

ISSN 1519-4612

Universidade Federal Fluminense

TEXTOS PARA DISCUSSÃO

UFF/ECONOMIA

Universidade Federal Fluminense

Faculdade de Economia

Rua Tiradentes, 17 – Ingá – Niterói (RJ)

Tel.: (0xx21) 2629-9699 Fax: (0xx21) 2629-9700

<http://www.uff.br/econ>

esc@vm.uff.br

**Ajustamento nos Mercados de
Fatores, Raiz Unitária e Histerese
na Economia Americana**

Julia de Medeiros Braga

TD 241
Jul/2008

Resumo

O artigo avalia as implicações da existência de uma raiz unitária em algumas variáveis macroeconômicas norte-americanas, para diferentes Escolas do Pensamento Econômico, no que concerne ao ajustamento de longo prazo dos mercados de fatores e à determinação do produto potencial. Encontramos uma raiz unitária nos níveis do produto e do emprego e que tanto o grau de utilização da capacidade como a taxa de desemprego são estacionários. As evidências são perfeitamente compatíveis com um modelo de crescimento liderado pela demanda. Argumentamos também a importância de analisar o efeito histerese nos níveis de emprego e não na taxa de desemprego.

Abstract

The paper evaluates the implications of unit root tests of some macroeconomic time series for the U.S. for alternative theoretical views of the long run adjustment in factor markets and the determination of potential output. We find unit roots in the levels of output and employment and that both the degree of capacity utilization and the unemployment rate are stationary. We find the evidence is fully compatible with a heterodox view of demand led long run growth. We also argue the importance of analyzing hysteresis in the level of employment rather than in the rate of unemployment.

Key-words: Unit Root, Hysteresis, Potential Output, Schools of Thought

JEL Classification: B51, C22

I Introdução

Dois fatos estilizados concernentes a como aos dois principais fatores de produção de uma economia (capital e trabalho) se comportam a longo prazo tem sido interpretados como uma evidência de uma tendência ao “equilíbrio” nos mercado de fatores e da validade empírica da visão neoclássica do funcionamento do mecanismo de mercado. O primeiro é uma evidente (apesar de lenta e com frequência irregular) tendência secular na direção de uma igualdade aproximada entre oportunidades de emprego e o tamanho da força de trabalho. O segundo é a tendência secular (que opera bem mais rápido e de forma mais eficiente) na direção de certa congruência entre a demanda agregada e o estoque de capital da economia, isto é, uma tendência de aproximação do grau de utilização do equipamento de capital ao seu nível planejado ou normal.

Como aponta Serrano (2001) para os autores neoclássicos estes fatos estilizados são vistos como claramente confirmando a visão de que no longo prazo o produto tende a se ajustar à capacidade produtiva disponível (ou mais geralmente às dotações de ‘fatores de produção’). Como K. Arrow argumentou em sua palestra do Prêmio Nobel de 1972: "The balancing of supply and demand is far from perfect."..." the system has been marked by recurring periods in which the supply of available labor and of productive equipment for the production of goods has been in excess of their utilization"... Nevertheless, when due allowances are made, the coherence"... "is remarkable." (reimpresso em Arrow, 1983, p.200). Por outro lado, Serrano (2001) também mostra que os mesmos fatos são interpretados de forma totalmente oposta por heterodoxos, em particular Sraffianos. Garegnani (1990) apontou tal “coincidência aproximada a longo prazo entre emprego de trabalho e trabalho buscando emprego”... “é apenas para ser esperado, na extensão em que trabalhadores não podem viver de ar. Esta coincidência aproximada pode em verdade resultar de trabalho procurando emprego, ajustando-se a oportunidades de emprego ao invés do contrário” através de imigração, mudanças nas taxas de participação e ‘desemprego disfarçado’ no setor informal. Para os Sraffianos, o mesmo raciocínio aplicaria ao grau de utilização da capacidade: “ o tamanho da dotação de capital parece, quando nada, até mais suscetível de adaptação ao seu emprego do que é o tamanho da força de trabalho ... é o nível da demanda agregada e do produto que determina o nível de estoque de capital.” (Garegnani (1990), p. 116-117).

Neste trabalho, seguindo o caminho aberto por Libanio (2004), queremos avaliar, no caso específico da economia americana no período 1947-2007, se os resultados de testes de raiz unitária são compatíveis com a visão de crescimento de longo prazo liderado pela demanda defendida por Garegnani e por Serrano (2001, 2008). Para isso, são apresentados alguns conceitos estatísticos (seção II) e a descrição dos testes utilizados (seção III). Na seção IV avaliamos a presença de raiz unitária nos níveis do produto. A seguir (seção V) apresentamos o debate interno à tradição neoclássica entre novos keynesianos e novos clássicos da abordagem do ciclo real sobre a questão da raiz unitária nos níveis do produto e suas implicações, testando a robustez dos resultados. Na seção VI apresentamos uma solução ao debate baseada em uma interpretação alternativa heterodoxa. Na seção VII tratamos do efeito histerese no contexto da estacionariedade da taxa de desemprego e presença de raiz unitária no nível de emprego. Concluimos com uma breve seção (V) de observações finais.

II Alguns Conceitos

Na década de 1980, a partir do trabalho seminal de Nelson e Plosser (1982), foi iniciado um importante debate sobre séries de tempo. Esse debate alterou significativamente a forma como os econométricos começaram a estimar modelos que envolviam dados de séries de tempo. Além disso, esse debate deu respaldo para o surgimento de uma nova corrente de teoria sobre os ciclos econômicos, a escola dos ciclos reais. O estudo foi aplicado a séries da economia norte-americana, ponto de partida de estudos empíricos com pretensões de testar propriedades universais.

No que tange à série do PIB norte americano, Nelson e Plosser (1982) argumentaram que esta não seria uma série de *tendência-estacionária* mas sim uma série de *diferença-estacionária*. Dessa forma, os autores colocaram em cheque a forma usual de modelagem da tendência do PIB mostrando que esta não estava de acordo com as propriedades estatísticas da série. Os autores mostraram que o PIB americano tem a característica de conter uma raiz unitária mesmo quando levada em consideração a tendência determinística presente na série.

Uma série (y_t) é *tendência-estacionária* quando, uma vez retirada a influência da tendência determinística (dt), torna-se estacionária ($y_t = d_t + u_t$ em que u_t é a componente estacionária da série). Uma tendência é determinística (d_t) se é uma função do tempo, bem determinada. Em geral a forma funcional mais utilizada é a aquela em que d_t é uma função linear no tempo:

$d_t = a + b(t)$ em que t é uma linha no tempo, a série $\{1, 2, 3, 4, \dots, n, \dots\}$. Para o caso do PIB norte americano, pela característica de crescimento exponencial da série, a forma usualmente adotada é a tendência log-linear; o procedimento utilizado é aplicar a transformação logarítmica na série para então modelá-la através da fórmula linear no tempo.

Uma característica importante da série estacionária é a de retorno à sua média (*mean reversion*). Isso significa que, dado um s , a esperança condicional de u_{t+s} tende (em *mean square* e portanto em probabilidade) para a esperança (não condicionada) de u_t conforme s tenda a infinito:

$$E(u_{t+s} / u_t, u_{t-1}, \dots, u_0) \xrightarrow[m.s.]{} E(u_t) \text{ conforme } s \rightarrow \infty$$

Dessa forma, dado que u_t é *mean reversing*, com média igual a zero, por definição, a série y_t tem a característica de retornar à sua componente de tendência determinística d_t no longo prazo. Isto é, da mesma forma que uma série estacionária retorna à sua média com o passar do tempo, uma série *tendência-estacionária*, retorna à sua tendência determinística com o passar do tempo. Dessa forma, a componente de tendência irá permanecer nas previsões de longo prazo (que são, em termos formais, a esperança condicionada da série) enquanto a componente irregular vai desaparecer.

Nesse ponto é fundamental notar a diferença entre a esperança simples (a **média** da série) e a esperança condicionada, que é o valor em determinado ponto no tempo ($t+s$) da série levando em consideração o conhecimento da dinâmica da série até determinado ponto t (daí o termo ‘condicionada’). A esperança condicionada é a estatística que se utiliza para o cálculo tanto da estimativa (regressão) quanto da **previsão de longo prazo** da série. Portanto a diferença fundamental em relação à esperança simples é que na esperança condicionada se tem o prévio conhecimento do passado da série e, portanto, se pode levar em consideração como este influencia o presente ou o futuro da mesma.

O primeiro tipo de modelo utilizado para a dinâmica do PIB é:

$$y_t = y_0 + \alpha t + u_t \quad ; \quad t = 1, 2, 3, \dots$$

em que u_t é uma série estacionária (para simplificar, um ruído branco). A média de y_t é a própria componente de tendência determinística: $E(y_t) = y_0 + \alpha t$ e previsão de longo prazo (esperança de y_{t+s} condicionada pelo passado da série y_t) também:

$$E(y_{t+s}/y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) = y_0 + \alpha(t+s) ; \forall s.$$

Quando uma série não é estacionária não terá a característica de retornar para sua média com o passar do tempo. Nesse caso, esta série irá necessariamente conter uma tendência estocástica. Repare que isso não significa necessariamente que esta terá uma tendência clara de crescimento ou decréscimo ao longo do tempo. Isto é, pode acontecer da série ter uma média constante (e, portanto, não ter uma tendência de crescimento ou diminuição) e ainda assim ser não-estacionária, não voltando para sua média com o passar do tempo. Para isso, basta que sua variância varie com o tempo, o que terá a consequência no limite de torná-la infinita. Logo, embora toda série que apresente tendência determinística seja não-estacionária, nem toda a série não-estacionária apresenta uma tendência determinística.

Uma tendência estocástica (s_t) é definida como: $s_t = f(\sum^t u_i)$, em que u_t é uma variável aleatória estacionária. O caso mais simples é o que f é uma função linear e u_t um ruído branco ($E(u_t) = 0$, $V(u_t) = \sigma^2$ e $Cov(u_t, u_{t+j}) = 0 \forall j$):

$$s_t = a + b \sum^t u_i$$

Então a tendência estocástica é uma função do acúmulo (soma) das componentes irregulares até o momento t . Essa variável, apesar de ser estocástica, é uma tendência porque tem efeito permanente sobre a série, afetando sua previsão de longo prazo. Repare que, apesar de cada observação u_i ter média zero, a soma parcial desses termos até o momento t pode assumir qualquer valor. Portanto a esperança de u_i é zero ($E(u_i)=0$), mas a esperança condicional $E(u_i/u_1, \dots, u_t)$ pode ser diferente de zero.

Podemos interpretar a tendência estocástica como uma componente que vai desviar a variável de sua média (ou, se existir, de sua tendência determinística) de uma maneira aleatória, sem necessariamente se compensar ao longo do tempo.

O modelo mais simples que contém uma tendência estocástica é o processo de *random walk*. Embora essa série tenha média (esperança não condicionada) constante igual a y_0 , sua variância é $V(y_t) = t\sigma^2$ e, portanto, é função do tempo e no limite tende ao infinito. Dessa forma, a média de y_t não tem representatividade alguma, uma vez que não é um centro de atração da série. Além disso, a previsão de longo prazo da série y_t não é igual à média, já que sofre a influência da própria tendência estocástica.

Dessa forma, embora seja estocástica, s_t tem efeitos permanentes sobre a série y_t . Uma série pode conter tanto uma tendência determinística como uma tendência estocástica, caso do segundo tipo de modelo utilizado para determinar a dinâmica do PIB. O modelo mais simples é o *random walk plus drift*:¹

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + u_t$$

Resolvendo recursivamente obtém-se:

$$y_t = y_0 + \alpha t + \sum^t u_i$$

Portanto neste modelo a média também é igual a uma tendência determinística, qual seja:

$$E(y_t) = y_0 + \alpha t$$

Contudo, a esperança condicional é influenciada pela tendência estocástica:

$$E(y_{t+s}/y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) = y_0 + \alpha(t+s) + \sum^t u_i$$

Assintoticamente a tendência determinística domina a trajetória da série², contudo, ainda assim, a tendência estocástica influencia a previsão de longo prazo da série.

As séries que contém tendência estocástica são chamadas de *diferença-estacionária*, uma vez que haverá um determinado número de vezes em que se tem que diferenciar a série que será suficiente para que esta se torne estacionária.

Portanto, a diferença entre o modelo *tendência-estacionário* e o modelo de *diferença-estacionário* é que, embora em ambos os modelos a variável y_t possa crescer

¹ Uma série com tendência determinística, também pode conter, além da componente de tendência estocástica, uma componente transitória. Um exemplo é o *random walk plus drift and noise*. Este pode ser encarado como um modelo mais completo para modelar a série de PIB, pois contém ‘choques’ que vão influenciar somente o curto prazo e ‘choques’ que vão influenciar tanto o curto como o longo prazo.

² Com a decomposição de Beveridge-Nelson é possível mostrar que todo processo integrado de ordem um (isto é, não estacionário que se torna estacionário quando diferenciado uma vez) pode ser escrito como a soma de uma tendência estocástica, um processo estacionário e uma condição inicial, além de poder conter também uma tendência determinística linear. Aplicando a teoria assintótica, se mostra que, quando não existe a tendência determinística, é a tendência estocástica que vai dominar as outras componentes assintoticamente. Quando a tendência determinística está presente, esta é que vai dominar as outras componentes assintoticamente. Ver Hayashi (2000, p. 566).

a uma mesma taxa de $\alpha\%$ no longo prazo, no modelo *diferença-estacionário* a tendência de longo prazo sofre a influência permanente dos choques da componente irregular u_t que aconteceram nos períodos anteriores, enquanto que no modelo *tendência-estacionário* esses choques, mesmo que tenham alguma memória, se dissipam com o passar do tempo.

É necessário identificar corretamente as propriedades de determinada série de tempo sob o risco de obter estimativas inconsistentes.³ Porém tal tarefa não é trivial. A dificuldade estatística é que as propriedades de teoria assintótica usuais muitas vezes não se aplicam.⁴ O instrumento mais utilizado para realizar tal distinção são testes de raiz unitária.

Existe um grande número de testes de raiz unitária já formulados e a literatura sobre esse tema está em constante evolução. Isso acontece porque teoricamente não existe um único teste de hipótese que domine outras possibilidades, seja em amostras finitas seja assintoticamente. Isto é, não existe um único candidato que ao testar a hipótese nula de raiz unitária versus a hipótese de ausência de raiz unitária seja uniformemente mais poderoso que outros (ver Stock, 1994, p. 2764). Uma vez estipulado um determinado tamanho do teste (probabilidade de rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária quando esta é verdadeira), não existe um teste que apresente maior poder (probabilidade de rejeitar a hipótese de existência de raiz unitária quando esta for falsa, ou, o que dá no mesmo, a menor a probabilidade de aceitar a hipótese de existência de raiz unitária quando esta é falsa) para todos os possíveis valores do intervalo que o parâmetro pode assumir na hipótese alternativa.⁵

³ Foi a partir desse debate que surgiu os métodos de decomposição □ isto é, separação da componente de tendência, sazonalidade, ciclo e irregularidades □ de séries com componentes estocásticas, como os descritos nos trabalhos pioneiros de Beveridge e Nelson (1981) e Hodrick e Prescott (1984).

⁴ Ver Stock (1994 p. 2758-63). O problema principal é que as distribuições limites dos estimadores e das estatísticas de teste não são as tradicionais. Além disso, os estimadores são consistentes a uma taxa T (onde T é o tamanho da amostra) e não a uma taxa $T^{1/2}$, como usualmente acontece. A presença de correlação serial e de correlação entre os regressores e o termo de erro não altera a consistência dos estimadores, no entanto altera suas distribuições assintóticas. Ademais, a distribuição limite dos estimadores depende do formato real de d_t e da sua correta estimativa.

⁵ Os autores de testes de raiz unitária se depararam com a necessidade de obter as distribuições assintóticas para as suas estatísticas e o fazem através de simulações de Monte Carlos. O desafio é obter um teste com alto poder em grandes e pequenas amostras, baixas distorções de tamanho em pequenas amostras, com distribuição assintótica não afetada nem pelos parâmetros da função d_t nem pelos parâmetros associados à dinâmica de curto prazo da série (v_t). Essa última característica garante a invariância do teste, pois significa que o resultado não irá ser alterado por transformações contínuas das séries (como a transformação logarítmica, por exemplo, ou a mudança de medida das séries). Ver Stock (1994, p. 2764).

III Testes de Raiz Unitária

Utilizamos seis diferentes testes de raiz unitária para o produto, os dois mais tradicionais – o famoso augmented Dickey-Fuller (Dickey-Fuller, 1979) e o teste de Phillips-Perron (1988) – e quatro testes mais recentes –GLS-detrended Dickey-Fuller (formulado por Elliot, Rothenberg e Stock, 1996); Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992); Elliott, Rothenberg e Stock Point Optimal (ERS, 1996) e, finalmente, Ng e Perron (NP, 2001) disponíveis no E-views (2007)⁶.

O teste ADF já é bastante conhecido e não precisamos descrevê-lo nesta seção (ver Hayashi, 2000, p. 573). Cabe apenas lembrar que a estatística de teste se assemelha ao teste t-student

$$\tau_{\alpha} = \frac{|\hat{\alpha} - 0|}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}}$$

A hipótese nula é que $\alpha=0$, que α é o coeficiente associado à primeira defasagem da série que entra como regressor num processo AR(p) para a primeira diferença da mesma. O critério de rejeição indica rejeitar H_0 se $|ADF| > VC$ em que VC é o valor crítico da distribuição. Como acontece em casos de existência de raiz unitária, a distribuição assintótica de t não é a mesma para o caso de que a série é estacionária (nesse caso a t de student). Dessa forma, se utiliza os valores críticos tabulados por MacKinnon (1996).

A escolha correta dos *lags* é importante já que pode influenciar no desempenho do teste. O que se faz é escolher um número que seja o suficiente para eliminar uma possível correlação serial dos resíduos. A escolha é feita pela minimização de um critério de informação. Para esse teste, utilizamos o critério de Schwarz (BIC), como sugerido por Stock (1994, p. 2781).

O teste de Phillips-Perron foi formulado com o objetivo de resolver o viés assintótico do teste original de Dickey-Fuller quando existe correlação serial nos

⁶ Ver EViews6, User's Guide II (2007).

resíduos (ver Davidson e MacKinnon, 1993, p. 712). Isso é feito através de uma correção da estatística τ do teste original de Dickey-Fuller:

$$\tau_\alpha = \frac{|\hat{\alpha} - 0|}{\sigma_{\hat{\alpha}}} \text{ para a equação que supõe que o } y_t \text{ é um AR(1):}$$

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + d_t' \delta + u_t$$

e é estimada por mínimos quadrados ordinários.

No nosso caso, a versão que utilizamos do teste de Phillips-Perron é o da estatística τ modificada. O teste é não paramétrico uma vez que não impõe uma especificação paramétrica para os resíduos.

A estatística τ modificada é

$$\tau^* = \frac{\hat{\sigma} \tau}{\hat{\lambda}} - \frac{T(\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2)}{2\hat{\lambda} y' M_x y}$$

em que, teoricamente λ^2 é a variância de longo prazo de u_t (limite de T vezes a variância da média amostral de u_t), $\hat{\sigma}^2$ é um estimador consistente da variância dos erros e $M_X = I_T - P = I_T - X(X'X)^{-1}X'$, em que X é a matriz variância/covariância dos resíduos.

A intuição dessa modificação feita por Phillips e Perron é que, na presença de autocorrelação serial, é necessário levar em conta não somente a variância dos resíduos como suas autocovariâncias. O importante desse termo de correção é que este é uma função da diferença entre a variância estimada de u_t e a variância de longo prazo estimada de u_t : $f(\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2)$.

Teoricamente a variância de longo prazo é o somatório das autocorrelações dos resíduos γ (isto é, a função geradora de momentos evoluída na unidade, $g(1)$). Quando não existe correlação serial todas as autocovariâncias serão zero e a soma das autocovariâncias será portanto a variância de u_t . Assim o termo de correção zera já que $\lambda^2 = \sigma^2$. Ao mesmo tempo, esse termo de correção impede que a distribuição assintótica se altere na presença de correlação serial. Pode-se mostrar também que a variância de longo prazo de u_t é igual à função geradora de autocovariância (a soma de todas as autocovariâncias dos resíduos) que é igual a 2π vezes a densidade espectral a uma frequência zero f_0 ⁷.

⁷ Uma série de tempo pode ser representada no domínio do tempo ou então no domínio frequencial (ou espectral). Nesse domínio, se representa uma série de tempo através de vários ciclos de diferentes frequências. Para o que nos interessa aqui, o importante é saber que o spectrum a uma frequência zero de uma série é igual à soma infinita das autocovariâncias dividida por 2π .

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T E(\bar{u} - \mu_u)^2 = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j = g_Y(1) = 2\pi f_0$$

É por isso que muitos testes levam em conta o f_0 na sua especificação. Um dos problemas dos testes de raiz unitária é que existe mais de uma maneira de estimar f_0 e portanto λ^2 .

Repare que, teoricamente,

$$\lambda^2 = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j$$

Contudo, é necessário um estimador de λ^2 válido em amostras finitas. O que vai diferenciar os estimadores de λ^2 são os pesos usados para as autocovariâncias que são adotados e também o parâmetro q , chamado *bandwidth parameter*, que será escolhido. Esse parâmetro é uma função do tamanho da amostra e do número de autocovariâncias que será utilizado.

No presente teste adotamos o estimador indicado pelos próprios autores (Phillips e Perron) que é o estimador das covariâncias de Kernel do tipo Bartlett –isto é, com pesos linearmente declinantes. O *bandwidth parameter* foi escolhido pelo método de Newey-West.

Como a distribuição assintótica da estatística τ não é alterada com a correção, os valores críticos são os mesmos utilizados pelo teste ADF tabulados por MacKinnon (1996) para o caso AR(1). O critério de rejeição é o mesmo do teste ADF, isto é, rejeitar H_0 se $|PP| > VC$.

Esses dois testes mais tradicionais são criticados na literatura por apresentarem problemas de desempenho. O teste ADF apresenta poder muito baixo, isto é, o teste tem um viés de aceitar a hipótese nula. Já o teste PP apresenta grandes distorções de tamanho em amostras finitas (diferença entre o nível de significância desejado e o efetivo, calculado pela amostra). Dessa forma, o teste tem um viés a rejeitar a hipótese nula. Ver Stock (1994, p. 2777).

O teste de Dickey-Fuller com método de mínimos quadrados generalizados (DF-GLS: *Generalised Least Squares Dickey-Fuller test*) foi um dos testes propostos em Elliot, Rothenberg e Stock (ERS, 1996) e consiste numa modificação do teste ADF. A motivação de ERS era gerar um teste em que a distribuição assintótica não fosse afetada pela forma de d_t e sua correta especificação.

O problema é que para retirar a influência da componente d_t é preciso antes conhecer o valor do parâmetro associado a essa variável explicativa. Dessa forma, o procedimento do teste constitui-se num procedimento de mínimos quadrados generalizados da seguinte forma: em primeiro lugar se obtém a estimação do parâmetro $\delta(\theta)$ na equação abaixo: $d(y_t/\theta) = d(X_t/\theta)' \delta(\theta) + \eta_t$

em que em que $d(y_t/\theta)$ é a quase diferença de y_t sujeita a determinado valor de θ .

$$d(y_t / \theta) = \begin{cases} y_t & \text{se } t = 1 \\ y_t - \theta y_{t-1} & \text{se } t > 1 \end{cases}$$

$\theta = 1 + c/T$, isto é, θ está numa vizinhança c/T próximo a um. Caso θ fosse igual a 1 $d(y_t / \theta)$ seria igual à primeira diferença de y_t (Δy_t). Nesse teste os dados são diferenciados localmente de modo que a influência da variável explicativa d_t (constante e/ou tendência) é removida da série y_t antes de aplicar o teste ADF. O valor de θ recomendado pelos autores é aquele válido quando $c = 7$ se $d_t = 1$ e $c = 13,5$ se $d_t = [1, t]$ porque é com esses valores que este teste se torna o mais poderoso dentre os testes invariantes que assumem como hipótese nula a existência de raiz unitária contra a hipótese alternativa de α (utilizado na equação abaixo) ser igual à θ .

Uma vez obtida a estimação de $\delta(\theta)$ associados a estes valores de θ ($\bar{\delta}(\theta)_{GLS}$), vamos aplicar o teste ADF à equação com a variável y_t^d (em vez de y_t) e sem o termo d_t : $\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i}^d + u_t$ em que y_t^d é a variável y_t sem a influência da variável d_t (y_t^d é o valor GLS-detrended de y_t):

$$y_t^d = y_t - d_t' \bar{\delta}(\theta)$$

No caso em que d_t é zero a distribuição assintótica da estatística τ do teste acima (τ_{GLS-DF}) é semelhante à do teste ADF, de forma que os valores críticos são aqueles tabulados por MacKinnon. Quando existe a constante (e/ou a tendência) a distribuição assintótica se altera de forma que os valores críticos são dados por ERS (1996). O critério de informação utilizado foi o BIC. Alternativamente utilizamos também o critério MAIC sugerido por Ng, Perron (2001). O critério de rejeição também é o mesmo do teste ADF, isto é, rejeitar H_0 se $|DF-GLS| > VC$.

Mantendo a mesma notação do teste anterior, o teste de p de ERS tem como hipótese nula $c=0$ e portanto $\theta = 1$ contra a alternativa pontual de que $c = \bar{c}$. O teste é um desenvolvimento do teste de razão de verossimilhança adaptado para o caso em que a matriz que variância-covariância é desconhecida (ver ERS, 1996, p. 818 a 819). A estatística de ERS é definida como

$$P_T = \frac{SSR(c = \bar{c}) - \bar{c}SSR(c = 0)}{f_0} \text{ em que } SSR(\theta) = \sum \eta_t^2 \text{ é a soma dos quadrados dos resíduos}$$

da equação estimada por OLS $d(y_t/\theta) = d(X_t/\theta)' \hat{\alpha}(\theta) + \eta_t$ para determinado valor de θ :
 $\eta_t = d(y_t/\theta) - d(X_t/\theta)' \hat{\alpha}(\theta)$

f_0 é estimado pelo estimador autoregressivo da densidade espectral. O número de defasagens dos termos diferenciados da equação auxiliar do estimador autorregressivo da densidade espectral foi escolhido nesse trabalho automaticamente de acordo com o critério BIC.

Esse teste também requer que se escolha o valor de c . Aqui também os autores sugerem $c=7$ ou $13,5$. O critério de rejeição é: rejeitar H_0 se $Pt < VC$.

A literatura sobre os resultados de simulações de Monte Carlo dos testes de raiz unitária mostraram que, devido aos efeitos deletérios da presença de alguma dinâmica dos resíduos sobre o desempenho dos testes, a escolha do estimador da densidade espectral, do *bandwidth parameter* ou dos *lags* da componente autorregressiva podem influenciar muito no desempenho dos testes (ver Stock, 1994, p. 2777). Motivado por essas descobertas, Ng e Perron (2001) construíram novos critérios de informação, partindo da observação de que os critérios de informação normalmente utilizados (AIC e BIC) tendem a selecionar um número pequeno de *lags* em equações AR como a do teste ADF. O problema é que esses critérios podem levar a um número não suficiente de *lags* para eliminar a dinâmica dos resíduos. Os critérios de informação considerados são modificações dos critérios tradicionais. Dentre estes, os autores sugerem o uso do critério MAIC (o AIC modificado).⁸ Esse critério também pode ser utilizado na escolha do *bandwidth* para o estimador autorregressivo da densidade espectral.

Adicionalmente os autores propõem que se utilizem os testes de Phillips Perron, Sargan-Bhargava e ERS *point optimal statistic* modificados. Os autores propõem utilizar essa classe de testes modificados (testes M) com dados *detrended* pelo processo de mínimos quadrados generalizados tal como no teste GLS-DF. O método de estimação de f_0 é com o estimador autoregressivo da densidade espectral utilizando também este estimador com dados *GLS-detrended*. Isso garante que a estimativa da densidade espectral será invariante aos parâmetros de d_t e tornará o estimador mais

⁸ Os critérios de informação, como se sabe, consistem em funções que tentam achar um ponto ótimo do *trade off* entre o grau de ajuste da equação e o número de regressores (contando os *lags* dos regressandos e dos regressores) de uma equação estimada, de forma que esta se torne ao mesmo tempo bem ajustada e parcimoniosa. Os vários critérios diferem de acordo com a maneira como medem cada uma dessas duas componentes e o peso que atribuem a cada uma delas.

eficiente. O MZa e MZt são modificações do teste de Phillips Perron e o MPT modificação do teste de ERS. Utilizando essa classe de testes dessa maneira irá garantir que os testes tenham o poder e o tamanho desejados (os autores mostram que os testes M_{GLS} terão um poder assintótico muito próximo do ideal).

Desses testes o único que não mencionamos até aqui foi o teste de Sargan-Bhargava. Sargan-Bhargava (Bhargava, 1986) tentaram derivar um teste invariante localmente mais poderoso que todos os outros. Essas estatísticas ficaram conhecidas como estatísticas R, mas tiveram pouco uso prático em primeiro lugar por serem de difícil computação e, em segundo lugar, porque os autores não conseguiram que a distribuição assintótica não se alterasse quando valesse a hipótese nula, isto é, a distribuição dependia da densidade espectral. É por isso que essa estatística foi modificada para que o teste melhorasse de desempenho. O critério de rejeição é: Rejeitar H_0 se $MSB < VC$.

Apesar dos testes acima ainda apresentarem distorções de tamanho em simulações de Monte Carlo, os testes de ERS (1996) e de Ng Perron (2001) são considerados boas opções quando se leva em consideração a existência do *trade-off* entre tamanho e poder (ver Stock, 1994, p. 2777 e Hayashi, 2000 p. 601-603).

O teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992) foi criado com o intuito de criar um contraponto aos tradicionais testes de raiz unitária em que a hipótese nula é de existência de raiz unitária. Nesse teste a hipótese nula é de que a série seja estacionária. Em sua versão mais simples supõe-se que: $y_t = d_t + u_t$ e que Δu_t é um MA(1), isto é: $\Delta u_t = (1-\theta L)v_t$ onde v_t é estacionário.

A hipótese nula é $\theta=1$ (e nesse caso u_t é estacionário, pois $u_t = v_t + u_0 - v_0$). A hipótese alternativa é de que $|\theta|<1$, já que neste caso u_t tem uma raiz unitária autorregressiva e portanto é não-estacionária. Este é um teste de Multiplicador de Lagrange (ver Greene, 1997 p. 165), logo se consiste num teste da característica dos resíduos u_t . Em vez de utilizar um estimador para a variância dos resíduos os autores o substituem por um estimador da densidade espectral de u_t a uma frequência zero. O método de estimar f_0 utilizado foi estimador de Newey-West assim como no teste de PP. Os valores críticos são aqueles tabulados por KPSS (1992) de acordo com os resultados assintóticos descobertos pelos autores. O critério de rejeição é: Rejeitar H_0 se $LM_{KPSS} > VC$

Adicionalmente realizamos o teste utilizando também o estimador *quadratic spectral kernel* como recomendado por Stock (1994, p. 2803) por causa das possíveis distorções de tamanho que o estimador de Newey-West pode causar ao KPSS.

Assim como ocorre com os testes com hipótese nula de existência de raiz unitária autorregressiva, nesses casos onde a hipótese nula é de que a série seja estacionária, também não existe um teste invariante uniformemente de melhor poder. Apesar de existirem poucos trabalhos sobre esse tipo de teste, Stock (1994) mostra que os resultados indicaram que o KPSS apresenta bom desempenho.

IV Resultados dos Testes para o Produto

Para os testes abaixo foram utilizados dados anuais. Apesar de dados trimestrais possibilitarem maiores graus de liberdade, a sazonalidade pode influenciar os resultados. Dados ajustados sazonalmente, por outro lado, podem levar a um viés de aceitar a hipótese nula quando esta é falsa, isto é, pode aumentar a probabilidade de cometer erro do tipo II. Para os testes de raiz unitária, mais que um grande número de graus de liberdade, importa a extensão temporal da amostra (ver Davidson e McKinnon, 1993 p. 714). As tabelas indicam o valor das estatísticas, dos lags e do parâmetro *bandwidth* (BW) selecionado, quando é o caso. O uso de um critério de informação alternativo só é ressaltado nas tabelas abaixo quando altera os resultados dos testes.

Para o período pós-guerra, os resultados de todos os seis testes são favoráveis à hipótese de raiz unitária e que, portanto, o PIB norte americano contém uma tendência estocástica. A série foi transformada em logaritmos antes de se aplicar o teste, para estipular uma tendência determinística do tipo log-linear.

Quadro 1: Testes de Raiz Unitária para o PIB

	ADF (lag 0)	PP (BW 5)		DF-GLS (lag 0)	KPSS (BW 5)	ERSP (lag 0)	
p-valor	0,45	0,51	Estatísticas	-1,83	0,232	17,64	
			Valores Críticos	1%	-3,74	0,216 **	4,23
				5%	-3,17	0,146 **	5,71
				10%	-2,87	0,119 **	6,77
Ng-Perron (lag 0)							
			MZa	MSB	MZt	MPT	
Estatísticas			-6,20	0,26	-1,63	14,63	
Valores Críticos		1%	-23,80	0,14	-3,42	4,03	
			5%	-17,30	0,17	-2,91	5,48
			10%	-14,20	0,19	-2,62	6,67

Série anual 1947-2007 (regressores: constante e tendência)

* Indica a rejeição da raiz unitária

** Indica a rejeição da estacionariedade

A fonte dos dados é o Bureau of Economic Analysis do U.S. Department of Commerce

V Implicações Teóricas

Essa característica de natureza estatística do PIB não é compatível com a separação tradicional para a explicação da evolução de curto e longo prazo do PIB, a partir de modelos de crescimento versus modelos de ciclos econômicos. De uma maneira geral a componente de tendência pertence ao âmbito das teorias do crescimento, como no modelo de Solow e suas variações, onde a tendência do PIB é explicada pelo lado da oferta (dotação de fatores, progresso tecnológico, fertilidade, nível de educacional da população etc), isto é, pela produtividade e crescimento dos fatores de produção. Já os ciclos econômicos, por definição desvios da tendência, são explicados por choques de demanda, devido à existência de rigidez nominal de salários e/ou preços no curto prazo. Essa componente era modelada pelos teóricos da velha síntese neoclássica a partir do arcabouço do modelo IS-LM e agora, pelos da nova síntese neoclássica (que inclui os autores novos-keynesianos) a partir basicamente de uma curva IS, uma equação para a taxa de juros (uma regra tipo de Taylor) e uma curva de Phillips.

A presença de uma tendência estocástica adicional à tendência determinística, contudo, torna impossível afirmar que os determinantes do crescimento de longo prazo do PIB sejam totalmente distintos e independam dos determinantes dos ciclos econômicos.

Para Nelson e Plosser (1982), a consequência da presença da tendência estocástica no PIB é que as flutuações econômicas não podem ser explicadas por fatores de curto prazo, mas por alterações da própria componente de tendência uma vez que essa incorpora a tendência estocástica $\sum u_t$ como uma de suas componentes. É por isso que Nelson e Plosser (1982) sugerem que os ciclos econômicos sejam explicados pelo lado da oferta, assim como a tendência da economia, inaugurado a assim denominada Escola de Ciclo Real de Negócios.

Vi A raiz quase unitária

Campbell e Mankiw (1987) sugerem que é possível conciliar a teoria novo-keynesiana dos ciclos com a existência de uma tendência estocástica no produto, propondo que não se deveria abandonar a premissa de que as flutuações são causadas por choques de demanda, mas sim o conceito de taxa natural de desemprego única. Como consequência, não haverá mais problema em supor que choques de demanda

tenham efeitos permanentes sobre o produto, resultado compatível com modelos de equilíbrios múltiplos.

Porém, como coloca Libanio (2004, p. 18): “...it is not clear how models such as Lucas (1975) and Fischer (1977) could survive without the natural rate hypothesis, and Campbell and Mankiw do not present any other suggestions in this direction. Possibly, some sort of equilibrium rate of output would need to be assumed in the long run, even if the process of return to trend is assumed to be very slow due to rigidities and other forms of imperfections (like in many models in the new Keynesian literature).”

Para evitar tal impasse, os autores novos keynesianos passaram a colocar em questão o poder dos testes de raiz unitária em diferenciar uma raiz unitária de uma raiz *quase* unitária⁹ (por exemplo, um número entre 0,8 e 0,99). Para estes autores, não é que o PIB não tenha uma tendência a voltar para sua trajetória de longo prazo, mas sim que esse ajuste é longo e demorado devido a imperfeições no mercado de bens e trabalho.

O problema empírico da diferenciação entre uma raiz unitária e uma *quase* unitária, de fato, existe, principalmente devido natureza finita das amostras, o que limita decisivamente qualquer prova de propriedades assintóticas teóricas. Porém, é importante notar que a raiz não unitária, ainda que muito alta, já torna o modelo tendência-estacionário.

Além disso, o argumento do *near random walk (plus drift)* contém um *trade off* implícito relacionado ao tempo de convergência da demanda à oferta. Isto porque, este tempo (que definirá um intervalo enquanto a demanda não volta para o pleno emprego e se forma uma parte do ciclo) deve ser longo o suficiente para justificar um coeficiente próximo à unidade. Porém, esse tempo deve também ser curto o suficiente para que o conceito de taxa natural de desemprego ainda seja relevante. A rigor, esse conceito perde significância prática, caso seja necessário um tempo ‘quase’ muito longo para que esta seja observado.

⁹ $u_t = \alpha u_{t-1} + v_t$ em que $\alpha = 1 + c/T$. Isto é c está em uma vizinhança c/T próxima à unidade em que T é o tamanho da amostra. Além disso, o segundo momento da observação inicial u_0 deve ser finito.

V ii Mudança estrutural

Outro problema em testar a raiz unitária é que, em geral, não se conhece o formato da variável determinística (d_t). Caso aconteça uma má especificação de d_t , as estimativas dos coeficientes podem se tornar inconsistentes e prejudicar o resultado dos testes. Isso acontece, por exemplo, quando se deixa de considerar mudanças de padrão de d_t (Perron, 1989).

O trabalho de Perron, levantou um segundo ponto crítico dos testes de raiz unitária. Perron sugeriu que o PIB americano sofreu dois choques exógenos (um com a quebra da bolsa de valores em 1929 e outro com o aumento do preço do petróleo em 1973) que tiveram efeitos permanentes sobre a taxa de crescimento média do PIB. O autor testa a existência de raiz unitária condicionada ao fato de existirem essas mudanças estruturais no PIB.

Para o período do pós-guerra, o ponto levantado por Perron (1989) é pertinente, haja vista que a taxa de crescimento foi, em média, cerca de 3,9% de 1947 a 1973 e caiu para 2,9% de 1974 a 2007. Para o período de 1947 a 1986, com dados anuais, Perron (1989) chega à conclusão de que a hipótese de raiz unitária deve ser rejeitada em favor da hipótese alternativa, sugerindo que o PIB constitui-se não em um processo com raiz unitária, mas sim de uma série estacionária com uma quebra de tendência.

Esse procedimento de Perron (1989) foi contestado na literatura pelo fato do autor não estimar o momento da quebra estrutural, mas sim colocar uma *dummy* naquele ano. Tal procedimento (conhecido como *data mining*) vai contra a hipótese de que a distribuição da estatística de teste é independente dos dados e introduz um viés de rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária. “However, because the change point is selected by virtue of an apparent break at that point, the null distribution of the resulting test is not the same as if the break date were chosen without regard to the data.” (Stock, 1994, p. 2807)

Vários testes foram desenvolvidos com o objetivo de testar a hipótese de raiz unitária sob a presença de uma ou mais mudanças na série quando estas são desconhecidas, endogeneizando a escolha da quebra estrutural. O resultado dessa literatura não é conclusivo, porém, para Maddala e Kim (1998, p. 401), existe mais evidência confirmando o resultado de Nelson e Plosser (1982) do que de Perron (1989). Zivot e Andrews (1992), por exemplo, utilizando dados trimestrais, identificam a

existência de uma quebra na taxa de crescimento da tendência no segundo trimestre de 1972 mas, ainda assim, não rejeitam a hipótese de raiz unitária contra a hipótese de tendência linear com quebra estrutural. Esse resultado é confirmado por Murray e Nelson (1996) para o período de 1947 a 1997.

O uso de uma tendência linear determinística pode ser testado também pela relevância empírica do hiato do produto associado. Murray e Nelson (1996), por exemplo, fazem esse exercício e percebem que o ciclo gerado não tem significado econômico compatível com a história da economia americana, sendo fortemente influenciado por um ciclo de duração muito longa (de aproximadamente 45 anos), que aparece pela rigidez imposta pelo modelo tendência-estacionário. Repare que um processo diferença estacionário permite a flexibilidade dessas mudanças que ocorrem de tempos em tempos nas médias das taxas de crescimento, justamente pelo fato de choques terem efeitos permanentes sobre a série. É, portanto, uma alternativa metodológica a uma série tendência-estacionária com “n” mudanças estruturais (ver Stock, 1994).

Outro procedimento é dividir a amostra antes e depois da quebra para testar se esta é tendência estacionária em cada subperíodo, com a desvantagem da consequente perda de grau de liberdade. Abaixo mostramos os resultados dos testes ADF e PP para subamostras das séries anuais e trimestrais. Os testes mostram que não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária para o período 1947 a 1973. Para o período 1974 a 2007, o teste ADF indica a rejeição, a não ser quando o MAIC é utilizado como critério de informação. O Phillips Perron indica a não rejeição, porém com valores p ainda baixos. Para tirar a dúvida, realizamos os quatro testes de Ng-Perron, que indicam a não-rejeição para a série anual, a não-rejeição a 5% e rejeição a 10%, para a série trimestral. Outro exercício é trabalhar com amostra ainda menores: 1985-2007, período de estabilização do dólar flexível (ver Serrano, 2004) e 1990-2007. No primeiro caso, apenas o Ng Perron indica a rejeição, porém com *p-valores* próximos a 10%. Para o período 1990-2007 todos os testes realizados indicam a não-rejeição da hipótese de raiz unitária.

Quadro 2: Testes de raiz unitária para Sub-períodos selecionados

ADF**					PP			
	Série Anual	lag	Série Trim	lag	Série Anual	BandWidth	Série Trim	BandWidth
1947-1973	0,44	0	0,19	1	0,42	1	0,35	2
1974-2007	0,01*	1	0,03*	2	0,11	4	0,09	6
1985-2007			0,39	2			0,65	4
1990-2007			0,50	2			0,64	4

** Para 1974-2007 O MAIC selecionou 0 lags e gerou um p-valor de 0,12 no caso da série anual e 0,09 para a trimestral

NgPerron									
Série Anual (1947-1973)					Série Anual (1974-2007)				
(lag=0)									
	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT	
Estatísticas	-7,83	-1,97	0,251	11,66	-10,18	-2,23	0,22	9,05	
Valores 1%	-23,80	-3,42	0,143	4,03	-23,80	-3,42	0,14	4,03	
Críticos 5%	-17,30	-2,91	0,168	5,48	-17,30	-2,91	0,17	5,48	
10%	-14,20	-2,62	0,185	6,67	-14,20	-2,62	0,19	6,67	

		(lag=1) Série Trim (1974-2007)				(lag=2) Série Trim (1985-2007)				(lag=2) Série Trim (1990-2007)			
		MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT	MZa	MZt	MSB	MPT
Estatísticas		-16,09	-2,82	0,18	5,75	-14,37	-2,63	0,183	6,62	-9,32	-2,14	0,229	9,87
Valores 1%		-23,80	-3,42	0,14	4,03	-23,80	-3,42	0,143	4,03	-23,80	-3,42	0,143	4,03
Críticos 5%		-17,30	-2,91	0,17	5,48	-17,30	-2,91	0,168	5,48	-17,30	-2,91	0,168	5,48
10%		-14,20*	-2,62*	0,19*	6,67*	-14,20*	-2,62*	0,185*	6,67*	-14,20	-2,62	0,185	6,67

* Indica rejeição da raiz unitária

VI Uma Interpretação Heterodoxa

Como coloca Libanio (2004), a interpretação de Nelson e Plosser para a existência de raiz unitária, que foi adotada por diversos autores (ver, por exemplo, Figueiredo, 2006), advém do fato de se supor a priori que choques de demanda não têm efeitos permanentes sobre o produto, de forma que esses nunca poderiam ser determinantes da tendência do PIB, somente da sua componente cíclica. Dessa forma, é excluída a possibilidade da tendência estocástica ser formada por choques de demanda. Associa-se a componente estacionária das séries de PIB real a fatores de demanda, por um lado, e a componente de tendência (determinística e estocástica) à fatores de oferta, por outro.

Nada impede, contudo, que mudemos a causalidade sugerida por Nelson e Plosser. A presença de raiz unitária é igualmente compatível com uma interpretação de que a tendência é formada por um acúmulo do impacto das variáveis “cíclicas”, isto é, de curto prazo. A rigor o que queremos é que o produto potencial seja um resultado da trajetória acumulada dos produtos efetivos.

De fato, como vimos no caso do *random walk com drift*: $y_t = \alpha + y_{t-1} + u_t$, basta reescrevê-lo de modo que: $u_t + \alpha = \eta_t$ onde η_t é uma variável identicamente distribuída com média $\bar{\eta} = \alpha$ e variância constante e representa o quanto variou (em termos absolutos) o produto efetivo em determinado período. Esta variação pode ser decomposta entre o desvio de η_t em relação sua média ($\eta_t - \bar{\eta}$) somada a essa média $\bar{\eta}$:

$$y_t - y_{t-1} = \eta_t = (\eta_t - \bar{\eta}) + \bar{\eta}$$

$y_t = \bar{\eta} t + \sum^t (\eta_i - \bar{\eta})$ (para simplificar suponhamos que a observação inicial seja igual a zero). A tendência da série (previsão de longo prazo) será:

$$E(y_{t+s}/y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) = y_t + \bar{\eta} s = \bar{\eta} (t+s) + \sum^t (\eta_i - \bar{\eta})$$

Portanto a tendência da série y_t foi construída a partir das variações da própria série.

Finalmente, cabe nesse ponto salientar outro aspecto desse modelo. Suponha que em determinado período $1 < \tau < t$ aconteça, por acaso, do somatório do desvio de η em relação à média $\sum^\tau (\eta_i - \bar{\eta})$ seja igual a zero. Nesse caso:

$$y_\tau = \bar{\eta} \tau + \sum^\tau (\eta_i - \bar{\eta}) = \bar{\eta} \tau$$

e o período de 1 a τ o processo de *random walk plus drift* seria idêntico a um processo tendência estacionário. Porém, se acreditássemos que essa série é tendência-estacionária provavelmente cometeríamos erro de previsão ao tentar extrapolar tal tendência para o futuro. Repare que essa hipótese tem uma alta probabilidade de acontecer em determinado ponto τ qualquer, já que a variável $(\eta_t - \bar{\eta})$ tem média zero. Dessa forma, também pode acontecer de um teste de hipótese não indicar rejeição da raiz unitária em determinado intervalo de tempo, sem que esse seja de fato a característica assintótica da série.

VI i Grau de utilização da capacidade produtiva

Como argumenta Libanio (2004), vários modelos de crescimento liderados pela demanda são compatíveis com a presença de tendência estocástica nas séries de produto. Porém, se aceitamos que o grau de utilização é estacionário, então o grau de utilização da capacidade tem a propriedade de ser *mean-reversing*. Essa propriedade pode ser interpretada como um indício de que existe uma tendência do grau de utilização de voltar a um patamar 'normal' (ainda que esse patamar 'normal' possa mudar de tempos em tempos). Como patamar normal entende-se aquele grau de

utilização em que as empresas consideram que atende às expectativas de demanda da maneira mais rentável possível.

A propriedade estatística da série, de que o grau de utilização é *mean-reversing*, seria mais favorável a uma representação do investimento produtivo¹⁰ por um modelo do tipo supermultiplicador com um acelerador flexível do que de um modelo que considera os investimentos como autônomos. Nesse modelo a taxa de investimento, a acumulação de capital e o próprio produto potencial são determinados no longo prazo de acordo com a taxa de crescimento dos componentes autônomos da demanda que não criam diretamente capacidade produtiva, conhecido como o modelo do supermultiplicador *sraffiano* (ver Freitas e Serrano, 2007).¹¹

Em modelos do tipo Kaleckiano-Estruturalista o nível de investimento é autônomo e seu crescimento faz a capacidade crescer e a demanda efetiva e o consumo aumentar através do multiplicador¹². Com investimento autônomo, não há nenhuma tendência a um grau de utilização “normal” da capacidade, o que requer ajustamentos da taxa de investimento ao ritmo de crescimento da economia.

A série de grau de utilização da capacidade é publicada pelo Federal Reserve Board (statistical release), para a indústria total (transformação, extrativa e serviços industriais de utilidade pública). Apesar de ser restrita à indústria, a série funciona bem como uma *proxy* do hiato do produto para a economia total, incluindo o setor de serviços. Questões como novas tecnologias, aumento do setor de serviços, "serviços industriais", entre outros, não alteram o poder dessa série como indicador de ciclo (ver Corrado e Matthey, 1997). O quadro abaixo resume os testes de raiz unitária.

¹⁰ O investimento produtivo é aquele que não amplia diretamente a capacidade do setor privado da economia e, portanto, são, basicamente, investimentos em máquinas e equipamentos. Excluem, portanto, o investimento “residencial”, isto é, os gastos com compra de imóveis pelas famílias, e também despesas empresariais, como por exemplo, gasto em P&D (ver Serrano, 2001).

¹¹ Outros resultados importantes são a correlação positiva entre a taxa de crescimento do PIB e a taxa de investimento produtivo dos EUA e a direção de Granger-causalidade, que indica que a taxa de crescimento do produto é que Granger causa a taxa de investimento (ver Braga, 2006).

¹² Para uma resenha deste tipo de modelo ver Blecker (2002). Para críticas ver Serrano (1996, cap. 3) e Freitas e Serrano (2007).

Quadro 3: Testes de Raiz Unitária para o Grau de Utilização da Capacidade Produtiva

	ADF (lag1)	PP (BW 6)		DF-GLS(lag 1)	KPSS(BW 9)	ERSP (lag 1)	
p-valor	0,001*	0,052*	Estatísticas	-3,22	0,33	1,86	
			Valores Críticos	1%	-2,63 *	0,74	1,87 *
				5%	-1,95 *	0,46	2,97 *
				10%	-1,61 *	0,35	3,91 *
Ng-Perron (lag 1)							
			MZa	MSB	MZt	MPT	
Estatísticas			-18,41	0,164	-3,02	13,86	
Valores Críticos	1%		-13,80	0,174 *	-2,58 *	1,78 *	
		5%	-8,10 *	0,233 *	-1,98 *	3,17 *	
		10%	-5,70 *	0,275 *	-1,62 *	4,45 *	

Série anual 1967-2007 (regressores: constante)

* Indica a rejeição da raiz unitária

** Indica a rejeição da estacionariedade

Obs. Para os testes DF-GLS, o critério MAIC indicou 8 lags. A rejeição ocorre apenas a 5%.

Para o Ng-Perron, o critério MAIC indicou 0 lags. A rejeição ocorre apenas a 5%.

A fonte dos dados é o *Federal Reserve Statistical Releases*

Os testes indicam a rejeição da hipótese de raiz unitária e o KPSS indica a não rejeição da hipótese de estacionariedade o que, como vimos, quando tomada em conjunto com a interpretação de que a tendência e o ciclo do produto são determinados pela demanda efetiva, favorece a visão dos Sraffianos de que é a capacidade que tende a se ajustar à evolução da demanda.

VII Histerese

A presença da tendência estocástica também pode ser interpretada como um fenômeno de histerese forte no produto, onde o produto corrente tem forte influência sobre o produto potencial. Tal evidência só pode ser interpretada a partir de uma abordagem novo clássica dos ciclos reais (onde tanto o produto de curto prazo quanto o de longo refletem fatores comuns do lado da oferta) ou de uma visão heterodoxa (de que tanto o ciclo quanto a tendência de longo prazo da economia seguem a evolução da demanda).

No entanto, a discussão usual sobre histerese e a idéia que, de alguma forma, choques de demanda tem efeitos persistentes sobre o produto, na literatura macroeconômica, tem se referido à variável taxa de desemprego, no qual a taxa natural

ou a NAIRU (taxa de desemprego que não acelera a inflação) é uma função da própria taxa de desemprego efetiva passada.¹³

Existem várias interpretações ortodoxas para a existência de histerese (ver Ball e Mankiw, 2002). Naturalmente, nessas interpretações, o nível de emprego a longo prazo depende do lado da oferta da economia, especificamente, depende do estoque de capital, das qualificações e produtividade da força de trabalho e do nível do salário real rígido. Esta interpretação é baseada no modelo novo keynesiano de desemprego estrutural com rigidez real de salários (ver Mankiw (1999). Neste modelo, o produto potencial é dado pelo estoque de capital cujo crescimento depende da poupança potencial da economia e, portanto, não é determinado pelos mesmos fatores que o produto efetivo, quais sejam, as componentes da demanda. Existe uma grande literatura sobre a questão da histerese na taxa de desemprego e suas implicações sobre os conceitos de NAIRU e sobre a curva de Phillips (para uma discussão detalhada ver Braga, 2006).

É importante, neste caso, distinguir entre a idéia de histerese fraca e forte na taxa de desemprego. Formalmente:

$$U_N = \eta U_{t-1} + (1-\eta)Z$$

O caso de $\eta=0$ equivale à uma taxa natural de desemprego, ou NAIRU, constante e ausência total de histerese. A histerese completa acontece quando $\eta=1$ e a histerese fraca acontece quando $0<\eta<1$.

A presença de histerese fraca é, portanto, compatível com a idéia de que a taxa de desemprego é estacionária num prazo mais longo e é a base para vários modelos da chamada TVNAIRU (time varying Nairu). Ver Gordon e Eller (2003) e Braga (2006) para uma discussão sobre o caso da economia americana na década de 1990.

Porém, o ponto que nos interessa no presente trabalho é que está claro que só seria possível interpretar a evolução de longo prazo da **taxa de desemprego** como determinada exclusivamente por fatores ligados à evolução da demanda efetiva, se houver histerese forte na própria taxa de desemprego, ou, em outras palavras, se a taxa de desemprego apresentar raiz unitária. Vejamos o dizem os testes.

¹³ O efeito histerese foi largamente evidenciado para as economias européias na década de 80 (ver Ball, 1996).

VII i Testes para a taxa de desemprego

O quadro abaixo resume os resultados obtidos.

Quadro 4: Testes de Raiz Unitária para a Taxa de Desemprego

	ADF(lag 0)	PP(BW 5)		DF-GLS(lag 0)	KPSS(BW 5)	ERS-P(lag 0)	
p-valor	0,04*	0,05*	Estatísticas		-2,4	0,27	3,42
			Valores Críticos	1%	-2,6	0,74	1,89
				5%	-1,9 *	0,46	3,00
				10%	-1,6 *	0,35	3,96 *
Ng-Perron (lag 0)							
			MZa	MSB	MZ	MPT	
Estatísticas			-9,33	0,231	-2,16	2,62	
Valores Críticos		1%	-13,80	0,174	-2,58	1,78	
		5%	-8,10 *	0,233 *	-1,98 *	3,17 *	
		10%	-5,70 *	0,275 *	-1,62 *	4,45 *	

Série anual 1948-2007 (regressores: constante)

* Indica a rejeição da raiz unitária

** Indica a rejeição da estacionariedade

A fonte dos dados é o Bureau of Labor Statistics do U.S. Department of Labor.

Os testes indicam rejeição da raiz unitária a 5% com exceção do ERS-P, que rejeita somente a 10%. O KPSS indica a não rejeição da estacionariedade.

VII ii A Histerese forte no emprego.

A falta de histerese forte para a taxa de desemprego, contudo, não é indício de que vale a interpretação de que o produto potencial seja determinado por fatores de oferta. Na interpretação adotada nesse trabalho, o nível de emprego depende da demanda efetiva. Além disso, o trabalho não é considerado um fator escasso. Isto significa que necessariamente o produto potencial é determinado pela tecnologia (relações capital-produto) e pelo tamanho do estoque capital, e não pelo pleno emprego da força de trabalho (ver Medeiros e Serrano, 2004). Dessa forma o próprio nível de emprego de longo prazo da economia irá depender (e será restrito) pelo produto potencial (e consequentemente pela acumulação de capital).

Por definição, o nível de emprego (E) pode ser escrito como o produto vezes o coeficiente de trabalho por unidade de produto (l): $E = l Y$. O nível de longo prazo do emprego do trabalho ocorre quando $Y=Y^*$. Logo, $E^* = l Y^*$. Dessa forma, o hiato do emprego é função do hiato do produto: $E - E^* = l (Y - Y^*)$.

Uma diminuição da demanda tem um efeito permanente sobre o produto e, portanto, sobre o emprego, levando a níveis permanentemente mais baixos de ambas as

variáveis. Consequentemente, a tendência do emprego, a longo prazo, é influenciada pela própria trajetória do emprego corrente, assim como o produto potencial é influenciado pelo produto corrente. Dessa forma, o que interessa saber é se existe histerese no nível do emprego e não na taxa de desemprego.

Vejam os então o comportamento da série do nível de emprego. O quadro 5 mostra que todos os testes inequivocamente acusam a presença de raiz unitária nesta série. Para ficar coerente com a dinâmica do PIB, utilizamos a transformação logarítmica. Os resultados não se alteraram quando não é utilizada tal transformação.

Quadro 5: Testes de Raiz Unitária para o Emprego

	ADF (lag1)	PP (BW 3)		DF-GLS (lag1)	KPSS (BW 5)	ERS-P (lag1)	
p-valor	0,54	0,76	Estatísticas		-2,26	0,173	7,80
			Valores Críticos	1%	-3,74	0,216	4,23
				5%	-3,16	0,146 **	5,71
				10%	-2,86	0,119 **	6,77
Ng-Perron (lag 2)							
			MZa	MSB	MZt	MPT	
Estatísticas			-7,14	0,24	-1,72	13,02	
Valores Críticos		1%	-23,80	0,14	-3,42	4,03	
		5%	-17,30	0,17	-2,91	5,48	
		10%	-14,20	0,19	-2,62	6,67	

Série anual 1947-2007 (regressores: constante e tendência)

* Indica a rejeição da raiz unitária

** Indica a rejeição da estacionariedade

A fonte dos dados é o Bureau of Labor Statistics do U.S. Department of Labor.

VII iii Histerese fraca na taxa de desemprego

Concluimos que os resultados do teste são plenamente compatíveis com a visão do crescimento liderado pela demanda. Por outro lado, a presença de histerese (ainda que fraca) da taxa de desemprego também pode ser explicada pelo lado da demanda. Isso porque, para dados níveis de força de trabalho (N) e produtividade do trabalho ($1/l$), o hiato do desemprego também depende do hiato do produto: $U_t - U_N = (N-E)/N - (N-E^*)/N$

Logo $U_t - U_N = (l(Y^* - Y))/N$

Tudo o mais constante, como o hiato do desemprego depende do hiato do produto, e este se fecha endogenamente via histerese (com a capacidade ajustando à demanda), o hiato do desemprego também tende a se fechar. Dessa forma, a presença de

histerese forte no produto (dada pela presença de uma raiz unitária) é suficiente para explicar a histerese fraca da taxa de desemprego.

Por outro lado, a falta de raiz unitária na taxa de desemprego pode ser justificada justamente pela influência da dinâmica da força de trabalho; na abordagem heterodoxa, pelos ajustes da força de trabalho e da produtividade do trabalhador. O tamanho da força de trabalho é alterado através de mudanças na taxa de participação de determinados grupos sociais (como jovens, mulheres e idosos), movimentos migratórios internacionais e internos em um país, variação do tamanho do setor informal e efeito “desalento”, quando o trabalhador desiste de procurar emprego. Por outro lado, o “desemprego disfarçado” e o progresso tecnológico incorporado nas máquinas e equipamentos alteram a produtividade do trabalhador (em termos de horas trabalhadas) e se mostram fortemente pró-cíclicos.

Desta feita, mesmo que a taxa de desemprego seja estacionária, se o nível de emprego tiver raiz unitária, isso pode significar que tanto a tendência do emprego quanto suas flutuações seguem a evolução da demanda efetiva. No longo prazo, o ajustamento da taxa de desemprego se dá por alterações endógenas no tamanho da força de trabalho que busca emprego, como argumenta Garegnani (1990).

VIII Observações Finais

É verdade que, como em todo procedimento baseado em amostragem, os resultados dos testes de hipótese nunca serão definitivos. A própria natureza finita das séries temporais também impõe um limite ao conhecimento do pesquisador, que se baseia muitas vezes em propriedades assintóticas. Finalmente a dificuldade de auferir a presença de uma raiz unitária também ocorre devido à possibilidade de mudanças estruturais das séries econômicas. Não obstante, neste trabalho vimos que existe mais evidência para a existência dessa raiz unitária no produto do que o contrário, mesmo considerando a presença de uma mudança estrutural na década de 1970.

Finalmente, é importante notar ainda que a existência de raiz unitária na série de produto foi amplamente adotada, na prática de pesquisa dos econométricos. Tornou-se praxe entre as análises econométricas de séries temporais a adoção de metodologias que se adaptam a essa característica, como Modelo de Correção de Erros flutuando em torno de um Vetor de Cointegração (seja a partir do método de Engle-Granger ou o caso vetorial de Johansen), ou então a adoção de filtros para a extração de ciclos e tendência,

que consideram a existência de uma tendência estocástica nas séries, como por exemplo, o filtro Hodrick-Prescott, entre outros. Essa é também uma opção de natureza metodológica.

Como vimos, as evidências estatísticas não são compatíveis com a visão novo keynesiana de que os movimentos cíclicos são determinados pelo lado da demanda e a tendência pelo lado da oferta. De outro lado, parece impossível discordar do argumento dos novos keynesianos de que é extremamente implausível interpretar os movimentos de curto prazo do produto da economia americana como resultantes de mudanças no lado da oferta. Uma alternativa mais interessante, portanto, é interpretar a evidência estatística a partir de um modelo de crescimento liderado pela demanda onde a acumulação de capital e a taxa de investimento seguem o crescimento dos gastos autônomos da demanda.

Referências

- Arrow, K. ([1972] 1983), "General Economic Equilibrium: Purpose, Analytic Techniques, Collective Choices" em "Collected Papers-Vol 2 General Equilibrium", Basil Blackwell.
- Ball, L. (1996) "Disinflation and the NAIRU", *NBER Working Papers*, n. 5520.
- Ball, L. e Mankiw, G. (2002) "The NAIRU in Theory and Practice", *NBER Working Papers*, n. 8940.
- Beveridge, S. e Nelson, C. (1981) "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'" *Journal of Monetary Economics*, 7.
- Bhargava, A. (1986) "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series". *The Review of Economic Studies*, Vol. 53, No. 3, pp. 369-384.
- Blecker, R. (2002) "Distribution, Demand, and Growth in Neo-Kaleckian Macro Models," in *Demand-Led Growth: Challenging the Supply-Side Vision of the Long Run*", edited by Mark Setterfield, Edward Elgar.
- Braga, J. M. (2006) "Raiz unitária, histerese e inércia: A controvérsia sobre a NAIRU na economia norte-americana nos anos 1990", Tese de Doutorado em Economia não publicada. UFRJ- Instituto de Economia, UFRJ-IE, Brasil.
- Campbell, John e Gregory Mankiw (1987). "Are Output Fluctuations Transitory?" *Quarterly Journal of Economics*, 102: 857-880.

- Corrado, C. e Matthey, J. (1997) "Capacity Utilization" *Journal of Economic Perspectives*, Winter.
- Davidson, R. e MacKinnon, J. (1993) “*Estimation and Inference in Econometrics*” New York, Oxford University Press, 1993.
- Dickey, D.A. e Fuller, W.A. (1979). “Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- Eller, J. e Gordon, R. (2003) “Nesting the New Keynesian Phillips Curve within the Mainstream Model of U. S. Inflation Dynamics” draft of a paper to be presented at CEPR Conference: The Phillips Curve Revisited, Berlin Hilton, Berlin, Germany, June 5-6, 2003.
- Elliot, G., Rothemberg, T.J. & Stock, J.H. (1996). Efficient test for autorregressive unit root. *Econometrica*, 64.
- Figueiredo, E. A. (2006) Não-Linearidade e Persistência das Flutuações Econômicas: Evidência Internacional, *Economia - Revista da Anpec*, vol 7, n. 1.
- Freitas, F. e Serrano, F. (2007) “El supermultiplicador sraffiano y el papel de la demanda efectiva en los modelos de crecimiento.” *Circus*, v. 1, p. 19.
- Garegnani, P. (1990) "Sraffa: Classical versus Marginalist Analysis", em Bharadwaj, K. & Schefold B. (eds.) (1990), "Essays on Piero Sraffa", Unwin & Hyman, London.
- Greene, W. (1997) “*Econometric Analysis*”, New York University, New Jersey.
- Hayashi, F. (2000) “*Econometrics*”, Princeton University Press New Jersey.
- Hodrick, R. e Prescott, E. (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Ohio State University Press, vol. 29(1), pages 1-16, February.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. e Shin, Y. (1992). “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”. *Journal of Econometrics*, 54.
- Libanio, G. (2004) “Unit roots in macroeconomic time series: Theory, implications, and evidence”. Texto para Discussão n° 228, UFMG/Cedeplar.
- Maddala, G., Kim, I., (1998), “*Unit Roots, Cointegration and Structural Change*”, Cambridge University
- MacKinnon, J. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1996, 601-618.

- Mankiw N. G. ([1995] 1999) "The Growth of Nations," NBER Reprints 1999, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Medeiros, C. e Serrano, F. (2004) "O desenvolvimento econômico e a retomada da abordagem clássica do excedente", *Revista de Economia Política*, vol. 24, número 2, Abril-Junho.
- Murray, C. e Nelson, C. (1996), "The Uncertain Trend in U.S. GDP" University of Washington First draft: November 15, 1996 This draft: March 4, 1998
- Nelson, C. e Plosser, C. (1982) "Trends and Random Walks in Macro-economic Time Series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, 10.
- Ng, S. e Perron, P. (2001). "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power". *Econometrica*, 70.
- Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57.
- Philips, P. e Perron, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, 75.
- Serrano, F. (1996) "The Sraffian Supermultiplier", Unpublished Ph.D. thesis, Cambridge University.
- Serrano, F. (2004) "Relações de poder e a política macroeconômica americana, de Bretton Woods ao Padrão Dólar Flexível". In: FIORI, J. L. (Org.) *O poder americano*. Petrópolis, RJ: Vozes.
- Serrano, F. (2001) "Equilíbrio neoclássico de mercado de fatores: um ponto de vista sraffiano", *Ensaio FEE*, ano 22, n.1.
- Serrano, F. (2008) "Acumulação de Capital, Convergência e Polarização: Notas Sobre o Curso de Teorias do Crescimento", *mimeo*, IE-UFRJ.
- Stock, J. (1994), "Unit roots, structural breaks and trends" in R. Enyle and D. McFadden *Handbook of Econometrics, Volume IV*, Harvard University, Chapter 46, Elsevier Science.
- Zivot, E. e Andrews, D. (1992) "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10.

Lista de Textos para Discussão da Faculdade de Economia da Universidade Federal Fluminense:

A partir do número 169 os textos estão disponíveis online (<http://www.uff.br/econ/>), no formato PDF.

TD 117	Deflação, depressão e recuperação econômica: uma abordagem keynesiana. <i>João Sicsú & Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 118	Possibilidades de análise da conjuntura mundial <i>Theotônio dos Santos</i>
TD 119	Globalização e mundialização do capital: o estágio atual do capitalismo contemporâneo nas visões de Chesnais e Minsky <i>Victor Hugo Klagsbrunn</i>
TD 120	O Mercado como Teoria da Sociedade: o radicalismo filosófico de Adam Smith <i>Angela Ganem</i>
TD 121	Hayek's Social Philosophy: the evolutionary versus the evolutionist <i>célia de Andrade Lessa Kertenetzky</i>
TD 122	Legitimate inequalities: towards a complex-egalitarianism <i>Célia de Andrade Lessa Kertenetzky</i>
TD 123	Déficit Fiscal no Brasil: uma análise do seu comportamento no período Pós-Real <i>Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 124	A Defesa do mercado no Brasil: o pensamento apologético de Roberto Campos <i>Angela Ganem</i>
TD 125	Eficiência, objetivo e coordenação da política macroeconômica no período 1974-79 <i>João Sicsú</i>
TD 126	A Utilização de mercados de licenças de emissão para o controle do efeito estufa e os custos de transação <i>Maria Bernadete Sarmiento Gutierrez & Mário Jorge Cardoso de Mendonça</i>
TD 127	Reforma agrária e globalização da economia: o caso do Brasil <i>Carlos E. Guanzioli</i>
TD 128	Matemática e aplicações <i>Renata R.Del-Vecchio & Rosa Maria Nader D. Rodrigues</i>
TD 129	O Conceito de normalidade econômica Marshalliano e o discricionarismo monetário de Keynes <i>João Sicsú</i>
TD 130	Qual o valor do Auto-Interesse? <i>Célia de Andrade Lessa Kertenetzky</i>
TD 131	A Teoria da Independência do Banco Central: uma interpretação crítica <i>Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 132	Dilema da Sociedade Salarial: realismo ou ceticismo instrumental <i>Mário Duayer</i>
TD 133	O Desemprego no Feminino <i>Hildete Pereira de Melo</i>
TD 134	A Teoria e o Método do Espelho da História <i>Angela Ganem</i>
TD 135	A Mensuração da Independência do Banco do Brasil <i>Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 136	Economia e Filosofia: tensão e solução na obra de Adam Smith <i>Angela Ganem</i>
TD 137	Inveja Igualitária <i>Célia de Andrade Lessa Kerstenetzky</i>
TD 138	Dedutivismo e "Teoria Econômica" <i>André Guimarães Augusto</i>

TD 139	A Economia Política da Privatização <i>Ruth Helena Dweck</i>
TD 140	O Trabalho Feminino no Mundo Rural <i>Hildete Pereira de Melo</i>
TD 141	Marx, Sraffa e a "Nova" Solução para o problema da Transformação <i>Marcelo José Braga Nonnenberg</i>
TD 142	Credible Monetary Policy: A Post Keynesian Approach <i>João Sicsú</i>
TD 143	Série de Pagamentos Lineares Convergentes: uma abordagem didática <i>Antônio da Costa Dantas Neto</i>
TD 144	Metas de Inflação: Uma análise preliminar para o caso brasileiro <i>Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 145	Teoria e Evidências do Regime de Metas Inflacionárias: Algumas observações críticas preliminares <i>João Sicsú</i>
TD 146	Regimes Monetários e a Busca da Estabilidade de Preços: O uso de metas para a taxa de câmbio, agrgados monetários e inflação <i>Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 147	As Atividades de P&D e o Sistema Financeiro: o papel de uma Agência Especial de Seguros de empréstimos no Brasil <i>João Sicsú & Eduardo da Motta Albuquerque</i>
TD 148	Equilíbrio em Contratos Indexados: uma abordagem didática <i>Antônio da Costa Dantas Neto</i>
TD 149	Adam Smith e a Questão Distributiva: Uma breve resenha da literatura <i>Rodrigo Mendes Gandra</i>
TD 150	Restrição Externa, Padrões de Especialização e Crescimento Econômico <i>Luiz Daniel Willcox de Souza</i>
TD 151	Do Choque Heterodoxo à Moeda Indexada: concepções teóricas para se eliminar alta inflação crônica brasileira. <i>Rodrigo Mendes Gandra</i>
TD 152	A Inconsistência Temporal, o Viés Inflacionário e a Tese da Independência do Banco Central <i>André de Melo Modenesi</i>
TD 153	Breve História do Juro: Uma abordagem dissertativa Instrumental de Finanças <i>Antônio da Costa Dantas Neto</i>
TD 154	O Dinheiro e as Formas Monetárias <i>André Guimarães Augusto</i>
TD 155	A Teoria da credibilidade da política monetária: desdobramento do debate regras versus discricção <i>Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 156	Accumulation Regimes, Macroeconomic Structure and Capacity Utilization: a reconsideration of the relation between income distribution and economic growth in post keynesian models <i>José Luís Oreiro</i>
TD 157	O Seguro Desemprego é ainda uma Boa Idéia: o caso brasileiro <i>Hildete Pereira de Melo & Lena Lavinas</i>
TD 158	A teoria do Capital Humano, as Teorias da Segmentação e a Literatura Institucionalista: proposições de políticas públicas e implicações sobre a distribuição de renda <i>Leonardo M. Muls</i>
TD 159	Bolhas Racionais, Ciclo de Preços de Ativos e Racionalidade Limitada: uma avaliação crítica dos modelos neoclássicos de bolhas especulativas <i>José Luís Oreiro</i>

TD 160	A Independência do Banco Central e Coordenação de Políticas <i>Hélder Ferreira de Mendonça</i>
TD 161	O Federalismo Norte-Americano: a “Era Reagan” e suas consequências <i>Ruth Helena Dweck</i>
TD 162	Moeda Única: teoria e reflexão para o caso do Mercosul <i>Helder Ferreira de Mendonça & Anabel da Silva</i>
TD 163	Plano Real: da âncora monetária à âncora cambial <i>André de Melo Modenesi</i>
TD 164	Micronegócios Urbanos Numa Perspectiva de Gênero <i>Hildete Pereira de Melo & Alberto Di Sabbato</i>
TD 165	Acumulação de Capital, Utilização da Capacidade Produtiva e Inflação: Uma análise a partir de um modelo pós-keynesiano não-linear <i>José Luís Oreiro & Victor Leonardo de Araújo</i>
TD 166	Testing for Adverse Selection in the Brazilian Health Plan Market <i>Alexey T.S. Wanick & Marcelo Resende</i>
TD 167	Teoria fiscal da determinação do nível de preços: uma resenha <i>Helder Ferreira de Mendonça</i>
TD 168	Faculdade da Economia da UFF – 60 anos de história <i>Hildete Pereira de Melo</i>
TD 169	Linha de pobreza: um olhar feminino <i>Hildete Pereira de Mello</i>
TD 170	Interactive Individualism: an essay on Hayek's methodological individualism <i>Celia Lessa Kerstenetzky</i>
TD 171	Globalização tecnológica das EMN: efeitos sobre a especialização e convergência de países catch-up na América Latina <i>Ana Urraca Ruiz</i>
TD 172	O PROER no centro de reestruturação bancária brasileira dos anos noventa <i>Carlos Augusto Vidotto</i>
TD 173	Metodologia para a recuperação do PIB trimestral utilizando modelos univariados e multivariados em espaço de estado com valores omissos, benchmarking, variáveis explicativas e heterocedasticidade <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 174	Estoque e Produtividade de Capital Fixo - Brasil, 1940-2004 <i>Lucilene Morandi</i>
TD 175	Desigualdade intra-grupos educacionais e crescimento: um tema emergente <i>Ana Czeresnia Costa e Celia Lessa Kerstenetzky</i>
TD 176	Intra-industry trade with emergent countries: What we can learn from Spanish data? <i>Juliette M. Baleix e Ana I. Moro-Egido</i>
TD 177	Os afazeres domésticos contam <i>Hildete Pereira de Melo, Claudio Monteiro Considera e Alberto Di Sabbato</i>
TD 178	Uma breve história da defesa da concorrência <i>Claudio Monteiro Considera</i>
TD 179	Em Direção as Metas de Desenvolvimento do Milênio: uma análise regional <i>Rosane Mendonça</i>
TD 180	Políticas Sociais: focalização ou universalização? <i>Celia Lessa Kerstenetzky</i>
TD 181	A Importância de Evidências Econômicas para a Investigação de Cartéis - A Experiência Brasileira <i>Claudio Monteiro Considera e Gustavo F. de Seixas Duarte</i>
TD 182	Federalismo Fiscal – Experiências Distintas: Estados Unidos e Brasil <i>Ruth Helena Dweck</i>
TD 183	Uma avaliação dos custos e benefícios da educação pré-escolar no Brasil <i>Ricardo Barros e Rosane Mendonça</i>

TD 184	Progresso e pobreza na Economia Política Clássica <i>Celia Lessa Kerstenetzky</i>
TD 185	Padrões de consumo, energia e meio ambiente <i>Claude Cohen</i>
TD 186	Agronegócio no Brasil: perspectivas e limitações <i>Carlos Enrique Guanzioli</i>
TD 187	The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis <i>Viviane Luporini</i>
TD 188	Experiências de desenvolvimento territorial rural no Brasil <i>Carlos Enrique Guanzioli</i>
TD 189	Conceitos de sustentabilidade fiscal <i>Viviane Luporini</i>
TD 190	Regulation school and contemporary heterodoxies <i>André Guimarães Augusto</i>
TD 191	Micro and macro relations in a monetary production economy <i>Carmem Feijó</i>
TD 192	Education and equality: a post-Rawlsian note <i>Celia Lessa Kesrtenetsky</i>
TD 193	Potential growth and structural changes: An analysis of the European case <i>Mario Amendola, Bernhard Böhm, Jean-Luc Gaffard, Lionel Nesta, Lionello F. Punzo, Francesco Saraceno</i>
TD 194	Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira <i>Ricardo Barros, Mirela de Carvalho, Samuel Franco e Rosane Mendonça</i>
TD 195	Fiscal federalism as a political instrument – distinct experiences: United States of America and Brazil <i>Ruth Helena Dweck</i>
TD 196	Atividade Monetária entre 1964 e o Início de 1986 <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 197	Expectativas, Déficit, Senhoriagem e Inflação <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 198	La inversión directa de España en Brasil y América Latina <i>Ángeles Sánchez Díez</i>
TD 199	Exogeneity of Money Supply in Brazil from 1966 to 1985: Full Version <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 200	Dinâmica da Inflação no Brasil, 1960-2005. <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 201	Demanda por Moeda, Senhoriagem e Megainflação. <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 202	Metodologia para a periodização endógena da taxa de inflação no Brasil e aproximação de seus modelos ARIMA, 1960 a 2005. <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 203	La libertà di scelta nella sfera produttiva: l'impresa capitalistica e l'impresa autogestita. <i>Ernesto Screpanti</i>
TD 204	Notas Sobre a Produtividade Industrial <i>Carmem Aparecida Feijó e Paulo Gonzaga M. de Carvalho</i>
TD 205	Influência dos Processos Interativos no Desempenho Inovativo de Empresas Inseridas em Aglomerações Produtivas Intensivas em Conhecimento <i>Fabio Stallivieri, Marcelo Matos e Gustavo José Guimarães e Souza</i>
TD 206	Da Estruturação ao Equilíbrio Fiscal: uma análise das finanças públicas estaduais no governo FHC <i>Ana Paula Mawad e Viviane Luporini</i>
TD 207	Desenvolvimento Financeiro e Desigualdade de Renda: evidências para o caso brasileiro <i>Camille Bendahan Bemerguy e Viviane Luporini</i>

TD 208	Instabilidade Internacional e Hegemonia: notas sobre a evolução do Sistema Monetário Internacional <i>Mario Rubens de Mello Neto e Victor Leonardo de Araújo</i>
TD 209	Apontamentos para uma Teoria da Corrupção: uma visão a partir da Sociologia Econômica <i>Ralph Miguel Zerkowski</i>
TD 210	Filosofia da ciência e metodologia econômica: do positivismo lógico ao realismo crítico <i>Carolina Miranda Cavalcante</i>
TD 211	Imigrantes portugueses no Brasil a partir dos recenseamentos populacionais do século XX: um estudo exploratório <i>Hildete Pereira de Melo e Teresa Cristina Novaes Marques</i>
TD 212	Conteúdo de trabalho feminino no comércio exterior brasileiro <i>Marta dos Reis Castilho</i>
TD 213	Regulação ou Cooptação? A Ação do Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA) através das Câmaras Setoriais e Temáticas da Agricultura entre 2002 e 2006 <i>Carlos E. Guanzioli, Marco B. Ortega e Carlos Américo Basco</i>
TD 214	Reputação e Transparência da Autoridade Monetária e Comportamento da Firma Bancária <i>Gabriel Caldas Montes</i>
TD 215	Trabalho reprodutivo no Brasil: quem faz? <i>Hildete Pereira de Melo e Marta dos Reis Castilho</i>
TD 216	Metodologia de estimação do PIB trimestral utilizando procedimentos de cointegração e filtros de Kalman <i>Luis Fernando Cerqueira</i>
TD 217	An Approach for Testing Money Supply Exogeneity in Brazil Mixing Kalman Filter and Cointegration Procedures <i>Luis Fernando Cerqueira</i>
TD 218	Avaliação do Impacto da Alfabetização de Adultos sobre o Desenvolvimento Humano: Uma análise com dados secundários <i>João Pedro Azevedo, Gabriel Ulyssea, Rosane Mendonça e Samuel Franco</i>
TD 219	Impacto da Discriminação e segmentação do mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil <i>Ricardo Barros, Samuel Franco e Rosane Mendonça</i>
TD 220	A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro na última década <i>Ricardo Barros, Samuel Franco e Rosane Mendonça</i>
TD 221	Efeitos da saúde na idade de entrada à escola <i>Danielle Carusi Machado</i>
TD 222	O papel do instituto da patente no desempenho da indústria farmacêutica <i>Samuel de Abreu Pessôa, Claudio Monteiro Considera e Mário Ramos Ribeiro</i>
TD 223	Pobreza como privação de liberdade: o caso da favela do Vidigal no Rio de Janeiro <i>Larissa Santos e Celia Lessa Kerstenetzky</i>
TD 224	Confusões em torno da noção de público: o caso da educação superior (provida por quem, para quem?) <i>Ricardo Barros et al.</i>
TD 225	Gastos públicos: investimentos em infra-estrutura no período pós-privatização <i>Artur Faria dos Reis</i>
TD 226	Legislação trabalhista agrícola e pobreza no Brasil: uma abordagem de custos de transação <i>Gervásio Castro de Rezende e Ana Cecília Kreter</i>
TD 227	Estimation of Brazilian Quartely GDP with cointegration methods and benchmarking processes by state space model <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>

TD 228	Dinâmica da Inflação no Brasil, 1960-2005 - uma sinopse <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 229	Moeda, Inércia, Conflito, o Fisco e a Inflação: Teoria e Retórica dos Economistas da PUC-RJ <i>Carlos Pinkusfeld Bastos e Mario Rubens de Mello Neto</i>
TD 230	Economia Popular, Desenvolvimento Local e Cooperação: o caso da ENDA Brasil. <i>Hildete Pereira de Melo e Sônia Maria de Carvalho</i>
TD 231	A economia informal metropolitana: um estudo baseado na ECINF/IBGE. <i>Hildete Pereira de Melo e Leonardo Siqueira Vasconcelos</i>
TD 232	A industrialização brasileira nos anos 1950: uma análise da Instrução 113 da SUMOC <i>Ana Claudia Caputo e Hildete Pereira de Melo</i>
TD 233	Desenvolvimento Territorial rural no Brasil: uma polêmica <i>Carlos Enrique Guanzioli</i>
TD 234	Parametric Bootstrap for Unit Root Testing - Brazilian Evidence <i>Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 235	Um Aspecto da Subocupação por Insuficiência de Horas Trabalhadas: a análise do desejo de trabalhar horas adicionais <i>Danielle Carusi Machado e Ana Flávia Machado</i>
TD 236	Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do SAEB <i>Roberta Loboda Biondi e Fabiana de Felício</i>
TD 237	Comportamento do mark up na indústria brasileira nos anos 1990: evidências empíricas <i>Carmem Aparecida Feijó e Luiz Fernando Cerqueira</i>
TD 238	A importância das cotas para a focalização do Programa Bolsa Família. <i>Ricardo Paes de Barros, Mirela de Carvalho, Samuel Franco e Rosane Mendonça</i>
TD 239	Sustainable tourism: basic income for poor communities. <i>Celia Lessa Kerstenetzky e Lionello F. Punzo</i>
TD 240	Development and Redistribution: The Case of the Bolsa Familia Program in Brazil. <i>Celia Lessa Kerstenetzky</i>
TD 241	Ajustamento nos Mercados de Fatores, Raiz Unitária e Histerese na Economia Americana <i>Julia de Medeiros Braga</i>

