1	21,98%	1,0140	0,9926	1,0140	21,58%
1993	14,3%	21,9%	.99694080941459229	1	0	21,88%	1,0185	1,0170	1,0170	21,95%
1994	15,0%	22,9%	.94032287805267245	1	0	22,92%	1,0513	1,0473	1,0473	22,99%
1995	15,3%	23,3%	.99905302236684246	1	0	23,26%	1,0169	1,0148	1,0148	23,33%
1996	15,9%	23,8%	.9930898760579282	1	0	23,83%	1,0430	1,0244	1,0244	23,90%
1997	16,5%	24,3%	.99858979762414257	1	0	24,30%	1,0348	1,0198	1,0198	24,37%
1998	15,9%	23,1%	.99979271561463334	1	0	23,12%	0,9664	0,9514	0,9514	23,19%
1999	15,7%	22,5%	.9999034675115358	1	0	22,45%	0,9829	0,9713	0,9713	22,52%
2000	14,9%	21,4%	.99970604745477254	1	0	21,40%	0,9523	0,9531	0,9531	21,46%
2000	13,6%	19,2%	.99970004743477234	1	0	19,18%	0,9323	0,8964	0,8964	19,24%
2001	14,4%	19,276	.9319334119936894	1	0	19,1876	1,0611	1,0382	1,0382	19,2476
2002	14,4%	20,7%	.91397677318042492	1	0	20,72%	1,0379	1,0382	1,0382	20,78%
2003	15,7%	20,7%	.96333415986889037	1	0	20,72%	1,0527	1,1006	1,1006	20,78%
2004	16,4%	25,1%	.99441067505251124	1	0	25,05%	1,0327	1,1006	1,1006	25,13%
2003	16,9%	26,8%	.95944979133494968	1	0	26,77%	1,0403	1,0983	1,0684	26,85%
2006		24,9%			0	24,90%	· /		0,9304	
2007	15,7%	Z <del>4,</del> 9%	.99356443115914483	1	U	24,90%	0,9293	0,9304	0,9304	24,98%

# SAÍDA DA REGRESSÃO DE RH\*\* CONTRA GGDP

The estimation sample is: 1949 - 2007

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	-5.07103	3.520	-1.44	0.156
rh**(0)	20.7601	15.17	1.37	0.177
rh**(1)	40.4551	15.05	2.69	0.010
sigma	1.56264	0.1889	8.27	0.000
p_{0 0}	0.0994163	0.1216	0.817	0.417
p_{0 1}	0.173376	0.06804	2.55	0.014

log-likelihood -129.338472

no. of observations 59 no. of parameters 6
AIC.T 270.676943 AIC 4.5877448
mean(ggdp) 3.55378 var(ggdp) 5.59299

Linearity LR-test Chi^2(3) = 6.9017 [0.0751] approximate upperbound: [0.2506]

Transition probabilities  $p_{ij} = P(Regime i at t+1 | Regime j at t)$ 

Regime 0,t Regime 1,t
Regime 0,t+1 0.099416 0.17338
Regime 1,t+1 0.90058 0.82662

Used uniform probabilities to start recursion Std.Error based on numerical Hessian matrix

SQPF using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

Used starting values:

-0.95963 11.736 27.380 1.4302 0.50000 0.50000

# FUNÇÃO DE PROBABILIDADE DE REGIME RO NA REGRESSÃO DE RH\*\* CONTRA GGDP

