

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

**JULIA DE MEDEIROS BRAGA**

RAIZ UNITÁRIA, HISTERESE E INÉRCIA: a controvérsia sobre a NAIRU na economia

norte-americana nos anos 1990

RIO DE JANEIRO

2006

Julia de Medeiros Braga

ii

RAIZ UNITÁRIA, HISTERESE E INÉRCIA:

a controvérsia sobre a NAIRU na economia norte-americana nos anos 1990

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em

Economia do Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio

de Janeiro, como requisito à obtenção do título de Doutor em

Economia.

Orientador: Franklin Leon Peres Serrano

Rio de Janeiro,

2006

Julia de Medeiros Braga

iii

RAIZ UNITÁRIA, HISTERESE E INÉRCIA: a controvérsia sobre a NAIRU na economia

norte-americana nos anos 1990

Tese de Doutorado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em

Economia do Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio

de Janeiro, como requisito à obtenção do título de Doutor em

Economia.

Aprovada em 29 de maio de 2006

---

(Franklin Leon Peres Serrano, Doutor, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro)

---

(Antonio Henrique Pinheiro Silveira, Doutor, Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia).

---

(Fabio Neves Perácio de Freitas, Doutor, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro)

---

(Frederico Gonzaga Jayme Júnior, Doutor, Centro de Desenvolvimento e Planejamento

Regional da Universidade Federal de Minas Gerais)

(João de Deus Sicsú Siqueira, Doutor, Instituto de Economia da Universidade

Federal do Rio de

Janeiro)

iv

Dedico essa tese ao Prof. Dr. Getulio Borges da Silveira Filho.

v

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Agradeço a Franklin Serrano, Ana Augusta de Medeiros e Daniel Braga.

vi

“Assim, quando o desemprego passou a apresentar tendência declinante, chegando a 6%, em 1994; 5,6%, em 1995; apontando para 4% ou menos, muitos economistas sustentaram que o FED deveria frear o crescimento. Contestei esse raciocínio dentro do FED e em depoimentos públicos. A ‘taxa natural’, embora inquestionável nos modelos e útil em análises históricas, sempre se mostrou ilusória quando estimada em tempo real.” ...  
“Por fim, a sabedoria convencional recuou - os economistas começaram a revisar para baixo o nível natural de desemprego”. Allan Greenspan - A ERA DA TURBULÊNCIA: aventuras em um novo mundo, Editora Campus, 2007, p. 164.

vii

## RESUMO

BRAGA, Julia de Medeiros Braga. **Raiz Unitária, Histerese e Inércia: a controvérsia sobre a NAIRU na economia norte-americana nos anos 1990.** Rio de Janeiro, 2006. Tese (Doutorado em Economia)- Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006

A existência de uma tendência estocástica no nível do PIB norte-americano é evidenciada por seis diferentes testes de raiz unitária nesse trabalho. A presença de tal tendência é interpretada como evidência do efeito histerese forte no produto, onde o PIB corrente tem forte influência sobre o PIB potencial. Defende-se que um modelo de crescimento liderado pela demanda, com a taxa de investimento seguindo um acelerador flexível, é compatível com tal característica estatística do PIB. Duas propriedades desse modelo são também testadas e não rejeitadas: a significância da taxa de crescimento do PIB na explicação da taxa de investimento produtivo e a direção do teste de Granger, que aponta causalidade unidirecional no sentido da taxa de crescimento do produto Granger-causar a taxa de investimento produtivo. A relação entre PIB corrente e potencial implica também em uma histerese forte sobre o nível de emprego agregado, o que é compatível com os resultados dos testes de raiz unitária aplicados a essa série. O mesmo não acontece com as séries de taxa de desemprego e taxa de utilização da capacidade produtiva, o que é interpretado, no primeiro caso, como efeito dos movimentos da força de trabalho e, no último, como evidência de um patamar normal para a taxa de utilização da capacidade produtiva. Ainda assim, observa-se uma histerese, ainda que fraca, na taxa de

desemprego, o que é vista como uma implicação direta da histerese forte do emprego. A

histerese fraca na taxa de desemprego, por sua vez, é interpretada como sendo a causa da mudança da tendência da taxa de desemprego norte-americana na década de 1990 e, portanto, da

viii

assim chamada NAIRU. Tal fenômeno, aliado à existência de uma inércia inflacionária menor do que a unidade e com a forte influência que choques de oferta exercem sobre a taxa de inflação, colocam em cheque a Curva de Phillips aceleracionista, que se constitui em um dos pilares fundamentais da chamada Nova Síntese Neoclássica, cujo modelo de Ciclo Econômico

foi supostamente adotado pelo FED. Alternativamente, interpreta-se neste trabalho a baixa

inflação americana aliada a baixas taxas de desemprego observadas na década de 1990 a partir

da visão da teoria do conflito distributivo. Nessa linha, o determinante fundamental para tal

cenário favorável foi a brutal queda do poder de barganha dos trabalhadores americanos, que

acabou por impor uma baixa resistência salarial no período.

Palavras-chave: Raiz Unitária, Histerese, Supermultiplicador, Curva de Phillips, Inércia, NAIRU.

ix

### **ABSTRACT**

BRAGA, Julia de Medeiros Braga. **Raiz Unitária, Histerese e Inércia: a controvérsia sobre a NAIRU na economia norte-americana nos anos 1990.** Rio de Janeiro, 2006.

Tese (Doutorado em Economia)- Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2006

The presence of a stochastic trend in the level of U.S. gross domestic product is not rejected by

six different modern unit root tests ran in this thesis. This is interpreted as evidence of a strong

hysteresis effect in the levels of aggregate output, defined as a strong correlation between actual

and trend potential output. We argue that a demand led growth model, with a flexible accelerator

for the private non residential gross fixed investment rate, is able to explain this statistical

property of the level of GDP. Two other properties of this model are also tested and not rejected:

the statistically significant effect of the growth rate of output in the explanation of the

investment rate and the Granger causality running from the former to the latter. The presence of a unit root in the aggregate employment series was also tested and not rejected. This is seen as a direct consequence of the strong hysteresis in the output series. For the unemployment and the capacity utilization rates the existence of a unit root is rejected, which is interpreted as a result of the labor force movements in the first case and the existence of a normal level for the capacity utilization rate in the second. The presence of strong hysteresis in the levels of output and, hence, also in the levels of employment is argued to explain the weak hysteresis found in the unemployment rate, which is the main explanation for the change in the so called NAIRU for the US economy in the nineteen nineties. This tendency of the unemployment gap to close itself, a lower than unity persistence of the past inflation rate and the role of the supply shocks on inflation put in check the traditional accelerationist Phillips Curve model, which forms a

x

fundamental part of the business cycle model supposedly adopted by the FED, based on the so called new neoclassical synthesis. We criticize the orthodox explanation for the low-inflationlow-unemployment rate observed in the U.S. in the nineties and, instead, adopt an heterodox interpretation based on a reduction in the bargaining power of labor which led to the acceptance of lower rate of nominal wage increases in this period.

Keywords: Unit Root, Hysteresis, Supermultiplier, Phillips Curve, inertia, NAIRU.

xi

## SUMÁRIO

### Índice

#### **Capítulo 1 Introdução 1**

1.1 A curva de Phillips aceleracionista e a NAIRU 1

1.2 Objetivos da tese 3

1.3 Estrutura da tese 5

#### **Capítulo 2 Raiz unitária: a dependência do produto potencial ao produto corrente 6**

2.1 Introdução 6

2.2 Conceitos 7

2.3 Testes de raiz unitária aplicados ao PIB americano 18

2.4 Implicações teóricas: Novos Keynesianos versus Ciclos Reais 32

2.5 A raiz *quase* unitária 34

2.6 Mudança estrutural na série de tendência 35

2.7 Interpretações de escolas heterodoxas para a existência da raiz unitária no PIB real e da histerese

41

**Capítulo 3 Histerese no produto: uma interpretação para a raiz unitária do PIB baseada no supermultiplicador**

44

**3.1** Introdução 44

**3.2** Dois modelos de crescimento liderado pela demanda 45

**3.3** O grau de utilização da capacidade 47

**3.4** Relação entre os níveis de investimento produtivo e do produto 50

**3.5** Relação entre a taxa de investimento e a taxa de crescimento do PIB 54

**3.6** Uma interpretação do crescimento na década de 1990 baseada no modelo do Supermultiplicador

Sraffiano

64

**3.6** O Puzzle da relação inflação-desemprego na década de 90 na economia americana 70

**Capítulo 4 Histerese, inércia parcial e a controvérsia sobre a NAIRU na economia americana**

72

xii

**4.1** Introdução 72

**4.2** Inflação de demanda e de custo, a NAIRU versus conflito 74

**4.3 A NAIRU e a curva de Phillips aceleracionista na economia americana** 76

**4.3.1** Índices de Preço 76

**4.3.2** A NAIRU de 6% 82

**4.3.3** Inércia completa e raiz unitária na inflação 83

**4.4** Dificuldades empíricas com a NAIRU constante 85

**4.4.1** Dispersão e intervalo de confiança 85

**4.4.2** Mudanças da NAIRU 88

**4.5 Mudanças no coeficiente de inércia** 90

**4.5.1** Sub períodos de Marques 90

**4.5.2** Defesas e críticas à inércia completa na literatura empírica 93

**4.6 Endogeneidade da NAIRU e efeitos da histerese** 97

**4.6.1** Histerese forte e fraca na taxa de desemprego 97

**4.6.2** A existência de histerese parcial na taxa de desemprego 98

**4.6.4** A histerese fraca no desemprego e a Time Varying NAIRU 100

**4.6.5** A histerese fraca no desemprego e a histerese forte no produto e no emprego 103

**4.6.6** O hiato do produto e a NAICU 107

**4.7 Choques de oferta e mudanças distributivas** 108

**4.7.1** Choques de Oferta “temporários”? 108

**4.7.2** Implicações teóricas para os fatos estilizados 111

**4.7.3** As mudanças no mercado de trabalho e a inflação na década de 90 113

**4.7.4** A mudança da NAIRU nos anos 90 116

**Capítulo 5 Conclusão** 119

**Referências** 123

xiii

**Lista de Quadros**

**Quadro 1:** Dickey-Fuller 20

**Quadro 2:** Phillips Perron 23

**Quadro 3:** Generalised Least Squares Dickey-Fuller test (DF – GLS) 25

**Quadro 4:** Elliot, Rothenberg e Stock Point Optimal Test (ERS p-test) 26

**Quadro 5:** Ng e Perron 28

**Quadro 6:** Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) 30

**Quadro 7:** Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) com Kernel 31

- Quadro 8:** Testes de raiz unitária para subperíodos selecionados 39  
**Quadro 9:** Testes de Raiz Unitária para a Taxa de Utilização da Capacidade Produtiva 49  
**Quadro 10:** Teste de Cointegração entre os níveis do PIB e do investimento produtivo 52  
**Quadro 11:** Teste de Cointegração entre PIB e Investimento em Máquinas e Equipamentos 53  
**Quadro 12:** Teste de Granger para o Vetor de Cointegração 54  
**Quadro 13:** Teste de Granger para o Vetor de Cointegração para Investimento em Máquinas e Equipamentos 56  
**Quadro 14:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 60  
**Quadro 15:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 2 60  
**Quadro 16:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 3 61  
**Quadro 17:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 4 62  
**Quadro 18:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 5 62  
**Quadro 19:** Teste de Granger Causalidade 63  
**Quadro 20:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço 84  
**Quadro 21:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço 2 91  
**Quadro 22:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço 3 92  
**Quadro 23:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço 4 93

#### **Lista de Gráficos**

**Gráfico 1:** Taxa de Crescimento Real do PIB 37

xiv

**Gráfico 2:** Taxa de Crescimento do PIB e Taxa de Investimento 48

**Gráfico 3:** Taxa de Utilização da Capacidade 51

**Gráfico 4:** Taxa de Crescimento do PIB e Taxa de Investimento 59

**Gráfico 5:** Taxa de Crescimento do PIB e Taxa de Investimento em Máquinas e Equipamentos 61

**Gráfico 6:** Gastos Improdutivos & Taxa de Investimento 65

**Gráfico 7:** Participação nos gastos improdutivos 67

**Gráfico 8:** Participação nos gastos improdutivos (continuação) 67

**Gráfico 9:** Taxa de desemprego versus Taxa de inflação 71

**Gráfico 10:** Índices de Preço 78

**Gráfico 11:** Índices de Preço 2 80

**Gráfico 12:** Índices de Preço 3 80

**Gráfico 13:** Índices de Preço 4 81

**Gráfico 14:** Taxa de Desemprego versus Variação da Taxa de Inflação 86

**Gráfico 14:** Taxa de Desemprego versus Variação da Taxa de Inflação 86

**Gráfico 15:** Mudanças no Padrão Inflacionário 90

**Gráfico 16:** Taxa de desemprego (%) 103

**Gráfico 17:** Taxa de Inflação Versus Taxa de Desemprego 114

#### **Lista de Tabelas**

**Tabela 1:** PIB e Componentes da Demanda 66

**Tabela 2:** NAIRU Constante 1960-2000 83

**Tabela 3:** NAIRU e Coeficientes por Períodos 89

1

## **Capítulo 1 Introdução**

### **1.1 A curva de Phillips aceleracionista e a NAIRU**

A curva de Phillips aceleracionista consiste numa relação na qual a inflação depende do

hiato do produto, choques de oferta e da inflação passada. Em sua versão mais simples, para

dados choques de oferta ( $\epsilon$ ), a inflação ( $\Pi$ ) aumenta toda a vez que existe excesso de demanda e

diminui caso contrário. Como indicador de choques de demanda se utiliza a diferença entre a

taxa de desemprego ( $U$ ) e a assim chamada NAIRU – taxa de desemprego que não acelera a

inflação ( $U_n$ ). Desta forma a curva é bem descrita pela seguinte fórmula:

$$\Pi_t = \Pi_{t-1} + \beta(U_t - U_n) + \varepsilon_t$$

Um maior número de defasagens e a inclusão explícita dos choques de oferta tornam

esse tipo particular de curva de Phillips semelhante ao chamado modelo triangular de Gordon:

$$\Pi_t = a(L) \Pi_{t-1} + b(L) (U_t - U_n) + c(L) z_t + \varepsilon_t$$

em que  $a(L)$ ,  $b(L)$  e  $c(L)$  são polinômios das defasagens. Por exemplo:

$$a(L) = a_0 + a_1 L_1 + a_2 L_2 + \dots + a_p L_p$$

e vale a seguinte restrição:

$$a = a_0 + a_1 + a_2 + \dots + a_p = 1$$

$z_t$  é um indicador de choques de oferta explicitamente incluídos como regressores.

Chamaremos  $z_t = x_t - \bar{x}$  em que  $x_t$  são os choques de oferta e  $\bar{x}$  sua média no período, de forma

estes choques estão normalizados e  $z_t = 0$  indica ausência de choques de oferta (ver Gordon,

1997, p. 14).  $U_t - U_n$  é o indicador de excesso de demanda que chamaremos de  $D_t$ ;  $D_t = U_t - U_n$ .

$D_t = 0$  indica ausência de excesso de demanda.

O temo aceleracionista vem do fato de que toda vez que o hiato do produto é negativo

(positivo), a inflação acelera (desacelera) e não apenas passa para outro patamar, como na curva

de Phillips aumentada por expectativas. Por outro lado, esta formulação tem uma semelhança

2

com a curva aumentada por expectativas, pois também não gera um *trade-off* entre inflação e a

taxa de desemprego no longo prazo, como na formulação tradicional.

Porém existe mais uma importante diferença entre as duas formulações. A curva de

Phillips aumentada por expectativas utiliza o conceito de taxa natural de desemprego, que é

definida como aquela compatível com um mercado de trabalho em equilíbrio.

Já a curva

aceleracionista trabalha com o conceito de NAIRU, a taxa de desemprego que não acelera a

inflação. A NAIRU, ao contrário da taxa natural de desemprego, não requer que haja pleno

emprego no mercado de trabalho e, portanto, é compatível com a existência de um desemprego

causado, por exemplo, por uma rigidez do salário real, mesmo que este seja de longo prazo.

Nesse caso, o produto potencial também não é o "natural", mas sim aquele que é compatível

com a força de trabalho empregada.

A curva é do tipo *backward looking*, porém isso não significa necessariamente que os

agentes tenham expectativas adaptativas, basta que exista alguma forma de rigidez nominal de



salários ou preços.<sup>1</sup> A opção trabalhar com este tipo de modelo foi motivada pela enorme dificuldade, reportada na literatura, de se achar suporte empírico a formulações do tipo *forward looking* da curva de Phillips (ver Fuhrer, 1997 e Gordon e Eller, 2003)<sup>2</sup>. Além disso, a curva aceleracionista foi amplamente adotada na literatura empírica ortodoxa, fazendo parte do modelo da “nova síntese neoclássica”, juntamente com uma curva IS e uma regra de Taylor para determinação da taxa de juros.

<sup>1</sup> A justificativa teórica mais comum para esse tipo de formulação na literatura é de expectativas adaptativas, porém está não é a única possível. Outras justificativas que enfatizam o papel dos custos de *menu* na mudança da taxa de inflação (Clarida, Gali e Gertler, 1999).

<sup>2</sup> Fuhrer mostra que *leads* são estatisticamente insignificantes na estimativa da Curva de Phillips para a economia americana entre 1966 a 1994. Essa conclusão não é alterada quando se restringe o período para 1979 a 1994, quando a forma como se calcula o hiato do produto é alterada, ou quando se utiliza um maior número de *lags* para a inflação. Portanto, expectativas do tipo *forward looking* não aumentam a capacidade preditiva do modelo. Por outro lado, o autor sugere, através de simulação, que a dinâmica de longo prazo de modelos que incluem ambos os tipos de expectativas é superior a de modelos somente com expectativas do tipo *backward looking*. É importante notar, porém, que sua conclusão está totalmente influenciada pela restrição imposta ao modelo de que a soma dos coeficientes de ambos *leads* e *lags* deva ser igual a um, para assegurar a hipótese de presença de uma taxa de desemprego natural. Dessa forma, a escolha se dá entre uma curva aceleracionista ou uma curva com expectativas mistas com coeficientes somando 1 (um). Como a hipótese aceleracionista também é irrealista, como mostraremos nesse capítulo, a escolha se dá entre dois modelos igualmente problemáticos. Os resultados da dinâmica de longo prazo da curva aceleracionista simulados pelo autor mostram nada mais do que sua implausibilidade empírica.

3

Esse modelo ganhou grande importância prática na década de 1990: “virtually all of the participants in a recent NBER conference on monetary policy evaluation used this type of model (see Taylor (1999)). And models now used for policy evaluation at the Federal Reserve, the European Central Bank, the Bank of Canada, the Bank of England, the Reserve Bank of New Zealand, and the Central Bank of Brazil also fall into this category.” Taylor (2000, p.4). Ademais, este modelo foi a base para as interpretações tradicionais sobre o comportamento das variáveis macroeconômicas da economia norte-americana na década de 1990. A NAIRU é também utilizada em teorias mais heterodoxas onde a margem de lucro real

é fixa e pode existir desemprego involuntário. Neste caso, a NAIRU é a única taxa de desemprego compatível com a inexistência de conflito distributivo (ver, por exemplo, Carlin e Soskice, 1990). Dessa forma, esse conceito ganhou a simpatia de muitos economistas por ser supostamente isento de “visões teóricas”, constituindo-se apenas de uma definição matemática/estatística.<sup>3</sup> Podemos afirmar que a curva de Phillips aceleracionista, que hoje é de uso tão consensual, é baseada em três hipóteses fundamentais (ver Serrano 2006): a) que a inflação passada é inteiramente transmitida à inflação futura (inércia completa), b) que o produto potencial é determinado independentemente do produto efetivo e; c) que os choques de oferta num prazo mais longo tem média zero.

## **1.2 Objetivos da tese**

O tema central deste trabalho é discutir a relevância empírica da curva de Phillips aceleracionista e do conceito de NAIRU para a economia americana, com ênfase particular no período dos anos 1990.

<sup>3</sup> Para uma crítica à NAIRU heterodoxa ver Stirati (2001).

4

Nosso objetivo inicial é explorar o impacto negativo de duas características importantes das séries de PIB e inflação da economia norte americana sobre as interpretações baseadas na curva de Phillips aceleracionista. A primeira refere-se à possibilidade de que a série de PIB contenha uma tendência estocástica, isto é, uma raiz unitária mesmo quando se leva em consideração a influência de uma tendência determinística crescente sobre a série. A segunda é a possibilidade de que exista uma inércia inflacionária parcial e não completa, isto é, que a variação dos preços da economia não estejam (nem formalmente nem informalmente) totalmente indexados à inflação passada. Assim pretende-se mostrar que uma outra interpretação para a possível existência da tendência estocástica sobre o produto é inteiramente compatível com os dados da economia norte-americana. Esta interpretação é baseada num modelo de supermultiplicador em que a capacidade produtiva se ajusta à tendência da demanda e o investimento produtivo é induzido, através de um acelerador flexível (Serrano, 2001, Cesaratto, Serrano, Stirati, 2003).

Argumentamos em seguida que o comportamento da inflação na economia norteamericana, por sua vez, é compatível com uma interpretação teórica alternativa onde a inflação é basicamente de custos, movida pelo conflito distributivo (Serrano, 2006 2002b e Stirati 1999). Ademais, as evidências empíricas sobre a inflação, a demanda agregada e o crescimento nos anos 1990 são favoráveis aos trabalhos (como de Serrano e Braga, 2005, Pollin 2002, Serrano 2004 e Setterfield 2004) que sugerem que a política monetária expansionista teve papel fundamental não apenas para a expansão do produto, mas também para o crescimento do próprio produto potencial, e que o baixo poder de barganha dos trabalhadores foi a principal causa responsável pelas baixas taxas de inflação observadas no período.

5

### **1.3 Estrutura da tese**

No capítulo dois é analisado o debate sobre a existência de uma raiz unitária no PIB.

Para isso, são realizados testes de hipótese de raiz unitária sobre a série histórica do PIB real americano a partir de diferentes métodos. São investigados os vários pontos controversos do debate empírico e as implicações teóricas envolvidas.

No capítulo três fornecemos evidências a favor de uma interpretação alternativa para a

existência de raiz unitária no PIB com um modelo de supermultiplicador em que o princípio da

demanda efetiva é válido a longo prazo e o investimento produtivo é induzido.

Com base nesse

modelo, também, é interpretada a peculiar composição da demanda agregada do PIB americano

na década de 1990, associada ao rápido crescimento observado na década.

O capítulo quatro destina-se a analisar três características fundamentais da curva de

Phillips aceleracionista mencionadas acima, contrastando-as com as evidências empíricas

reportadas na literatura para as características do padrão inflacionário da década de 1990. Essas

características são então interpretadas a partir de uma abordagem baseada na teoria da inflação

de custos advinda do conflito distributivo. O breve capítulo cinco conclui e resume os resultados

obtidos ao longo da tese.

6

## **Capítulo 2 Raiz unitária: a dependência do produto potencial ao produto corrente**

### **2.1 Introdução**

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. Nelson e Plosser (1982) mostraram, utilizando o teste de Dickey-Fuller, que a hipótese da existência de raiz unitária não poderia ser rejeitada para treze das quatorze séries de tempo de variáveis econômicas da economia norte americana, em termos anuais ao longo de quase um século. Essas variáveis eram o PIB real e nominal, a produção industrial, o emprego, o deflator implícito do PIB, o índice de preço ao consumidor, o salário real e o nominal, a oferta monetária, a velocidade de circulação da moeda, a curva de rendimento e o preço das ações. Somente a taxa de desemprego não apresentou uma raiz unitária. Foram dois os pontos levantados por Nelson e Plosser (1982) que causaram polêmica. O primeiro ponto é que mesmo séries que não continham tendência — no sentido como este termo era normalmente empregado, isto é, um comportamento de longo prazo de crescimento ou diminuição, ainda que não linear, conhecido hoje como tendência determinística — eram ainda assim não-estacionárias. O segundo ponto foi relativo à série do PIB em particular. É nesse aspecto que estamos interessados nesse capítulo. Nelson e Plosser (1982) argumentaram que a série do PIB norte americano 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

7

PIB americano tem a característica de conter uma raiz unitária mesmo quando extraída a tendência determinística presente na série. O objetivo desse capítulo, além de examinar criticamente o debate empírico e suas implicações teóricas é argumentar que, apesar da controvérsia e da opinião de muitos autores de

que os resultados sejam ainda inconclusivos, a evidência empírica é fortemente favorável à hipótese de que existe uma raiz unitária na série do produto da economia americana no período do pós-guerra. Após uma seção de definição dos principais conceitos envolvidos no debate (seção 2), serão apresentados os resultados de seis diferentes testes de raiz unitária para o PIB norte americano (seção 3). Analisam-se então as implicações teóricas para a escola novo-keynesiana e dos ciclos reais de negócios (seção 4). Na seqüência são analisados dois pontos controversos do debate: a suposta existência de uma raiz quase unitária em vez de unitária (seção 5); e a questão da existência de uma quebra na série do PIB ocorrida na década de 1970 (seção 6). Finalmente na seção 7 mostra-se que a existência da raiz unitária no produto é também compatível, como sugere Libanio (2005), com interpretações baseadas em modelos heterodoxos, em que o produto potencial pode ser determinado pela demanda efetiva no longo prazo, que será o tema do capítulo seguinte.

## **2.2 Conceitos**

Apesar destes termos já serem de amplo conhecimento e estarem definidos em todos os manuais modernos de econometria em geral (Hayashi, 2000, por exemplo) e os de séries de tempo, em particular (Enders, 1995 e Hamilton, 1994), achamos por bem repetir aqui esses conceitos para melhor entendimento do ponto que queremos levantar. Uma tendência ( $T_t$ ) é determinística ( $d_t$ ) se é uma função do tempo, bem determinada.

Em geral a forma funcional mais utilizada é a linear

8

$$T_t = d_t = a + bt$$

em que  $t = 1, 2, 3, 4, \dots, n, \dots$

mas também poderia ser, por exemplo, uma tendência quadrática:

$$d_t = a + b_1t + b_2t^2$$

ou, mais geralmente, polinomial, definindo um determinado  $p$  inteiro,

$$d_t = a + b_1t + b_2t^2 + \dots + b_pt^p$$

ou logística

$$d_t = 1/(k+abt) ; b > 0$$

ou ainda exponencial:

$$d_t = a \exp bt$$

Para o caso do PIB norte americano, pela característica de crescimento exponencial da

série, a forma usual de modelagem é a tendência exponencial. O procedimento utilizado era usar

a transformação logarítima da série seguida da modelagem através da fórmula linear. Por isso, a maioria do debate se restringe ao caso da tendência log-linear.

Uma série é tendência-estacionária quando, uma vez retirada a influência da tendência

determinística, torna-se estacionária:

$$y_t = d_t + u_t$$

em que  $u_t$  é uma variável (covariância) estacionária<sup>4</sup>, e portanto, por definição, valem as

seguintes condições:

$$E(u_t) = \mu, \text{ isto é, } E(u_{t+j}) = E(u_t), \text{ para todo } j$$

$$V(u_t) = \sigma^2, \text{ isto é, } V(u_t) = V(u_{t+j}), \text{ para todo } j$$

<sup>4</sup> Uma definição adicional é a de estacionariedade forte (ou estrita). Esta acontece quando, para qualquer grupo de

sub-índices  $t_1, t_2, \dots, t_n$ , a distribuição conjunta de  $u_{t_1}, u_{t_2}, \dots, u_{t_n}$  depende apenas do intervalo de tempo separando as

datas  $t_1, t_2, \dots, t_n$  e não da origem  $t$ , isto é, a distribuição de  $u_{t_1-t}, u_{t_2-t}, \dots, u_{t_n-t}$  é a mesma para qualquer  $t$ . Essa não é

exatamente uma definição mais restrita que a outra, já que não requer que o primeiro e o segundo momentos (e

portanto a média, a variância e as autocovariâncias) sejam finitos. Porém, quando adicionamos esta restrição, toda a

série estritamente estacionária é também covariância-estacionária. A recíproca não é verdadeira, uma vez que

existem séries covariância-estacionárias que não são estritamente estacionárias. Acontece, por exemplo, quando o

terceiro momento de uma série é função do tempo. Seguindo a maioria da literatura sobre séries de tempo (ver

Hamilton, 1994, por exemplo), vamos aqui nos ater aos processos covariância estacionários, que chamaremos

simplesmente de estacionários.

9

$$\text{Cov}(u_t, u_{t-\tau}) = f(\tau), \text{ isto é, } \text{Cov}(u_t, u_{t-\tau}) = \text{Cov}(u_{(t+j)}, u_{(t+j)-\tau}) = \gamma_\tau$$

As autocovariâncias entre resíduos separados sob determinado intervalo de tempo  $\tau$  é

uma função somente de  $\tau$ . Isto é  $\mu$  (média),  $\sigma^2$  (variância) e  $\gamma_\tau$  (autocovariância associada ao

intervalo de tempo  $\tau$ ) de  $u_t$  são constantes. Assim, um processo é estacionário quando a média e

todas as suas autocovariâncias não são afetadas por uma mudança na origem da série (isto é, se

formos de  $t$  para  $t+j$ , para qualquer  $j$ ).

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)<sup>5</sup> para a esperança (não condicionada) de  $u_t$  conforme  $s$  tenda a

infinito:

$$(u_{t+s} | u_t, \dots) \longrightarrow (u_t) \text{ conforme } s \rightarrow \infty \quad E(u_{t+s} | u_t, \dots) \longrightarrow E(u_t) \text{ m.s. } E(u_t)$$

Vejam agora um exemplo de modelo de série tendência-estacionária:

$$y_t = y_0 + \alpha t + u_t \quad (1)$$

em que  $u_t$  é uma série estacionária e para simplificar, vamos assumir que tenha média zero.<sup>6</sup>

Nesse caso,

$$d_t = y_0 + \alpha t$$

Sua média é

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

Sua previsão de longo prazo (esperança de  $y_{t+s}$  condicionada pelo passado da série  $y_t$ ) é:

$$y_{t+s} = y_0 + \alpha(t+s) + u_{t+s} = y_t + \alpha s + u_{t+s} - u_t$$

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

<sup>5</sup> A primeira convergência (*mean square*) significa que o limite da esperança da distância (nesse caso, o quadrado

da diferença) entre a esperança condicionada de  $u_{t+s}$  e a esperança de  $u_t$  é igual a zero conforme  $s$  tende ao infinito.

A segunda significa que, no limite, a probabilidade da distância (nesse caso, o módulo da diferença) entre essas

duas variáveis ser maior do que um número arbitrário é zero, conforme  $s$  tende a infinito.

<sup>6</sup> No caso em que a média de  $u_t$  for diferente de zero, basta redefinir a série  $d_t$  para que incorpore a média de  $u_t$ .

10

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

enquanto a componente irregular vai desaparecer. A rigor, a componente de tendência é a

própria previsão de longo prazo da série.

Uma série  $u_t$  é não estacionária quando não vale pelo menos uma das condições acima.

Isso significa que a série não terá a característica de retornar para sua média com o passar do tempo.

O primeiro dos pontos a que nos referimos na introdução desse capítulo da polêmica

levantada por Nelson e Plosser (1982) é explicado pelo fato de que embora toda série que

apresente tendência determinística seja não-estacionária, nem toda a série não-estacionária

apresenta uma tendência determinística. Isto é, pode acontecer da série ter uma média constante

(e portanto não ter uma tendência de crescimento ou diminuição) e ainda assim ser nãoestacionária,

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 de torná-la (a variância) infinita no

limite.

Isso acontece quando a série, mesmo que não apresente uma tendência determinística,

apresente o que chamamos de tendência estocástica ( $s_t$ ):

$$T_t = s_t = f(\sum_{i=1}^t u_i)$$

em que  $u_t$  é uma variável aleatória estacionária. Para simplificar vamos nos restringir a  $f$

como sendo uma função linear e  $u_t$ , um ruído branco:

$$s_t = a + b \sum_{i=1}^t u_i$$

<sup>7</sup> Isto é, uma série estacionária com média e autocovariância entre erros de tempos distintos iguais a zero.

11

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, mas a esperança condicional não.

$$E(u_i) = 0$$

$$E(u_i | u_1, \dots, u_t) \neq 0$$

Podemos interpretar a tendência estocástica como uma componente que vai desviar a

variável de sua média ou tendência determinística de uma maneira aleatória e sem

necessariamente se compensar ao longo do tempo.

O modelo mais simples que contém uma tendência estocástica é o processo de *random*

*walk*

<sup>8</sup>

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

em que  $u_t$  é um ruído branco ( $E(u_t) = 0$ ,  $V(u_t) = \sigma^2$  e  $\text{Cov}(u_t, u_{t+j}) = 0 \quad \forall j$ ). Resolvendo recursivamente

a partir da observação inicial  $y_0$  obtemos:

$$y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t u_i$$

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. Nesse caso, a previsão de longo prazo é a própria

tendência estocástica:<sup>9</sup>

<sup>8</sup> A rigor, um *random walk* é idêntico a uma tendência estocástica, uma vez que é definido como uma seqüência de



somas cumulativas de ruídos brancos.

9 A característica de que a esperança condicionada por um conjunto de informação de componentes passados da série ser igual à informação mais recente da série,  $E(y_{t+s}/y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) = y_t$ , define o que chamamos de um

*martingale*. Portanto um *random walk* é um *martingale*.

12

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

Dessa forma, embora seja estocástica,  $s_t$  tem efeitos permanentes sobre a série  $y_t$ . Esse

modelo pode ser estendido para incluir uma componente de tendência determinística. Para isso

basta incluir uma constante no processo de *random walk*, que o torna o *random walk com drift*:

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + u_t \quad (3) \text{ que fica}$$

$$y_t = y_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^t u_i$$

Este modelo tem a mesma média que o modelo de tendência determinística (1) acima ( $y_t = y_0 +$

$\alpha t + u_t$ ), qual seja:

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

$$E(y_{t+s}) = y_0 + \alpha(t+s)$$

Assintoticamente a tendência determinística domina a trajetória de  $y_t$

10

. Contudo, a

tendência estocástica influencia a previsão de longo prazo da série. De fato:

$$y_{t+s} = y_0 + \alpha(t+s) + \sum_{i=1}^{t+s} u_i = y_t + \alpha s + \sum_{i=t+1}^{t+s} u_i$$

$\sum_{i=t+1}^{t+s} u_i$

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

Dessa forma, a diferença entre o modelo tendência-estacionário (1) e o modelo de

*random walk with drift* (3) é que a previsão de longo prazo no primeiro não contém a tendência

estocástica  $\sum_{i=1}^t u_i$ , que está presente no último. Embora em ambos os modelos a variável  $y_t$  cresça

a uma taxa de  $\alpha\%$  no longo prazo, no modelo *random walk with drift* (3) 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 (1) esses choques, mesmo que tenham alguma

memória, se dissipam com o passar do tempo.

10 Com a decomposição de Beveridge-Nelson é possível mostrar que todo processo  $I(1)$  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 linear está presente, esta é que vai dominar as outras componentes assintoticamente. Ver

Hayashi (2000, p. 566).

13

Uma série com tendência estocástica também pode conter, além da componente de tendência estocástica, uma componente transitória. Um exemplo de modelo que contém uma componente estocástica permanente e uma transitória é o *random walk plus drift and noise*:

$$y_t = \lambda_t + e_t$$

$$\lambda_t = \alpha + \lambda_{t-1} + u_t \quad (4)$$

resolvendo esse modelo recursivamente a partir da observação inicial  $\lambda_0 = y_0$  (supondo  $e_0 = 0$ )

obtemos:

$$y_t = y_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^t u_i + e_t$$

em que  $y_0$  faz o papel de uma constante e  $u_t$  e  $e_t$  são ruídos brancos. Mais geralmente,  $e_t$  não

necessita ser um ruído branco, basta que seja estacionário. Naturalmente, esta série terá a mesma

característica de longo prazo do *random walk plus drift*.<sup>11</sup>

Um processo é integrado de ordem zero (I(0)) quando for covariância estacionário e tiver

variância de longo prazo de  $u_t$  diferente de zero<sup>12</sup>. Um processo  $x_t$  é integrado de ordem um

(I(1)), quando sua primeira diferença for igual a um processo I(0):

$$x_t = \Delta u_t = (1-L)u_t.$$

em que L é o operador defasagem. Mais geralmente um processo  $x_t$  é dito I(d)  $d \geq 1$  quando sua

d-ésima diferença for I(0)<sup>13</sup>.

$$\Delta^d u_t = (1-L)^d u_t$$

$$\begin{matrix} 0 \\ 1 \\ u \\ v \\ t \\ i \end{matrix}$$

$$t_i = \_ +$$

$$= 11 \text{ De fato, } y_{t+s} = y_0 + \alpha(t+s) + \sum_{i=1}^{t+s} u_i + e_{t+s} = y_t + \alpha s + \sum_{i=t+1}^{t+s} u_i + e_{t+s} - e_t$$

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

<sup>12</sup> A necessidade dessa hipótese ficará clara mais adiante. Hayashi (2000) é que nos lembra dessa restrição. Porém o autor utiliza a definição de estacionariedade estrita em vez de covariância-estacionária, como adotamos nesse trabalho, seguindo a maioria dos livros-textos de séries temporais (como Hamilton, 1994 e Enders, 1995).

<sup>13</sup> Stock (1994, p 2746) nos lembra que essa definição requer adicionalmente uma especificação da observação inicial. Por exemplo, escrevendo um processo  $u_t \sim I(1)$  em função de um processo I(0), temos o

$$\begin{matrix} 1 \\ u \\ v \\ t \\ i \end{matrix}$$

$$t_i = \_ +$$

$$= . O$$

autor supõe que  $u_0$  é uma variável aleatória com segundo momento finito.

O termo integração é utilizado por causa da tendência estocástica, isto é, porque podemos considerar uma série I(d) como uma função de uma soma parcial, isto é, a função cumulativa de um processo estacionário. Este termo vem do cálculo, já que o análogo contínuo de uma soma cumulativa é a integral. Dessa forma, em vez de tendência estacionária, as séries que contém tendência estocástica são chamadas de diferença-estacionária, uma vez que haverá um número de vezes em que se tem que diferenciar a série, d, que será suficiente para que esta se torne estacionária.

Vamos agora definir o conceito de raiz unitária. Seguindo a sugestão de Stock (1994)

vamos utilizar a terminologia da raiz unitária através de representação ARMA(1,1) <sup>14</sup> de um processo  $u_t$ :

$(1-\alpha L)u_t = (1-\theta L)v_t$  onde  $v_t$  é uma série estacionária.

Quando  $|\theta| < 1$  dizemos que  $(1-\theta L)$  é invertível <sup>15</sup>. Nesse caso, se:

- a)  $|\alpha| < 1$  a série  $u_t$  é estacionária;
- b)  $\alpha=1$  a série  $u_t$  é um processo de raiz unitária e portanto é não-estacionário.

Resolvendo recursivamente, temos que:  $u_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i v_{t-i}$

$$u_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha^i v_{t-i}$$

onde se pode ver que  $u_t$  contém uma tendência estocástica.

c) Se  $|\alpha| > 1$  a série  $u_t$  teria uma solução única e seria covariância estacionária, porém somente se

a representarmos como uma função de componentes *futuras e não passadas*. De fato, a série

pode ser reescrita como um processo de média móvel infinito de valores futuros de uma variável

$I(0) v_t$  com coeficientes igual ao inverso de  $\theta$  (isto é  $\theta^{-1}$ ). Isso poderia ser

interpretado como uma requisição de *perfect foresight* dos agentes (ver Hayashi, 2000, p. 377). Por isso esse caso não é

geralmente considerado como válido.

<sup>14</sup> Para a definição mais completa de um processo de raiz unitária, utilizando uma especificação do tipo

ARMA(p,d,q), ver Hamilton (1994 p. 437) ou Enders (1995, p. 77).

<sup>15</sup> A hipótese de invertibilidade é adotada por Hamilton (1994, p. 437) na definição de um processo de raiz unitária.

15

A hipótese de invertibilidade é normalmente adotada na definição de um processo de raiz

unitária (ver, por exemplo, Hamilton, 1994, p. 437). Vejamos o que acontece quando relaxamos a hipótese de invertibilidade ( $\theta = 1$ ) (a utilidade de se relaxar essa hipótese será entendida mais a frente quando formos definir o teste KPSS de raiz unitária):

c)  $\alpha = 1$  e  $\theta = 1$ ; nesse caso a série é estacionária, pois, resolvendo recursivamente, obtemos:

$u_t = v_t + (u_0 - v_0)$ . Como  $v_t$  é  $I(0)$  então  $u_t$  é  $I(0)$ .

d)  $|\alpha| < 1$  e  $\theta = 1$  neste caso \_\_ ( )

=  
 $\square = \square \square$   
 $t$   
 $i$   
 $t i i v v u u$   
 $1$

$\alpha = 1$   $u_t$ . Não iremos considerar esse caso, pelo seguinte motivo. Suponha que  $\alpha = 0$ . Nesse caso,  $u_t = (1-L)v_t$ . Como  $v_t$  é estacionária  $u_t$  é estacionária. Mas como  $\Delta v_t = u_t$  a série  $v_t$ , que é estacionária, teria que ser integrada de ordem um  $I(1)$ , ou  $u_t$  integrada de ordem menos um  $I(-1)$ , caso em que a variância de longo prazo é zero. Para evitar esse tipo de anomalia é que utilizamos a restrição de Hayashi (2000, p. 558-9)

de que a variância de longo prazo de uma série  $I(0)$  seja diferente de zero.

e)  $|\alpha| > 1$  e  $\theta = 1$ . Esse caso não será considerado pelo mesmo motivo que o caso c) acima.

A rigor o conceito de invertibilidade significa a existência de uma raiz unitária na média móvel (ver Stock, 1994). O correto seria distinguir *raiz unitária autorregressiva de média móvel*. Contudo, esses conceitos não são normalmente utilizados e quando se fala de raiz unitária normalmente está se referindo à raiz unitária *autorregressiva*.

Desconsiderando os casos de coeficientes maiores do que 1, o que interessa fixar aqui,

para a melhor compreensão dos testes de raiz unitária que utilizaremos mais adiante, é que: a)

supondo a hipótese de invertibilidade ( $|\theta| < 1$ ), se  $u_t$  tem uma raiz unitária é  $I(1)$ , caso contrário é

$I(0)$ ; b) supondo agora  $\alpha = 1$ , se o polinômio MA for não-invertível (isto é, se  $\theta = 1$ ) então  $u_t$  é

$I(0)$ , caso contrário é  $I(1)$ .

A necessidade de se identificar corretamente as propriedades de uma série de tempo é

que não se pode diferenciar uma série que seja na realidade tendência estacionária, assim como

16

não se pode retirar a tendência determinística (*detrending*) de uma série que é na realidade

diferença-estacionária. 16

Por exemplo, se diferenciarmos o modelo (1) acima ( $y_t = y_0 + \alpha t + u_t$ ) o modelo resultante é:

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

Esse modelo não é estável uma vez que a componente MA não é invertível.

Isso significa

não ser possível utilizar, por exemplo, a metodologia de Box-Jenkins para modelar a série  $y_t$ . O

correto é estimar uma regressão com a componente de tempo inserida (detrending). Somente

assim,  $u_t$  pode ser bem modelado por um processo ARMA estável.

Por outro lado, se quisermos remover a tendência determinística de um *random walk*

*plus drift and noise* ( $y_t = \lambda_0 + \alpha t + u_t + e_t$ ):

o resultado é uma série  $x_t$  que ainda contém a tendência estocástica.

$$x_t = y_t - \alpha t = \lambda_0 + \alpha t + u_t + e_t - \alpha t$$

A consequência indesejável desse procedimento é que o erro da regressão será não

estacionário:<sup>17</sup>

$$x_t = \lambda_0 + u_t + e_t$$

Isso é chamado de *spurious detrending* (remoção espúria da tendência).

<sup>16</sup> 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).

<sup>17</sup> Nesse caso, se utilizássemos a série  $x_t$  em um modelo de regressão, e supondo adicionalmente que não existisse

uma relação de cointegração entre o regressando e os regressores, ocorreria a chamada regressão espúria. Nesse

caso, as estimativas feitas por mínimos quadrados não são consistentes e assim todos os parâmetros estimados e as

estatísticas da regressão ( $R^2$ ,  $d$  de Durbin as estatísticas  $t$  e  $F$ , entre outros) não serão corretos.

Nesse caso, o  $R^2$  tem

um viés de se tornar enganosamente muito grande e as estatísticas  $t$  e  $F$  tem o viés de indicarem enganosamente

significância dos parâmetros. Os testes de raiz unitária são importantes por serem indicativos de como as séries

devem ser modeladas, se na primeira (ou, mais geralmente,  $d$ -ésima diferença) ou em níveis.

Mas se for o caso de

se necessitar analisar as variáveis nos níveis e se as séries não forem cointegradas, as estatísticas terão que ser

ajustadas para adquirirem distribuições de probabilidade não convencionais.

17

Ao mesmo tempo em que é muito importante se distinguir entre uma série  $I(1)$  e uma

série  $I(0)$ , é muito difícil realizar tal tarefa. A dificuldade estatística com  $I(1)$  é que as

propriedades de teoria assintótica usuais muitas vezes não se aplicam.<sup>18</sup>

O instrumento mais utilizado para realizar tal distinção são testes de hipótese.

<sup>19</sup> Existe

um grande número de testes de raiz unitária já formulados e a literatura sobre esse tema está em

constante evolução. <sup>20</sup> 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. <sup>21</sup>

<sup>18</sup> 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.

<sup>19</sup> Outra maneira de identificar a presença de uma raiz unitária é através dos instrumentos para medir persistência, com a função cumulativa de impulso-resposta ou a razão de variância. Além disso, já existe na literatura testes de raiz unitária para dados de painel (ver Libanio, 2005, p. 10-14).

<sup>20</sup> Além dos testes que objetivam diferenciar uma série  $I(0)$  de uma série  $I(1)$ , existem também testes para diferenciar séries de integração mais elevada, séries de raiz unitária sazonal (raízes complexas), além de testes para verificar a existência de uma raiz quase unitária.

<sup>21</sup> 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).

18

### **2.3 Testes de raiz unitária aplicados ao PIB americano**

Nesta seção apresentamos seis 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). Foram utilizados dados das contas nacionais do BEA com freqüência anual para o período de 1948 a 2004.

Cada teste é acompanhado de sua descrição teórica, visto que muitos ainda não estão incluídos nos livros textos mais conhecidos. Começaremos pelos testes mais tradicionais, já que estes são utilizados como base para alguns dos testes elaborados no passado recente.

Iremos aqui nos ater ao problema de diferenciar uma série  $I(0)$  de uma  $I(1)$  – como é o que é requerido para o PIB real e para a maioria das séries macroeconômicas. Estaremos

também adotando a hipótese de que a variável determinística  $d_t$  possa corresponder a uma das três especificações a seguir: a tendência determinística  $d_t = a + bt$  que é o caso quando  $a, b \in \mathfrak{R}$ ;

$b \neq 0$ ; uma constante ( $a \neq 0$  e  $b = 0$ ) ou ainda zero ( $a = 0$  e  $b = 0$ ).

Em geral não se conhece o formato de  $d_t$ , mas como já foi mencionado acima, para a

série do PIB se utiliza uma tendência log-linear (isto é, a tendência linear da série transformada em logaritmo). A série do PIB real foi transformada em logaritmos antes de se aplicar o teste, para estipular uma tendência determinística do tipo log-linear. Para os testes abaixo foram

utilizados dados trimestrais e anuais. Apesar de dados trimestrais serem a princípio sempre melhor que dados anuais, estes últimos foram utilizados para verificar se o ajustamento sazonal das séries trimestrais realizado pelo BEA influenciou de alguma forma o resultado do teste. Isso porque, dados ajustados sazonalmente podem levar a um viés de aceitar a hipótese nula quando

19

esta é falsa, isto é, pode aumentar a probabilidade de cometer erro do tipo II (ver Davidson e McKinnon, 1993 p. 714).

Como se sabe, o teste de Dickey-Fuller aumentado se baseia numa equação da série  $y_t$  a ser testada na sua primeira diferença:

$$\Delta y_t = \Delta y_{t-1} + d_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i}$$

$$\rho_{-i} y_{t-i} + v_t \quad (5)$$

A hipótese nula do teste é de que  $\rho = 0$ , isto é, de que existe raiz unitária.

Podemos

reescrever a equação acima como:

$$y_t = (\rho + 1) y_{t-1} + X_t \beta + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_{-i} y_{t-i} + v_t$$

$$\rho_{-i} y_{t-i} + v_t$$

A hipótese alternativa é de que  $\rho = (\rho + 1) < 1$  isto é  $\rho < 0$ . O teste inclui p-1 lags da variável

dependente na sua primeira diferença (isto é, supõe que a série segue um

AR(p)). Esse teste é

uma modificação do teste inicial de Dickey-Fuller, em que se limitava a apenas um lag da

variável  $y_t$  (AR(1)) e foi formulado para satisfazer casos em que o termo de erro do teste de

Dickey-Fuller ainda continha correlação serial, o que tinha sérias

conseqüências para a

performance do teste, como veremos adiante.

O teste se assemelha ao teste t-student, isto é, se rejeita a hipótese nula de que  $\rho = 0$

quando o módulo da diferença (a distância) entre o  $\rho$  estimado e o valor da hipótese nula (no

nosso caso zero) dividido pelo desvio padrão de  $\rho$  estimado é estatisticamente grande (isto é,

maior de que um valor crítico correspondente a determinado grau de significância).

$\alpha$

$\alpha \sigma$

$\alpha$

$\tau$

$\hat{\rho}$

$\hat{\rho} \approx 0$

=

A regra é rejeitar  $H_0$  se  $|ADF| > VC$

Contudo, 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 (1991, 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

20

serial dos resíduos. Para esse teste, utilizamos o critério de Schwarz (BIC), como sugerido por

Stock (1994, p. 2781).

O resultado dos testes ADF para a série de PIB americano está disposto abaixo e indica a

não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária:

**Quadro 1:** Dickey-Fuller

Null Hypothesis: LNPIBREALUEA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend



Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)\*  
t-Statistic Prob.\*

Augmented Dickey-Fuller test statistic -2.431911 0.3598

Test critical values: 1% level -4.127338

5% level -3.490662

10% level -3.173943

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNPIBREALEUA)

Method: Least Squares

Date: 05/10/05 Time: 17:30

Sample(adjusted): 1948 2004

Included observations: 57 after adjusting endpoints

Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.

LNPIBREALEUA(-1) -0.178248 0.073295 -2.431911 0.0184

C 1.357007 0.541843 2.504429 0.0153

@TREND(1947) 0.005765 0.002455 2.347965 0.0226

R-squared 0.115630 Mean dependent var 0.033850

Adjusted R-squared 0.082875 S.D. dependent var 0.023069

S.E. of regression 0.022092 Akaike info criterion -4.735987

Sum squared resid 0.026356 Schwarz criterion -4.628458

Log likelihood 137.9756 F-statistic 3.530198

Durbin-Watson stat 1.853637 Prob(F-statistic) 0.036234

*obs.: O critério MAIC seleciona o mesmo número de lags (0, que torna a equação igual a do teste não aumentado de DF).*

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

$\alpha$

$\alpha \sigma$

$\alpha$

$\tau$

$\hat{\tau}$

$\hat{\tau} \approx 0$

= para a equação que supõe que o  $y_t$  é um AR(1):

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

21

e é estimada por mínimos quadrados ordinários.

No nosso caso, a versão que utilizamos do teste de Phillips-Perron é o da estatística  $\tau$

modificada. O teste é não paramétrico uma vez que não impõe uma especificação paramétrica para os resíduos.

A estatística  $\tau$  modificada é

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t M y$

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t'$

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$

$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t x_t'$

$\hat{\lambda}_{22}$   
 $\lambda$   
 $\lambda \sigma$   
 $\lambda$   
 $\sigma \tau$   
 $\tau$

em que, teoricamente  $\lambda_2$  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

$\gamma$  (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  $2\pi$  vezes a

densidade spectral a uma frequência zero  $f_0$

22.

22 Uma série de tempo pode ser representada no domínio do tempo ou então no domínio frequencial (ou spectral).

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  $2\pi$ .

22

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \frac{1}{j} \sum_{t=1}^j u_t \gamma \left( \lambda = \frac{2\pi f}{T} \right) = \frac{2\pi f}{T} E u \gamma$$

$$\tau u_j \pi \gamma \left( \lambda = \frac{2\pi f}{T} \right) = \frac{2\pi f}{T} E u \gamma$$

$\infty$

$\rightarrow \infty$

É por isso que muitos testes, como veremos abaixo, 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  $\lambda_2$ . Repare que, teoricamente,

$$\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma_j \gamma_j$$

Contudo, é necessário um estimador de  $\lambda_2$  válido em amostras finitas. O que vai diferenciar os estimadores de  $\lambda_2$  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 automaticamente pelo método de Newey-West (1987, 1994) (ver E-views User Guide 4.0 p. 338 a 340). Como a distribuição assintótica da estatística  $\tau$  não é alterada com a correção, os valores críticos são os mesmos utilizados pelo teste ADF tabulados por MacKinnon (1991, 1996) para o caso AR(1). O critério de rejeição é o mesmo do teste ADF, isto é, rejeitar  $H_0$  se  $|PP| > VC$

23

**Quadro 2:** Phillips Perron  
 Null Hypothesis: LNPIBREALEUA has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)  
 Adj. t-Stat Prob.\*  
 Phillips-Perron test statistic -2.347331 0.4024  
 Test critical values: 1% level -4.127338  
 5% level -3.490662  
 10% level -3.173943  
 \*MacKinnon (1996) one-sided p-values.  
 Residual variance (no correction) 0.000462  
 HAC corrected variance (Bartlett kernel) 0.000415  
 Phillips-Perron Test Equation  
 Dependent Variable: D(LNPIBREALEUA)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/10/05 Time: 17:39  
 Sample(adjusted): 1948 2004  
 Included observations: 57 after adjusting endpoints  
 Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.

LNPIBREALEUA(-1) -0.178248 0.073295 -2.431911 0.0184  
 C 1.357007 0.541843 2.504429 0.0153  
 @TREND(1947) 0.005765 0.002455 2.347965 0.0226  
 R-squared 0.115630 Mean dependent var 0.033850  
 Adjusted R-squared 0.082875 S.D. dependent var 0.023069  
 S.E. of regression 0.022092 Akaike info criterion -4.735987  
 Sum squared resid 0.026356 Schwarz criterion -4.628458  
 Log likelihood 137.9756 F-statistic 3.530198  
 Durbin-Watson stat 1.853637 Prob(F-statistic) 0.036234

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  $I(1)$ . Já o teste PP apresenta grandes distorções de tamanho em amostras finitas (diferença entre o tamanho nominal, isto é o nível de significância desejado, e o tamanho efetivo, isto é a probabilidade de rejeitar a hipótese nula dado que esta é verdadeira, calculado pela amostra). Dessa forma, o teste tem um viés a rejeitar a hipótese nula  $I(1)$ . 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 Sotck (ERS, 1996) e consiste numa modificação do teste ADF. A motivação de ERS era gerar

24 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:

$$d_t(y_t/\theta) = d(X_t/\theta)' \delta(\theta) + \eta_t$$

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

— — —  
 $\square >$   
 =  
 =  
 $\square$  se  $t \geq 1$   
 se  $t = 1$   
 $(/)$   
 $t \geq 1$   
 $t$   
 $t y_t$   
 $y_t$   
 $d y_t$

$\theta$   
 $\theta$

$\theta = 1 + c/T$ , isto é,  $\theta$  está numa vizinhança  $c/T$  próximo a um.

Caso  $\theta$  fosse igual a 1  $d(y_t/\theta)$  seria igual à primeira diferença de  $y_t$  ( $\Delta y_t$ ). 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  $\theta$  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<sup>23</sup> que assumem como hipótese nula a existência de raiz unitária contra a hipótese

alternativa de  $\alpha$  (utilizado na equação abaixo) ser igual a  $\theta$ .

Dessa forma, uma vez obtida a estimação de  $\delta(\theta)$  associados a estes valores de  $\theta$  ( $\bar{\delta}(\theta)_{GLS}$ ),

vamos aplicar o teste ADF à equação com a variável  $y_d$

$t$  (em vez de  $y_t$ ) e sem o termo  $d_t$ :

$\_y_d$

$t = \_y_d$

$t-1 + \_i=1$

$p \_i \_y_d$

$t-i + u_t$  (6)

em que  $y_d$

$t$  é a variável  $y_t$  sem a influência da variável  $d_t$  ( $y_t$

$d$  é o valor GLS-detrended de  $y_t$ ):

$y_d$

$t = y_t - d \cdot \bar{\delta}(\bar{\theta})$

No caso em que  $d_t$  é zero a distribuição assintótica da estatística  $\tau$  do teste acima ( $\tau_{GLSDF}$ )

é semelhante à do teste ADF de forma que os valores críticos são aqueles tabulados por

<sup>23</sup> Para a definição de invariância do teste ver a nota 21 acima.

25

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),

conforme veremos adiante. O critério de rejeição também é o mesmo do teste ADF, isto é,

rejeitar  $H_0$  se  $|DF-GLS| > VC$

**Quadro 3:** Generalised Least Squares Dickey-Fuller test (DF – GLS)

Null Hypothesis: LNPIBREALUEA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on Modified AIC, MAXLAG=10)

t-Statistic

Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic -2.033754

Test critical values: 1% level -3.743400

5% level -3.167600  
 10% level -2.869000  
 \*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)  
 DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals  
 Dependent Variable: D(GLSRESID)  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/10/05 Time: 17:43  
 Sample(adjusted): 1948 2004  
 Included observations: 57 after adjusting endpoints  
 Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.  
 GLSRESID(-1) -0.140241 0.068957 -2.033754 0.0467  
 R-squared 0.068751 Mean dependent var -0.000127  
 Adjusted R-squared 0.068751 S.D. dependent var 0.023069  
 S.E. of regression 0.022262 Akaike info criterion -4.754512  
 Sum squared resid 0.027753 Schwarz criterion -4.718669  
 Log likelihood 136.5036 Durbin-Watson stat 1.827060  
 \* O critério de SIC selecionou o mesmo número de lags (isto é zero).

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

$$P_T = \frac{SSR(c) - cSSR(c)}{P_T} = \frac{SSR(c) - cSSR(c)}{P_T}$$

= em que  $SSR(\theta) = \sum \eta_t^2$

$\eta_t$  é a soma dos quadrados dos resíduos da

equação estimada por OLS  $d(y_t/\theta) = d(X_t/\theta)' \delta(\theta) + \eta_t$  para determinado valor de  $\theta$ :

$$\eta_t = d(y_t/\theta) - d(X_t/\theta)' \bar{\delta}(\theta)$$

$\bar{\delta}(\theta)$  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  $P_t < VC$ .

**Quadro 4:** Elliot, Rothenberg e Stock Point Optimal Test (ERS p-test)

Null Hypothesis: LNPIBREAUEA has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, MAXLAG=10)  
 Sample: 1947 2004  
 Included observations: 58  
 P-Statistic  
 Elliott-Rothenberg-Stock test statistic 15.27852  
 Test critical values:  
 1% level 4.226400  
 5% level 5.707200

10% level 6.773200

\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression) 0.000462

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 (1996, 2001) construíram novos critérios

de informação, partindo da observação de que os critérios de informação normalmente utilizados

27

(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)

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. Seja  $l$  o log da função de verossimilhança,  $k$  o número de parâmetros estimados e  $T$  o

tamanho da amostra utilizada, o AIC e o MAIC são:

$$\text{AIC } -2(l/T) + 2k/T$$

$$\text{MAIC } -2(l/T) + 2(k+\tau)/T$$

em que

$\sigma^2$

$\alpha$

$\tau$

$\hat{\sigma}^2$

$\hat{\alpha}$

$\hat{\tau}$

$\sigma$

$\alpha$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$\tau$

$= t$   
 $t y$

Isto é, o critério MAIC adiciona  $\tau$  ao número de parâmetros  $k$  em que  $\alpha$  é o parâmetro de  $y_{t-1}$  e

$\sigma$  é a variância dos resíduos. 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 eficiente.

28

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  $MSB < VC$ .

**Quadro 5:** Ng e Perron

Null Hypothesis: LNPIBREAUEA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 0 (Spectral GLS-detrended AR based on Modified AIC, MAXLAG=10)

Sample: 1947 2004

Included observations: 58

MZa MZt MSB MPT

Ng-Perron test statistics -7.08190 -1.81778 0.25668 12.9597

Asymptotic critical values\*: 1% -23.8000 -3.42000 0.14300 4.03000

5% -17.3000 -2.91000 0.16800 5.48000



10

%

-14.2000 -2.62000 0.18500 6.67000

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR) 0.000487

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, p. 601-603).

29

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  $I(0)$ . Em sua versão

mais simples supõe-se que:

$y_t = d_t + u_t$  e que  $\Delta u_t$  é um  $MA(1)$ , isto é:

$\Delta u_t = (1-\theta L)v_t$  onde  $v_t$  é  $I(0)$ .

A hipótese nula é  $\theta=1$  (e nesse caso  $u_t$  é  $I(0)$  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  $I(1)$ . No

primeiro caso  $(1-\theta L)$  é não invertível e no segundo. No segundo caso então  $(1-\theta L)^{-1}$  é uma série

convergente e se pode reescrever a equação acima como  $(1-\theta L)^{-1}(1-L)u_t = v_t$

Este é um teste de Multiplicador de Lagrange (ver Greene, 1997 p. 165). A

equação de  $y_t$  sobre

a variável exógena  $d_t$  estimada via mínimos quadrados ordinários:

$y_t = d_t' \delta + u_t$

a estatística de teste

$\frac{\sum_{t=1}^T u_t^2}{T \hat{\sigma}^2}$

$(\hat{\sigma}^2)$

$T \hat{\sigma}^2$

$\sum_{t=1}^T u_t^2$

$LM_t$

KPSS

—  
=

$S(t)$  é a função cumulativa dos resíduos:  $\sum_{i=1}^t u_i$

=

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

$\sum_{i=1}^t u_i$

O teste de KPSS consiste então 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  $\sigma^2$  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  $LM_{KPSS} > VC$

30

**Quadro 6:** Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)

Null Hypothesis: LNPIBREALUEA is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

LM-Stat.

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic 0.217102

Asymptotic critical values\*: 1% level 0.216000

5% level 0.146000

10% level 0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction) 0.001591

HAC corrected variance (Bartlett kernel) 0.006184

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LNPIBREALUEA

Method: Least Squares

Date: 05/10/05 Time: 17:59

Sample: 1947 2004

Included observations: 58

Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.

C 7.426827 0.010523 705.8039 0.0000

@TREND(1947) 0.033342 0.000318 104.7326 0.0000

R-squared 0.994921 Mean dependent var 8.377071

Adjusted R-squared 0.994830 S.D. dependent var 0.564476

S.E. of regression 0.040588 Akaike info criterion -3.536825

Sum squared resid 0.092253 Schwarz criterion -3.465775

Log likelihood 104.5679 F-statistic 10968.92

Durbin-Watson stat 0.323202 Prob(F-statistic) 0.000000

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.

31

**Quadro 7:** Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) com Kernel

Null Hypothesis: LNPIBREALUEA is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 4.63 (Newey-West using Quadratic Spectral kernel)

LM-Stat.

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic 0.208784

Asymptotic critical values\*: 1% level 0.216000

5% level 0.146000

10% level 0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction) 0.001591

HAC corrected variance (Quadratic Spectral kernel) 0.006431

KPSS Test Equation

Dependent Variable: LNPIBREALUEA

Method: Least Squares  
Date: 05/10/05 Time: 18:02  
Sample: 1947 2004  
Included observations: 58  
Variable Coefficient Std. Error t-Statistic Prob.  
C 7.426827 0.010523 705.8039 0.0000  
@TREND(1947) 0.033342 0.000318 104.7326 0.0000  
R-squared 0.994921 Mean dependent var 8.377071  
Adjusted R-squared 0.994830 S.D. dependent var 0.564476  
S.E. of regression 0.040588 Akaike info criterion -3.536825  
Sum squared resid 0.092253 Schwarz criterion -3.465775  
Log likelihood 104.5679 F-statistic 10968.92  
Durbin-Watson stat 0.323202 Prob(F-statistic) 0.000000

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  $I(0)$ , 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. Pode-se concluir que, 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.

32

#### **2.4 Implicações teóricas: Novos Keynesianos versus Ciclos Reais**

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 (pelo progresso tecnológico, a 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 (tipo uma regra de Taylor) e uma curva de Phillips.

Para Nelson e Plosser (1982), a consequência da presença da tendência estocástica no PIB é que as flutuações econômicas não podem mais ser explicadas por fatores de curto prazo, mas por alterações da própria componente de tendência. Caso seja adotado o modelo de *random walk plus drift*, as flutuações econômicas devem ser explicadas (somente) por alterações da própria componente de tendência.

De fato, como vimos, a previsão de longo prazo (componente de tendência) desse modelo é:

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

$$\text{e } y_t = y_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^t u_i$$

e, dessa forma, não existe uma componente transitória no modelo que possa fazer às vezes de uma componente de ciclo. O ciclo econômico é determinado pela própria trajetória da tendência

33

( $y_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^t u_i$ ) uma vez que essa incorpora a tendência estocástica  $\sum_{i=1}^t u_i$  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 (ver Mankiw, 2000).

Se supormos que o modelo para o PIB seja modelado um *random walk plus drift and noise* :

$$y_t = y_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^t u_i + e_t ; \text{ em que } e_t \text{ é uma variável } I(0) \text{ podendo ser um processo ARMA}$$

(p,q) qualquer;

Parte do ciclo econômico poderá ser determinada pelo ruído branco,  $e_t$ , que é uma

variável de curto prazo. Ainda assim, contudo, existe inevitavelmente outra parte do ciclo que

terá que ser explicada pela própria dinâmica da tendência, mais especificamente pela sua

componente parte estocástica ( $\sum_{i=1}^t u_i$ ).

Dessa forma, a presença de uma tendência estocástica adicional à tendência determinística torna impossível afirmar que os determinantes do crescimento de longo prazo do

PIB sejam totalmente distintos e independam dos determinantes dos ciclos econômicos.

Como descreve Libanio (2005), a reação dos novos keynesianos ao argumento de Nelson

e Plosser foi bastante defensiva. Logo no início do debate a reação de Campbell e Mankiw

(1987) foi de tentar salvar a teoria novo-keynesiana dos ciclos propondo que não se deveria abandonar a própria premissa de que as flutuações são causadas por choques de demanda, mas sim abandonar 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. Nas palavras de Libanio (2005): "However, 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)."

### **2.5 A raiz quase unitária**

Essa contradição de Mankiw e Campbell foi rapidamente contornada com o trabalho de West (1988). O autor formulou um modelo em que os choques nominais causam as flutuações, mostrando que este pode gerar uma trajetória para a componente *não determinística* do PIB<sub>24</sub> de um *near random walk* (o que se assemelha a adotar um *near random walk plus drift* para a trajetória do PIB). Um *near random walk* é um processo autorregressivo com uma raiz chamada 'quase' unitária:

$$U_t = \alpha U_{t-1} + v_t \text{ em que } \alpha = 1 - c/T$$

Isto é  $c$  está em uma vizinhança  $c/T$  próxima à unidade em que  $T$  é o tamanho da

amostra. Para West esse valor varia entre 0,8 e 0,99. Além disso, o segundo momento da

observação inicial  $U_0$  deve ser finito.

O modelo supõe a existência de contratos superpostos no mercado de trabalho. Dessa

forma, mesmo que se suponha expectativa racional existe uma demora no ajustamento da

demanda à oferta criada por uma rigidez nominal institucional. Com esse modelo, e se valendo

da dificuldade dos testes de raiz unitária de diferenciar entre uma raiz unitária e uma raiz quase

unitária, o autor defende a escola novo-keynesiana e que não é preciso abandonar o conceito de

taxa natural de desemprego. West sugere que o produto seja *mean reversing* mas essa

convergência à média seja um processo bastante demorado.

<sup>24</sup> Isto é, a série (em logaritmo) do PIB retirada a tendência linear:  $y_t - d_t$

35

Dessa forma, os novos keynesianos colocaram ênfase no papel das imperfeições no

mercado de bens e trabalho para o crescimento econômico e passaram a atacar a própria

evidência de existência da raiz unitária no PIB. Estes autores defendem a existência de uma raiz

quase, mas não, unitária. Dessa forma, para estes autores, não é que o PIB não tenha uma

tendência a voltar para sua tendência de longo prazo, mas sim que esse ajuste é longo e

demorado devido a essas imperfeições.

O argumento de West, contudo pode ser criticado uma vez que, como vimos, desde 1987

até os dias atuais, já apareceram testes mais modernos, que apresentam melhor desempenho que

os clássicos ADF e PP.

Mas suponha que, mesmo assim, se duvide dos resultados dos testes mais modernos

vistos acima. De fato, um teste estatístico nunca dirá se uma hipótese é verdadeira ou falsa, mas

sim se existem provas suficientes ou não para rejeitá-la. Ainda assim, o problema do argumento

do *near random walk* é que existe 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 (repare que uma raiz quase unitária, nesse caso, não

seria algo próximo a 0,80 e sim algo perto de 0,99). Porém, esse tempo deve também ser curto o

suficiente para que a própria tendência da economia ainda possa ser pensada como sendo

determinada pelo lado da oferta. A rigor, o próprio conceito de taxa natural perde significância

prática, caso seja necessário um tempo 'quase' muito longo para que esta seja observada.

## **2.6 Mudança estrutural na série de tendência**

Um outro problema em testar a raiz unitária da série  $u_t$  é que, em geral, não se conhece o

formato de  $d_t$ . Caso aconteça uma má especificação de  $d_t$ , a estimativa de  $\alpha$  pode se tornar

inconsistente e prejudicar o resultado dos testes.

36

Uma tendência superespecificada pode reduzir o poder do teste mesmo assintoticamente. Isso acontece, por exemplo, quando se considera uma tendência polinomial quando na verdade esta é linear. O poder do teste diminui porque a tendência polinomial pode estar correlacionada com  $u_t$  caso este seja uma variável  $I(1)$ . Por outro lado, uma tendência subespecificada torna os testes de raiz unitária (ou melhor, os estimadores da raiz unitária) inconsistentes. Isso acontece, por exemplo, quando se supõe que  $d_t$  é uma constante quando na verdade é uma tendência linear. Ou ainda, como levantou Perron (1989 e 1990), em particular, quando se deixa de considerar mudanças de padrão na componente  $d_t$ . O trabalho de Perron, portanto, 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. Formalmente o teste de Perron (1989) consiste em uma modificação do teste de DF para considerar a hipótese de quebra estrutural. Em sua versão mais simples, a hipótese nula é de existência de raiz unitária, dado que existe uma mudança estrutural (representada por uma *dummy* na taxa de crescimento do PIB):

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

e a hipótese alternativa é de que a série é tendência-estacionária condicionada a essa mesma mudança:

$$y_t = y_0 + (\alpha + D)t + u_t$$

A alteração da taxa de crescimento do PIB terá que ter a forma de uma mudança no *drift* do *random walk* (isto é, uma *dummy* de mudança de nível) e uma mudança no coeficiente de tempo da série tendência-estacionária (representada por uma *dummy* de mudança de inclinação).

37

O ponto levantado por Perron (1989) é pertinente, haja vista a diferença entre a taxa de crescimento das décadas de 50 e 60 e da década de 70, que inaugura uma época de menor taxa média de crescimento do PIB americano (ver gráfico 1).

**Gráfico 1:** Taxa de Crescimento Real do PIB

-2  
0  
2  
4  
6  
8  
10

1950 1960 1970 1980 1990 2000

PIB (taxa de crescimento) Tendência

fonte: BEA, elaboração própria

Para o período do pós guerra, com dados anuais de 1947 a 1986<sup>25</sup>, 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

<sup>25</sup> Vamos nos restringir aqui ao período do pós-guerra, já que o uso de séries longas, que inclui observações

anteriores, pode causar distorções em testes de raiz unitária por violar a hipótese de homogeneidade dos dados.

38

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. A idéia desses testes consiste em comparar recursivamente

subamostras da série inteira e verificar se o mesmo modelo se ajusta bem aos dois casos. Outro

procedimento consiste em testar sequencialmente a presença de *dummies* na amostra. O

resultado dessa literatura não é conclusivo apesar de apontar na direção de confirmar o resultado

de Nelson e Plosser (1982) e não o de Perron (1989) (ver Maddala e Kim, 1998, p. 401). Zivot e

Andrews (1992), por exemplo, utilizando dados trimestrais, embora identifiquem a existência de



uma quebra na taxa de crescimento da tendência no segundo trimestre de 1972, 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.

Um 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. Podemos notar que, em todos os casos, os testes mostram que não podemos rejeitar a hipótese de raiz unitária para o período 1947 a 1973. Para o período 1974 a 2004, o teste ADF indica a rejeição da hipótese de raiz unitária enquanto o teste de Phillips Perron a não rejeição (embora p-valores ainda baixos). Para tirar a dúvida realizamos o teste de Ng-Perron.

Os quatro testes de Ng-Perron indicam a não rejeição da hipótese de raiz unitária para a série anual e a rejeição somente a 10% para a série trimestral.

Um outro exercício que fizemos, foi trabalhar com amostra ainda menores: 1985-2004, período de estabilização do dólar flexível (ver Serrano, 2004) e 1990-2004, que é a década de interesse nesse trabalho. Nesse caso, todos os testes realizados indicam a não-rejeição da

39 hipótese de raiz unitária exceto o teste ADF para a série anual. Contudo o número de defasagens selecionado pelo critério SIC foi de 6, o que é bastante alta, tendo em vista o reduzido tamanho da amostra. Quando controlamos o número de *lags* para somente uma defasagem, o teste também indica a não rejeição da hipótese de raiz unitária.

**Quadro 8:** Testes de raiz unitária para subperíodos selecionados

ADF		Série Anual lag lenght (automatic) imposed		Série Trim lag lenght (automatic)	
1947-1973	0,44	0	0,1894	1	
1974-2004	0,01	1	0,0198	2	
1985-2004	0,03	6	0,33	1	0,2694
1990-2004	0,11	1	0,1725	2	
PP		Série Anual BandWidth (automatic)		Série Trim BandWidth (automatic)	
1947-1973	0,422	1	0,3497	2	
1974-2004	0,143	5	0,0897	5	
1985-2004	0,567	1	0,6431	4	
1990-2004	0,362	1	0,3719	4	
Série Anual					
1974-2004					
MZa MZt MSB MPT					
Ng-Perron test statistics -9,68 -2,20 0,23 9,42					

Asymptotic critical values\*: 1% -23,80 -3,42 0,14 4,03  
5% -17,30 -2,91 0,17 5,48  
10% -14,20 -2,62 0,19 6,67

40

Série Trimestral (1990-2004) NgPerron

MZa MZt MSB MPT

Estatística -11,88 -2,43 0,205 7,71

Valores Críticos Assintóticos\* 1% -23,80 -3,42 0,143 4,03

5% -17,30 -2,91 0,168 5,48

10% -14,20 -2,62 0,185 6,67

1985-2004

MZa MZt MSB MPT

Estatística -13,22 -2,57 0,1940 6,92

Valores Críticos Assintóticos\* 1% -23,80 -3,42 0,143 4,03

5% -17,30 -2,91 0,168 5,48

10% -14,20 -2,62 0,185 6,67

1974-2004

MZa MZt MSB MPT

Estatística -15,41 -2,76 0,179 5,98

Valores Críticos Assintóticos\* 1% -23,80 -3,42 0,143 4,03

5% -17,30 -2,91 0,168 5,48

10% -14,20 -2,62 0,185 6,67

\*Ng-Perron (2001, Table 1)

Embora com resultados duvidosos, visto a diminuição do grau de liberdade da amostra,

os testes dos subperíodos mostram o mesmo resultado (de existência de raiz unitária) que

inúmeros trabalhos recentes da literatura (ver, por exemplo, o de Murray e Nelson, 1996).

Finalmente, é importante ainda notar que a existência de raiz unitária na série de produto

potencial foi amplamente adotada, na prática de pesquisa dos econométricos.

Toda vez que um

pesquisador utiliza um filtro como, por exemplo, o filtro HP para estimar a tendência do PIB e o

hiato do produto, está supondo implicitamente a existência da raiz unitária sobre o PIB.

Além disso, o uso de uma tendência linear determinística pode ser testado pela relevância empírica do hiato do produto associado. Murray e Nelson (1996), por exemplo,

fazem também 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 do modelo

linear de tendência estimada.

41

## **2.7 Interpretações de escolas heterodoxas para a existência da raiz unitária no PIB real e da histerese**

Como coloca Libanio (2005), 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.

A associação feita é da componente estacionária das séries de PIB real à fatores de demanda, por um lado, e da 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  $\eta_t$  é uma variável normalmente 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  $\eta_t$  em relação sua média ( $\eta_t - \bar{\eta}$ ) somada a essa média  $\bar{\eta}$ :

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

42

$y_t = \bar{\eta} t + \sum_{i=1}^t (\eta_i - \bar{\eta})$  (para simplificar suponhamos que a observação inicial seja igual a zero).

e a tendência da série (previsão de longo prazo) será:

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

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

Finalmente, cabe nesse ponto salientar um outro aspecto desse modelo.

Suponha que em

determinado período  $1 < \tau < t$  aconteça, por acaso, do somatório do desvio de  $\eta$  em relação à

média  $\sum_{i=1}^{\tau} (\eta_i - \bar{\eta})$  seja igual a zero. Nesse caso:

$$y_{\tau} = \bar{\eta} \tau + \sum_{i=1}^{\tau} (\eta_i - \bar{\eta}) = \bar{\eta} \tau$$

e o período de 1 a  $\tau$  o processo de *random walk* 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 já que a variável ( $\eta_t - \bar{\eta}$ ) ou então, na notação que vínhamos utilizando até aqui,  $u_t$ , tem média zero. Dessa forma, se por acaso o resultado de um teste de raiz unitária apontar no sentido de não rejeição da hipótese nula em vários subperíodos de um período mais longo (1 a  $t$ ), por exemplo, 1 a  $t$ , 2 a  $t$ , 3 a  $t$ , ... ,  $t - \tau$  a  $t$  com exceção de apenas um deles, é de se suspeitar do resultado deste período de exceção. Finalmente podemos fechar essa seção com a implicação natural de assumir como verdadeira a hipótese da existência de uma raiz unitária sem abrir mão da evidência empírica de que os ciclos são determinados por fatores de demanda. Se não aceitarmos o argumento da raiz quase unitária, o que oferecer como alternativa? No próximo capítulo iremos apresentar uma possível interpretação para a existência de raiz unitária baseada no modelo de supermultiplicador. Neste ponto iremos discordar da assertiva de Libanio de que vários modelos de abordagem heterodoxa são compatíveis com a presença de tendência estocástica nas séries de produto. "In general terms, it can be argued that

43

many theories in which aggregate demand influences the long run equilibrium of the economy, or in which the concept of a natural rate of unemployment (unique and stable) is discarded, are compatible with the presence of unit roots in GNP", Libanio (p. 21-2, 2005). No que segue, veremos que tal assertiva pode ser contestada devido a outras propriedades estatísticas/econométricas das séries do produto e sua relação com o investimento e do comportamento do grau de utilização da capacidade produtiva.

44

### **Capítulo 3 Histerese no produto: uma interpretação para a raiz unitária do PIB**

#### **baseada no supermultiplicador**

##### **3.1 Introdução**

Nesse capítulo pretendemos explorar as ligações entre a existência de raiz unitária no PIB e os modelos de crescimento liderados pela demanda. Na literatura empírica, modelos de ajuste de estoque de capital ou de acelerador flexível são sempre aqueles em que se obtém o melhor ajuste econométrico da função investimento. "The absence of prices (the cost of capital, in particular) from the right hand side of the

flexible accelerator equation has earned it disrespect despite its empirical success” (Caballero, 1999, p. 4).

Chirinko (1993), por exemplo, em um survey da literatura empírica da função investimento chega à conclusão de que variáveis de “quantidade” como PIB, vendas ou *cash*

*flow* tem recorrentemente impacto mais forte e significativo sobre o investimento que variáveis

de preço (como taxa de juros, preço do capital, impostos etc). “A final issue concerns the

relative importance of prices, quantities and shocks as determinants of investment. While there

is clearly no uniformity in the results and the role of shocks remains to be assessed, it appears to

this author that, on balance, the response of investment to price variables tends to be small and

unimportant relative to quantity variables” (Chirinko, 1993 p. 1906).

Neste capítulo propomos uma interpretação alternativa à da escola dos ciclos reais para a

presença da tendência estocástica no PIB, tendo como base um modelo heterodoxo em que o

princípio da demanda efetiva é válido também a longo prazo (e portanto a moeda não é neutra a

longo prazo)<sup>26</sup> e o investimento produtivo é induzido através de um acelerador flexível, que é

<sup>26</sup> Para uma análise dos motivos teóricos desta não-neutralidade e da validade a longo prazo do princípio da

demanda efetiva ver Ribeiro e Serrano (2004) e Serrano (2001b).

45

conhecido como o modelo do supermultiplicador sraffiano (ver Serrano, 2001 e Cesaratto,

Serrano, Stirati, 2003).

Tentaremos também mostrar a dificuldade de se interpretar esta tendência estocástica a

partir da concepção de modelos heterodoxos de longo prazo, que consideram que o investimento

produtivo seja autônomo, como nos modelos pós-keynesianos que foram sugeridos por Libanio

(2005).

Na seção 2 são apresentados os dois tipos de modelo de crescimento liderados pela

demanda e suas implicações teóricas e práticas. Na seção 3 são realizados testes de raiz unitária

para o grau de utilização da capacidade, com o objetivo de investigar se este tende a reverter a

algum nível que pode ser considerado como o “normal”, isto é, aquele em que as empresas

consideram que atende às expectativas de demanda da maneira mais rentável possível. Na seção

4 é analisada a relação de aderência e causalidade entre o nível de investimento e o PIB

enquanto que o mesmo é feito para as taxas e investimento e taxa de crescimento do produto na seção 5. Na seção 6 apresentamos uma interpretação para o crescimento do PIB na década de 1990 baseada no modelo do supermultiplicador. A seção 7 apresenta o *puzzle* surgido no debate sobre a política econômica da economia americana na década de 1990, que foi o deslocamento da relação entre a taxa de inflação e taxa de desemprego neste período.

### **3.2 Dois modelos de crescimento liderado pela demanda**

Na abordagem heterodoxa a economia não tem uma escassez de mão-de-obra a longo prazo, pois o tamanho da força de trabalho, via migração, variação do tamanho do setor informal e do “desemprego disfarçado”, além de mudanças da taxa de participação, acaba se ajustando lentamente ao crescimento das oportunidades de emprego (Serrano, 2001 e Medeiros e Serrano, 2004). Isto significa que necessariamente o produto potencial é determinado pela tecnologia

46 (relações capital-produto) e pelo tamanho do estoque capital e não pelo pleno emprego da força de trabalho (ver Medeiros e Serrano, 2004).

Como o crescimento do estoque de capital e da capacidade produtiva da economia acaba seguindo o crescimento do investimento, em princípio existem duas alternativas de modelo de crescimento liderados pela demanda a longo prazo. No primeiro, o modelo kaleckianoestruturalista, o nível de investimento é autônomo e seu crescimento faz a capacidade crescer e a demanda efetiva e o consumo aumentar através do multiplicador<sup>27</sup>. No segundo, o modelo do supermultiplicador, o investimento que cria capacidade<sup>28</sup> é induzido via acelerador e a demanda efetiva e o próprio produto potencial tendem a crescer liderado pela evolução dos gastos autônomos improdutivos, que não criam capacidade.

O modelo Kaleckiano-Estruturalista com investimento autônomo, no entanto, tem uma série de implicações. Em primeiro lugar, como o investimento é autônomo, não deveria haver nenhuma tendência a um grau de utilização “normal” da capacidade que requer ajustamentos da taxa de investimento ao ritmo de crescimento da economia. Como consequência, o nível do produto não se ajusta à capacidade produtiva.

Em segundo lugar, neste modelo a taxa de crescimento do produto só vai ser a mesma

que a do crescimento do produto potencial se o multiplicador da economia for estável a longo prazo e também se todos os demais gastos que não criam capacidade (gasto de consumo do governo, exportações, consumo das famílias, investimento residencial) forem também induzidos e determinados como uma fração estável do produto.

Em terceiro lugar, este modelo naturalmente requer que o investimento, que é autônomo, é que cause (via multiplicador) o nível do produto, mesmo a longo prazo.

<sup>27</sup> Uma aplicação ao caso brasileiro encontra-se em Barbosa-Filho (2005). Para uma resenha deste tipo de modelo

ver Blecker (2002). Para críticas ver Serrano (1996, cap. 3) e Freitas e Serrano (2004).

<sup>28</sup> 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))

47

No modelo do supermultiplicador com o investimento produtivo induzido o grau de

utilização tende ao normal (salvo a ocorrência de uma mudança estrutural). A taxa de

investimento se ajusta à mudanças da taxa de crescimento do produto e, no longo prazo, é o

produto que causa o investimento produtivo. A seguir vamos investigar qual destes modelos é

compatível com os resultados de testes e estimativas realizados a partir de dados de

investimento, produto e grau de utilização da economia norte americana.

### **3.3 O grau de utilização da capacidade**

Se interpretarmos as tendências determinística e estocástica do produto efetivo conjuntamente como uma medida da evolução do produto potencial em torno do qual o produto

efetivo oscila, o grau de utilização da capacidade produtiva não pode ter uma componente de

tendência determinística de crescimento ou decrescimento.

Como era de se esperar, pela análise visual da série (ver gráfico abaixo), não é claro que

haja qualquer tendência determinística nesta série. Isso significa que a média dessa variável é

constante. A série oscila entre 70% e 90% e, apesar do gráfico também não tornar claro

nenhuma mudança de estrutura, também não é incompatível com a hipótese de uma diminuição

da média a partir de 1974 (de cerca de 83% para 80%).

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, esta série é 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).

48

**Gráfico 2:** Grau de Utilização da Capacidade

60,0  
63,0  
66,0  
69,0  
72,0  
75,0  
78,0  
81,0  
84,0  
87,0  
90,0  
93,0  
96,0  
99,0  
jan/67  
jan/69  
jan/71  
jan/73  
jan/75  
jan/77  
jan/79  
jan/81  
jan/83  
jan/85  
jan/87  
jan/89  
jan/91  
jan/93  
jan/95  
jan/97  
jan/99  
jan/01  
jan/03  
meses  
%

fonte: BEA, elaboração própria

O quadro abaixo resume os testes de raiz unitária para a série do grau de utilização.

49

**Quadro 9:** Testes de Raiz Unitária para o grau de Utilização da Capacidade Produtiva

**Série trimestral 1967-2003 p-valor**

ADF (lag1) 0,007 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 6) 0,039 Rejeita a raiz unitária

**Valores críticos Estatística**

DF-GLS (lag 1) -1,96

1% -2,58 Rejeita a raiz unitária

5% -1,94 Rejeita a raiz unitária

10% -1,62 Aceita a raiz unitária

KPSS (BW 9) 0,31

1% 0,74 Aceita a estacionariedade

5% 0,46 Aceita a estacionariedade

10% 0,35 Aceita a estacionariedade

ERS-P (lag 1) 4,05

1% 1,93 Aceita a raiz unitária

5% 3,14 Aceita a raiz unitária

10% 4,25 Rejeita a raiz unitária

Ng-Perron test statistics (lag 1)

MZa -9,16

1% -13,80 Aceita a raiz unitária

5% -8,10 Rejeita a raiz unitária

10% -5,70 Rejeita a raiz unitária



MSB 0,22

1% 0,17 Aceita a raiz unitária

5% 0,23 Rejeita a raiz unitária

10% 0,28 Rejeita a raiz unitária

MZt -1,97

1% -2,58 Aceita a raiz unitária

5% -1,98 Aceita a raiz unitária

10% -1,62 Rejeita a raiz unitária

MPT 3,33

1% 1,78 Aceita a raiz unitária

5% 3,17 Aceita a raiz unitária

10% 4,45 Rejeita a raiz unitária

Foram utilizados os critérios default de cada teste. O critério MAIC não foi utilizado nem no teste DF-GLS nem no teste

Ng Perron por selecionar um número de lags excessivamente alto (12) para uma série trimestral. Nesses casos, utilizamos o SIC.

Os testes ADF, PP, KPSS DF-GLS, MSB e MZa indicam a rejeição da hipótese de

existência de raiz unitária a 5% enquanto que os testes MZt, ERS-P e sua versão modificada

MERS-P indicam a não rejeição da hipótese de raiz unitária a 5%. Portanto, existe mais

resultado contra a presença de raiz unitária no grau de utilização da capacidade do que a favor,

mesmo considerando o período todo da série, de 1967 a 2003, onde possíveis mudanças de

estrutura produtiva e efeitos composição podem ter ocorrido, inclusive alternando a média da

série, como ressaltado no gráfico.

50

Se concluirmos 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).

A propriedade estatística da série, de que o grau de utilização é *mean-reversing*, é mais

favorável a uma representação do investimento produtivo por um modelo do tipo

supermultiplicador que de um modelo em que considera que os investimentos são autônomos.

### **3.4 Relação entre os níveis de investimento produtivo e do produto**

Partimos do princípio de que a existência da raiz unitária nas séries de produto implica

que o ciclo econômico e a tendência tenham fatores explicativos comuns e que, portanto, o

produto potencial da economia deve ser fortemente correlacionado com o produto efetivo.<sup>29</sup>

A correlação entre capacidade produtiva e produto corrente necessita que o nível do

produto tenha uma forte relação com o nível do investimento. Dessa forma, para sabermos se

um modelo é *demand led* temos de testar se os gastos que criam capacidade produtiva (isto é, os investimentos produtivos) têm algum *trade off* com gastos improdutivos. No gráfico abaixo, podemos observar que o PIB e o investimento produtivo caminham juntos ao longo do tempo (as duas séries são índices de quantidade com base 100 em 2000), mas que essa relação não é linear nem estável ao longo do tempo.

<sup>29</sup> Tal hipótese não necessariamente é válida quando o PIB potencial não é encarado como seja uma variável de tendência ou de longo prazo.

51

**Gráfico 3:** PIB e Investimento Bruto Produtivo

10.0  
10.4  
10.8  
11.2  
11.6  
1975 1980 1985 1990 1995 2000  
Investimento produtivo (log) PIB (log)

fonte: BEA, elaboração própria

Nessa seção, visto a mudança de comportamento da série de PIB na década de 70,

optamos por trabalhar somente com o período pós 1974, com dados trimestrais. Nesse caso, o resultado do teste de cointegração pelo método de Johansen é que as duas séries (de PIB e de investimento) cointegram. Começamos com 8 lags e fomos reduzindo de acordo com o critério de SIC. A partir do lag 5 até o lag 1 o teste indica que as séries cointegram quando não impomos nenhuma restrição à forma da tendência das séries e permitimos que haja uma constante no vetor de cointegração.

52

**Quadro 10:** Teste de Cointegração entre os níveis do PIB e do investimento produtivo

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LNINONR LNRGDP

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized Trace 5 Percent 1 Percent

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None	** 0.214274	33.01573	19.96	24.60
At most 1	0.033413	4.078102	9.24	12.97

At most 1 0.033413 4.078102 9.24 12.97

At most 1 0.033413 4.078102 9.24 12.97

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized Max-Eigen 5 Percent 1 Percent

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None	** 0.214274	28.93763	15.67	20.20
At most 1	0.033413	4.078102	9.24	12.97

At most 1 0.033413 4.078102 9.24 12.97

At most 1 0.033413 4.078102 9.24 12.97

(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNINONR LNRGDP C

1.000000 -1.454334 5.885420

(0.17763) (1.96951)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNINONR) -0.014112

(0.00651)

D(LNRGDP) 0.007880

(0.00278)

O investimento restrito em máquinas, equipamentos e softwares também apresenta

resultado similar, porém, com um coeficiente de cointegração maior.

53

**Quadro 11:** Teste de Cointegração entre PIB e Investimento em Máquinas e Equipamentos

Sample: 1974:1 2003:4

Included observations: 120

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LNIES LNRGDP

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized Trace 5 Percent 1 Percent

No. of CE(s) Eigenvalue Statistic Critical Value Critical Value

None \*\* 0.203360 31.09379 19.96 24.60

At most 1 0.031263 3.811502 9.24 12.97

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized Max-Eigen 5 Percent 1 Percent

No. of CE(s) Eigenvalue Statistic Critical Value Critical Value

None \*\* 0.203360 27.28229 15.67 20.20

At most 1 0.031263 3.811502 9.24 12.97

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

LNIES LNRGDP C

3.087096 -6.369103 39.98825

-11.12456 23.54131 -143.7447

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LNIES) -0.002207 0.003621

D(LNRGDP) 0.002655 0.000991

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 731.3100

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNIES LNRGDP C

1.000000 -2.063137 12.95335

(0.22989) (2.55286)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNIES) -0.006813

(0.00613)

D(LNRGDP) 0.008196

(0.00225)

O ponto seguinte é a análise da causalidade entre essas variáveis. Como as variáveis são

não estacionárias, o teste de Granger para as variáveis no nível poderia levar a resultados

enganosos. Contudo, como as variáveis cointegram, podemos utilizar o teste de Granger para o

vetor de cointegração (ver Carneiro, 1997).

Partindo de um número de lags igual a 5 chegamos a um VEC (2) de acordo com os

critérios de informação AIC e SIC das duas equações quando não há mais uma indicação clara

para a redução ainda maior dos lags.

54

**Quadro 12:** Teste de Granger para o Vetor de Cointegração

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/18/05 Time: 19:44  
 Sample: 1974:1 2003:4  
 Included observations: 120  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]  
 Cointegrating Eq: CointEq1  
 LNINONR(-1) 1.000000  
 LNRGDP(-1) -1.517496  
 (0.13066)  
 [-11.6144]  
 C 6.100041  
 Error Correction: D(LNINONR) D(LNRGDP)  
 CointEq1 -0.047848 -0.011100  
 (0.02046) (0.00892)  
 [-2.33842] [-1.24474]  
 D(LNINONR(-1)) 0.180384 0.004608  
 (0.10461) (0.04559)  
 [ 1.72441] [ 0.10108]  
 D(LNINONR(-2)) 0.253133 -0.015788  
 (0.09549) (0.04162)  
 [ 2.65081] [-0.37936]  
 D(LNRGDP(-1)) 0.838137 0.256626  
 (0.25550) (0.11135)  
 [ 3.28033] [ 2.30465]  
 D(LNRGDP(-2)) 0.260730 0.155433  
 (0.25975) (0.11320)  
 [ 1.00378] [ 1.37307]  
 C -0.002031 0.004486  
 (0.00256) (0.00112)  
 [-0.79369] [ 4.02309]  
 R-squared 0.431124 0.133477  
 Adj. R-squared 0.406173 0.095471  
 Sum sq. resids 0.037846 0.007188  
 S.E. equation 0.018220 0.007941  
 F-statistic 17.27901 3.512049  
 Log likelihood 313.4306 413.0961  
 Akaike AIC -5.123843 -6.784935  
 Schwarz SC -4.984469 -6.645560  
 Mean dependent 0.010455 0.007378  
 S.D. dependent 0.023644 0.008349  
 Determinant Residual  
 Covariance  
 1.45E-08  
 Log Likelihood 748.4994  
 Log Likelihood (d.f. adjusted) 742.3442  
 Akaike Information Criteria -12.13907  
 Schwarz Criteria -11.81386  
 55

Vemos que, pelo teste t, não se pode rejeitar a hipótese de que os coeficientes do vetor de cointegração e dos lags do investimento sejam iguais a zero na equação do produto. De outro lado, podemos rejeitar a hipótese de que o vetor de cointegração e a primeira defasagem do produto tenham coeficientes iguais a zero na equação do investimento. Dessa forma, o teste indica que o produto Granger causa o investimento produtivo mas este não Granger causa aquele. Resultado semelhante é obtido com o caso do investimento restrito a máquinas, equipamentos e softwares.

56

**Quadro 13** Teste de Granger para o Vetor de Cointegração para Investimento em Máquinas e Equipamentos

Vector Error Correction Estimates  
Date: 05/20/05 Time: 09:08  
Sample: 1974:1 2003:4  
Included observations: 120  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]  
Cointegrating Eq: CointEq1  
LNIES(-1) 1.000000  
LNRGDP(-1) -2.126690  
(0.16804)  
[-12.6559]  
C 13.08551  
Error Correction: D(LNIES) D(LNRGDP)  
CointEq1 -0.042918 -0.005734  
(0.02176) (0.00809)  
[-1.97199] [-0.70890]  
D(LNIES(-1)) 0.082378 0.041831  
(0.10493) (0.03900)  
[ 0.78509] [ 1.07270]  
D(LNIES(-2)) 0.195146 0.000874  
(0.09768) (0.03630)  
[ 1.99776] [ 0.02408]  
D(LNRGDP(-1)) 1.027043 0.204413  
(0.29916) (0.11118)  
[ 3.43308] [ 1.83858]  
D(LNRGDP(-2)) 0.348407 0.091735  
(0.31036) (0.11534)  
[ 1.12258] [ 0.79532]  
C 0.000353 0.004609  
(0.00292) (0.00109)  
[ 0.12080] [ 4.24012]  
R-squared 0.343590 0.130635  
Adj. R-squared 0.314800 0.092505  
Sum sq. resids 0.052215 0.007212  
S.E. equation 0.021401 0.007954  
F-statistic 11.93439 3.426045  
Log likelihood 294.1204 412.8996  
Akaike AIC -4.802006 -6.781661  
Schwarz SC -4.662632 -6.642286  
Mean dependent 0.014308 0.007378  
S.D. dependent 0.025854 0.008349  
Determinant Residual  
Covariance  
2.06E-08  
Log Likelihood 727.4847  
Log Likelihood (d.f. adjusted) 721.3295  
Akaike Information Criteria -11.78883  
Schwarz Criteria -11.46362

57

**3.5 Relação entre a taxa de investimento e a taxa de crescimento do PIB**

De acordo com o mecanismo do supermultiplicador, somente quando a taxa de investimento tiver uma forte relação com a taxa de crescimento do produto, o grau de utilização

vai necessariamente corrigir os desvios e tender, a longo prazo, para um patamar normal<sup>30</sup> (ver

Serrano, 2002a). O nível do investimento e do produto podem ser fortemente correlacionados,

mas caso o modelo não considere a relação entre as taxas, o grau de utilização pode até ser

*mean reversing* e tender a se estabilizar, mas não será possível dizer que o grau de utilização

obtido a longo prazo reflita o seu nível normal ou planejado (ver Serrano, 2005). Dessa forma, devemos testar se existe uma relação de longo prazo entre a taxa de investimento e a taxa de crescimento do produto e se existe uma relação clara de causalidade entre essas variáveis através do teste de Granger.

Segundo o modelo do supermultiplicador Sraffiano, podemos representar a relação entre taxa de investimento e crescimento da demanda pela seguinte fórmula (Serrano, 1995):

$$I/Y = vd + v g_e$$

Onde  $v$  é a relação normal capital produto,  $d$  é o coeficiente de depreciação e  $g_e$  é a taxa

esperada de crescimento da tendência de longo prazo da demanda efetiva.

Supondo um padrão de revisão de expectativas do tipo adaptativas temos que  $g_e$  pode ser

escrito como (Cesaratto, Serrano e Stirati, 2003):

$$g_e = g_{e,t-1} + x (g_{t-1} - g_{e,t-1})$$

Substituindo a última equação na fórmula da taxa de investimento, temos:

$$I/Y = x v d + (1-x) (I/Y)_{t-1} + x v g_{t-1}$$

em que  $I/Y$  é a taxa de investimento,  $v$  a relação capital-produto,  $d$  é a taxa de depreciação,  $x$  é o grau de ajuste parcial e  $g$  é a taxa de crescimento efetiva do PIB no período

imediatamente anterior.

<sup>30</sup> Esse não é um conceito nem simplório e mecanicista ver Ciccone (1986).

58

A relação entre a taxa de investimento e a taxa de crescimento do PIB pode ser alterada

caso a relação capital-produto, a taxa de depreciação média da economia e o coeficiente de

ajuste parcial das expectativas se alterem. Dado que estamos tratando de variáveis muito

agregadas, esses parâmetros podem se alterar simplesmente por um efeito composição, o que

ocorre, por exemplo, uma alteração na composição setorial na economia. Outro fator que pode

alterar esses parâmetros é o progresso tecnológico (no sentido físico) ou ainda mudança nos

preços relativos das máquinas e equipamentos, já que a relação capital-produto só pode ser

medida em termos de valor. Para uma avaliação do impacto do progresso tecnológico no modelo

do supermultiplicador sraffiano, ver Cesaratto, Serrano e Stirati (2003).

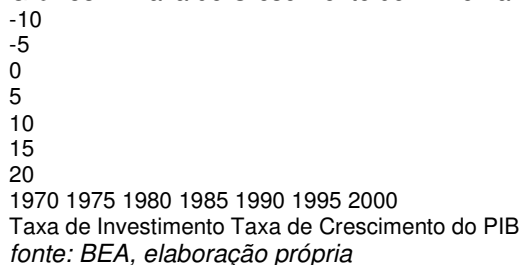
Mesmo considerando a possibilidade da mudança nesses parâmetros<sup>31</sup>, como observamos no gráfico abaixo, a relação entre taxa de investimento e taxa de crescimento do

PIB da economia americana no período 1985 a 2003 é, ainda assim, forte o suficiente para ser observável visualmente, apesar de todas as mudanças que podem ter ocorrido nesse período.

<sup>31</sup> Outra mudança pode ser no grau de ajuste das expectativas  $x$ . Neste sentido, este modelo está sujeito à crítica de Lucas sobre a possível instabilidade dos parâmetros. Mas como aponta Ray Fair (2004), a crítica e a mera possibilidade de mudanças de parâmetros de expectativas não invalidam o modelo, nem impõe como necessária a adoção de expectativas racionais ou de modelos novo-clássicos, uma vez que é possível testar estatisticamente a estabilidade dos parâmetros.

59

**Gráfico 4:** Taxa de Crescimento do PIB e Taxa de Investimento



Para isso pode pesar o fato dessa economia, nesse período, ser bastante avançada e ter alcançado um alto grau de estabilidade. Coincidentemente, a década de 1990, é marcada por ser aquela de menor volatilidade tanto do crescimento do PIB quanto da inflação desde o pós-guerra.

Foi também o maior período de crescimento contínuo do PIB em termos reais em todo o período do pós-guerra. A produção foi 27% menos volátil do que na década de 60 que foi a segunda mais estável entre as outras do pós-guerra (Mankiw, 2001 e Martin e Rowthorn, 2004).

O quadro abaixo mostra uma regressão da taxa de investimento para o período de 1974 a 2003.

60

**Quadro 14:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento

Dependent Variable: TIT Method: Least Squares Sample: 1974:1 2003:4

Variable Coefficient Prob. BG F-statistic 10,4 0,00

TIT(-1) 0,991 0,000 BG Obs\*R-squared 18,5 0,00

GDP2(-1) 0,029 0,000 ARCH F-statistic 0,8 0,37

C 0,005 0,982 ARCH Obs\*R-squared 0,8 0,36

W F-statistic 5,4 0,00

W Obs\*R-squared 18,8 0,00

JB 0,3 0,88

Vemos que a taxa de crescimento do PIB é altamente significativa. Contudo, a equação

acima apresenta problemas nos resíduos, que, pelo teste de BG são autocorrelacionados e pelo

teste de White, heterocedásticos. Quando adicionamos 4 defasagens para a variável dependente,

o correlograma e o teste de BG melhoram, mas não o teste de White. Quando restringimos nossa amostra para o período 1985 a 2003 e reestimamos a equação acima, obtemos:

**Quadro 15:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 2  
Dependent Variable: TIT Method: Least Squares Sample: 1985:1 2003:4  
Variable Coefficient Prob. BG F-statistic 2,9 0,06  
TIT(-1) 0,946 0,000 BG Obs\*R-squared 5,8 0,05  
GDP2(-1) 0,047 0,000 ARCH F-statistic 0,4 0,54  
C 0,419 0,098 ARCH Obs\*R-squared 0,4 0,53  
W F-statistic 1,5 0,20  
W Obs\*R-squared 6,0 0,20  
JB 1,5 0,48

Como vemos, nesse caso também, o teste de BG indica a presença de correlação serial.

Tais problemas poderiam ser reflexo de uma possível raiz unitária na taxa de investimento (já que o coeficiente é maior que 0,9). Porém, quando reestimamos as equações acima para a variação da taxa de investimento os resultados permanecem idênticos. Para máquinas, equipamentos e softwares especificamente, o gráfico mostra também uma correlação forte com a taxa de crescimento do PIB, especialmente após 85.

61

**Gráfico 5:** Taxa de Crescimento do PIB e Taxa de Investimento em Máquinas e Equipamentos

-10

-5

0

5

10

15

20

1970 1975 1980 1985 1990 1995 2000

Taxa de Investimento produtivo

Taxa de crescimento do PIB

fonte: BEA, elaboração própria

Nesse caso não encontramos o problema de correlação serial nem na análise do

correlograma q nem pelo o teste de BG.

**Quadro 16:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 3  
Dependent Variable: TIE BG F-statistic 2,2 0,12  
Method: Least Squares Sample: 1974:1 2003:4 BG Obs\*R-squared 4,4 0,11  
ARCH F-statistic 0,5 0,49  
Variable Coefficient Prob. ARCH Obs\*R-squared 0,5 0,49  
TIE(-1) 0,963 0,000 W F-statistic 1,4 0,24  
C 0,238 0,138 W Obs\*R-squared 5,5 0,24  
GDP2(-1) 0,019 0,000 JB 1,3 0,53

Esse resultado é ainda mais confiável quando restringimos nossa amostra para o período

1985 a 2003:

62

**Quadro 17:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 4  
Dependent Variable: TIE Method: Least Squares Sample: 1985:1 2003:4  
Variable Coefficient Prob. BG F-statistic 0,8 0,47  
TIE(-1) 0,961 0,000 BG Obs\*R-squared 1,6 0,45



C 0,194 0,274 ARCH F-statistic 0,1 0,72  
GDP2(-1) 0,036 0,000 ARCH Obs\*R-squared 0,1 0,72  
W F-statistic 1,2 0,31  
W Obs\*R-squared 4,9 0,30  
JB 3,3 0,19

E não sofre grandes alterações quando estimamos a regressão para a variação da taxa de investimento:

**Quadro 18:** Taxa de Investimento Produtivo Total e Taxa de Crescimento 5  
Dependent Variable: TIE-TIE(-1) BG F-statistic 0,9 0,41  
Method: Least Squares Sample: 1985:1 2003:4 BG Obs\*R-squared 1,9 0,40  
ARCH F-statistic 0,1 0,70  
Variable Coefficient Prob. ARCH Obs\*R-squared 0,1 0,70  
C -0,108 0,000 W F-statistic 0,8 0,44  
GDP2(-1) 0,034 0,000 W Obs\*R-squared 1,7 0,43  
JB 5,3 0,07

A equação acima confirma que a taxa de crescimento do PIB é altamente significativa na

estimação da taxa de investimento nesse período. A equação teórica é:

$$I/Y = x.v.d + (1-x) I/Y_{-1} + x.v.g_{-1}$$

Arredondando os números estimados e supondo que a relação capital-produto para

equipamentos seja igual a um ( $v=1$ ) (valores mencionados por alguns estudos como, por

exemplo, Fazzari (2003)<sup>32</sup> obtém-se um  $x$  igual 0,04. Desta feita,

<sup>32</sup> "The estimated accelerator effect summed over distributed lags, in Chirinko, Fazzari, e Meyer (1998) ranges

from 0.05 to 0.21. The dependent variable in these regressions is the investment-capital ratio rather than the

63

$$I/Y = 0.19 + 0.96* I/Y_{-1} + 0.04*g_{-1}$$

Este é um valor plausível para  $x$ , pois o modelo do supermultiplicador só é dinamicamente estável se o ajuste do estoque de capital é bem gradual (ver Serrano, 2002a).

O teste de Granger causalidade também indica que a taxa de crescimento do produto

Granger causa a taxa de investimento de forma unidirecional, tanto para o período 1974 a 2003,

em geral, como para a década de 1990, em particular.

**Quadro 19:** Teste de Granger Causalidade

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/18/05 Time: 21:06

Sample: 1974:1 2003:4

Lags: 4

Null Hypothesis: Obs F-Statistic Probability

TIE does not Granger Cause GDP 120 0.82515 0.51185

GDP does not Granger Cause TIE 6.30132 0.00013

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 05/18/05 Time: 21:05

Sample: 1990:1 2003:4

Lags: 4

Null Hypothesis: Obs F-Statistic Probability

TIE does not Granger Cause GDP 56 0.69907 0.59647

GDP does not Granger Cause TIE 4.64774 0.00304

Dessa forma, nesta seção, vimos que o modelo do Supermultiplicador pode ser

razoavelmente bem representado por uma equação relativamente simples e que a direção de causalidade observada entre as séries de taxa de investimento e da taxa de crescimento do PIB é consistente com o modelo.<sup>33</sup>

investment-output ratio used in our simulation model. This substitution is justified because the U.S. capital-output ratio is approximately one”.

<sup>33</sup> Outros resultados da literatura também corroboram os encontrados nesse trabalho. Fazzari, Ferri Greenberg (1998, 2003), por exemplo, trabalhando com dados em nível de firmas, mostram que a taxa de crescimento das vendas é significativa na explicação da taxa de investimento das firmas. Blomstrom, Lipsey e Zeljan (1996), trabalhando com dados de diversos países, mostram que a taxa de crescimento do PIB per capita Granger-cause a taxa de investimento.

64

### **3.6 Uma interpretação do crescimento na década de 1990 baseada no modelo do Supermultiplicador Sraffiano**

Utilizando o modelo do supermultiplicador, podemos sugerir uma interpretação para o crescimento do PIB na década de 1990. O gráfico abaixo mostra a forte relação entre a taxa de investimento e a taxa (real) de crescimento dos “gastos improdutivos” nessa década. Chamamos de “improdutivos” todos os gastos que não criam diretamente capacidade produtiva para o setor privado. São todos os componentes da demanda, com exceção do investimento produtivo (ver nota 2, p. 53). Portanto o total dos gastos improdutivos é a soma das seguintes componentes: gastos do governo (incluindo o investimento público, pois este não cria diretamente capacidade produtiva para o setor privado), as exportações (incluindo de bens de capital, já que não cria capacidade para a economia doméstica), todo o consumo (o consumo autônomo, financiado, por exemplo, por crédito e o consumo induzido, financiado pela massa salarial) (ver Serrano, 2001).<sup>34</sup>

<sup>34</sup> A rigor, no modelo do supermultiplicador, o crescimento do investimento depende dos gastos improdutivos autônomos (que chamamos acima de gastos improdutivos totais menos a parte do consumo induzida pela renda, que é o consumo financiado pela massa salarial). A demanda final depende, portanto, do crescimento dos gastos autônomos e de mudanças na propensão marginal a consumir. Optou-se por utilizar o conceito de gastos improdutivos totais e não gastos improdutivos autônomos uma vez que a separação entre o consumo induzido e autônomo, além de não ser trivial, não é essencial para nosso argumento principal nesse trabalho, onde queremos

mostrar o caráter necessariamente induzido da tendência do investimento produtivo a longo prazo.

65

**Gráfico 6:** Gastos Improdutivos & Taxa de Investimento

0.0  
1.0  
2.0  
3.0  
4.0  
5.0  
6.0  
1990  
1991  
1992  
1993  
1994  
1995  
1996  
1997  
1998  
1999  
2000  
2001  
2002  
2003  
anos  
Gastos Improdutivos  
(taxa real de crescimento %)  
8.0  
9.0  
10.0  
11.0  
12.0  
13.0  
14.0  
**Taxa de Investimento (%)**

Taxa Real de Crescimento dos Gastos Improdutivos Taxa de Investimento \*

*Taxa real de crescimento dos gastos improdutivos deflacionada pelo deflator implícito do PIB*

*Fonte: BEA (Bureau of Economic Analysis), elaboração própria*

Como vimos, nesse modelo, o crescimento da própria capacidade produtiva da economia

tende a seguir o crescimento dos gastos improdutivos. Além disso, como parte do consumo

privado é induzido pela renda corrente, o crescimento dos gastos improdutivos acaba

dependendo especialmente de seus componentes autônomos: gastos públicos, exportações,

investimento residencial e consumo autônomo financiado por crédito. Assim, o crescimento dos

componentes autônomos dos gastos improdutivos gera um processo supermultiplicador

induzindo o consumo, pelo efeito multiplicador, e investimento produtivo, pelo efeito

acelerador.<sup>35</sup>

A tabela 1 mostra que, apesar de ter sido positiva, a taxa de crescimento real do gasto

governamental foi muito baixa, principalmente no período de maior expansão do PIB- 1992 a

<sup>35</sup> Ver (Serrano, 2001) e Cesarato, Stirati e Serrano (2003).

66

2000. Os cortes foram concentrados principalmente nos gastos militares, devido ao fim da Guerra Fria.

**Tabela 1: PIB e Componentes da Demanda**

PIB Consumo I. Residencial Gastos Governo Exportações Importações Investimento\*

1990-1991 0,8 1,1 -9,1 2,1 7,8 1,5 -2,5

1992-2000 3,7 3,9 5,7 1,2 7,1 10,4 9,1

2001-2003 1,9 3,0 4,2 3,3 -1,9 1,5 -3,0

**Consumo**

Duráveis Não Duráveis Serviços

-3,0 0,7 2,3

8,1 3,1 3,4

6,0 2,9 2,5

Fonte: BEA, elaboração própria (médias geométricas das taxas anuais)

\* O investimento é a FBCF descontado do investimento residencial.

\* Taxas de crescimento reais da tabela do BEA (cada componente tem seu deflator específico).

Taxas Reais de Crescimento (%)

Mesmo assim, os gastos improdutivos cresceram a taxas razoavelmente elevadas porque os outros três componentes - exportações, consumo privado e investimento residencial – cresceram a taxas significativas. Dessa forma, até 2000, a participação dessas variáveis nos gastos improdutivos aumentou enquanto que a participação do gasto do governo diminuiu (gráficos 7 e 8).

67

**Gráfico 7: Participação nos gastos improdutivos**

17,0

17,5

18,0

18,5

19,0

19,5

20,0

20,5

21,0

21,5

22,0

jan/90

jan/91

jan/92

jan/93

jan/94

jan/95

jan/96

jan/97

jan/98

jan/99

jan/00

jan/01

jan/02

jan/03

Trimestres

Gastos do Governo e Consumo de

bens não duráveis

35,0

35,5

36,0

36,5

37,0

37,5  
 38,0  
 38,5  
 39,0  
 39,5  
 40,0  
 40,5  
 41,0  
 Consumo de serviços  
 Gastos do governo Consumo de bens não duráveis Consumo de serviços  
 Fonte: BEA, elaboração própria.

**Gráfico 8:** Participação nos gastos improdutivos (continuação)

7,0  
 8,0  
 9,0  
 10,0  
 11,0  
 12,0  
 jan/90  
 jan/91  
 jan/92  
 jan/93  
 jan/94  
 jan/95  
 jan/96  
 jan/97  
 jan/98  
 jan/99  
 jan/00  
 jan/01  
 jan/02  
 jan/03  
 Trimestres

Consumo de bens duráveis e Exportações  
 3,0  
 3,5  
 4,0  
 4,5  
 5,0  
 5,5  
 Investimento Residencial  
 Consumo de bens duráveis Exportações Investimento Residencial  
 Fonte: BEA, elaboração própria.

Em particular, os dados mostram que os componentes autônomos dos gastos improdutivos mais sensíveis à disponibilidade de crédito e à taxa de juros cresceram a altas

68

taxas no período 1992-2000. Na tabela 1 vemos que o investimento residencial cresceu 5,7% ao ano<sup>36</sup> e consumo de duráveis a 8,1%.

Alguns autores argumentam que o crescimento do consumo foi determinado diretamente pelo efeito riqueza criado pela enorme bolha especulativa das bolsas de valores que começou a partir de 1995 e que afetou também (em menor escala) o mercado imobiliário (Godley & Izurieta, 2004). Há uma certa dose de exagero nisso, dado que a riqueza financeira nos EUA é extremamente concentrada, tanto que o estouro da bolha já no novo século não chegou a reduzir o consumo. Por outro lado, de fato, há alguma evidência de que as famílias mais ricas que

possuíam ações aumentaram substancialmente seus gastos em consumo no período (Maki & Palumbo, 2001). No caso do mercado imobiliário, o efeito estimulante do aumento do valor dos imóveis é bem mais direto, pois produz ganhos aos que se financiam com hipotecas, o que facilita o acesso a mais crédito e estimula o consumo em geral ou a compra de novas residências. Embora nos pareça que o efeito direto da redução dos juros e da expansão do crédito foi o fundamental, como a bolha especulativa dos ativos foi muito afetada por essa trajetória dos juros e pela expansão geral do crédito, de qualquer forma, não há dúvida que a política monetária foi um importante determinante, direta ou indiretamente, da expansão dos componentes autônomos dos gastos improdutivos. O crescimento dos gastos autônomos fez crescer a massa de salários e o consumo induzido. Este crescimento dos gastos improdutivos impulsionou o aumento do investimento produtivo. A taxa (real) de crescimento do investimento produtivo de 1992 a 2000 foi maior que a dos outros componentes da demanda agregada. Porém, no período subsequente (2001-2003) essa taxa de crescimento passou a ser menor que a dos outros componentes – ou melhor, ficou negativa – de forma que a taxa de investimento caiu, levando ao fim do período de crescimento.

<sup>36</sup> Como mostra Maffeo (2001), o investimento residencial foi fundamental para a recuperação da economia em 1992, crescendo 16,3% nesse ano.

69

Os dados parecem mostrar que o investimento produtivo, principalmente na segunda metade da década, reagiu de forma desproporcional ao crescimento dos gastos improdutivos, crescendo a taxas elevadas, especialmente nos setores ligados às inovações da chamada “nova economia” (computadores, telecomunicações, Internet etc.). Este crescimento rápido e desproporcional da taxa de investimento, embora inicialmente tenha estimulado o consumo induzido pelo seu efeito multiplicador, não se mostrou sustentável. Em pouco tempo a capacidade produtiva criada cresceu muito, levando a uma queda do grau de utilização. Esta expansão desproporcional do investimento em relação à tendência de crescimento dos gastos improdutivos, por sua vez, parece ter sido fruto de uma combinação peculiar da

adoção de inovações da “nova economia” com a bolha especulativa da bolsa Nasdaq. A bolha desta bolsa permitia e estimulava que, através de operações especulativas de *venture capital*, as empresas da “nova economia” financiassem a baixíssimo custo projetos de investimento baseados em projeções de demanda futura drasticamente superestimadas (como hoje sabemos muitas destas projeções otimistas eram propositalmente falsificadas).<sup>37</sup> Assim que em 2000 a bolha da Nasdaq estourou, logo após um pequeno aumento na taxa de juros, a realidade concreta da capacidade ociosa crescente ficou evidente para o mercado e o investimento produtivo caiu substancialmente, marcando o fim do ciclo expansivo.<sup>38</sup> Vemos então que a orientação expansionista da política monetária foi fundamental para o crescimento ao longo do período 1992-2000. A trajetória da taxa de juros acabou levando a um boom de crédito, que não apenas levou à recuperação e o crescimento ao longo da década da demanda de imóveis e duráveis, mas também inflou uma bolha especulativa sem precedentes

<sup>37</sup> O investimento em software e equipamentos de processamento de dados cresceu progressivamente dos 12,5% em 1993 para ultrapassar os 20% em 1997, chegando a cerca de 25% no final da década. Esse crescimento veio

acompanhado de substancial queda dos preços de equipamentos de processamento de dados.

<sup>38</sup> Maffeo (2001) reconhece a importância do crescimento da demanda para o investimento.

Contudo, para o autor,

o progresso tecnológico também foi um importante determinante autônomo da expansão do investimento. A

justificativa é a de que o crescimento do investimento em máquinas, equipamentos e softwares foi bem mais intenso

nos anos 90 que nos anos 80. Porém, como a análise do autor só vai até o ano de 2000, não leva em consideração a

subseqüente rápida diminuição da taxa de investimento. Para a discussão teórica sobre a insustentabilidade de um

processo de crescimento puxado autonomamente por investimentos em novas tecnologias a partir da visão do

supermultiplicador ver Cesaratto, Serrano e Stirati (2003).

70

nas bolsas de valores e no mercado imobiliário. Apesar de muitas críticas, até do próprio FED,

sobre a “exuberância irracional” da bolsa, não foram tomadas medidas regulatórias para evitar o

prosseguimento da bolha nem a política de juros foi alterada.

Dessa forma, a política monetária expansionista teve efeitos de longo prazo na direção de

expandir não só o grau de utilização da capacidade já instalada, mas também de ampliar a

capacidade produtiva da economia, dado o caráter induzido dos investimentos.

O FED teve uma

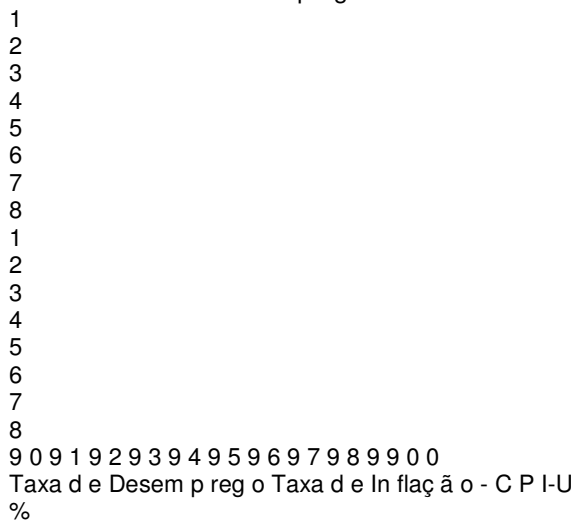
atuação fundamental, contribuindo para mais do que compensar o efeito contracionista da redução do crescimento do gasto público. Com efeito, a recuperação e o prolongado período de crescimento foram frutos do viés expansionista da política monetária (ver Braga e Serrano, 2005).

### 3.6 O Puzzle da relação inflação-desemprego na década de 90 na economia americana

A continuidade da expansão da política monetária foi facilitada pelo fato de que a aceleração do crescimento não levou à aceleração da inflação.<sup>39</sup> A taxa de inflação ficou baixa mesmo com o declínio contínuo da taxa de desemprego ao longo da década. <sup>39</sup> A política monetária expansionista também não foi alterada pelas críticas de que, com a expansão rápida da demanda efetiva e das importações, o déficit externo em conta corrente estava aumentando rapidamente (de praticamente 0% do PIB, em 1991, para 5% em 2002). Mesmo assim o Fed não tentou frear a expansão da economia mostrando que o governo americano é consciente de que, dado que o dólar é a moeda internacional, a economia americana não está sujeita a restrição externa ao crescimento. Sobre o déficit externo americano no atual padrão dólar flexível ver Serrano (2002c, 2004).

71

**Gráfico 9** Taxa de desemprego versus Taxa de inflação



Fontes

fonte: elaboração própria

Os anos de baixo crescimento estiveram localizados no começo e nos últimos meses de

2000. A taxa de desemprego passou de 7,8% em junho de 1992 para 4,1% no final da década.

Mesmo assim o Fed, apesar de muitas críticas de que a economia estaria superaquecida, não

mudou o viés expansionista da política monetária.

A aceleração do crescimento da economia acabou reduzindo a taxa de desemprego bem



abaixo de 6%, que era a estimativa consensual de qual seria a taxa de desemprego a partir da qual a inflação ia se acelerar (a NAIRU). Ao contrário das expectativas dos que acreditavam na NAIRU de 6%, a inflação não deu nenhum sinal de aceleração. Muito pelo contrário, a taxa de inflação cedeu, evoluindo de 6,3% em outubro e novembro de 1990 para 2,7% em dezembro de 1999. A controvérsia acerca da mudança da NAIRU na década de 1990 será objeto do próximo capítulo.

72

## **Capítulo 4 Histerese, inércia parcial e a controvérsia sobre a NAIRU na economia americana**

### **4.1 Introdução**

Como descrito na introdução deste trabalho, a curva de Phillips aceleracionista é ancorada em três características fundamentais. A primeira é a suposição de que a soma dos coeficientes defasados da inflação é igual a um. A segunda é a suposição de que existe uma única NAIRU exógena e independente do nível efetivo de desemprego ou hiato do produto. A terceira é a suposição de que os choques de oferta, especialmente os que envolvem mudanças na distribuição funcional da renda, são temporários e tendem a se compensar no longo prazo e, portanto, não têm efeitos duradouros sobre a inflação. Neste capítulo analisa-se a adequação destas três características da curva de Phillips aceleracionista aos dados da economia americana. Veremos que essas características do modelo são contrastadas por evidências reportadas por uma vasta gama de artigos da literatura empírica sobre inflação e desemprego para a economia norte americana. O que se almeja é mostrar que as hipóteses desse modelo não são compatíveis com as estimativas da relação entre inflação e desemprego, especialmente para a década de 1990. Como alternativa para a descrição do comportamento destas variáveis neste período, utiliza-se uma interpretação em que o emprego é determinado fundamentalmente pela demanda através do supermultiplicador e a inflação é basicamente de custos, movida pelos termos do conflito distributivo. A validade da hipótese da soma unitária dos coeficientes será analisada através dos resultados dos testes de raiz unitária para a série de inflação e das estimativas da inércia

inflacionária reportadas na literatura. Em seguida é avaliada a hipótese da NAIRU constante e exógena. Analisamos os vários avanços feitos na literatura através do cálculo de precisão das estimativas e de uma NAIRU variável ao longo do tempo. Nesse ponto, são discutidas as implicações da evidência de histerese no produto e que, portanto, o produto potencial é

73

determinado pela tendência de longo prazo da demanda agregada, como foi evidenciado nos capítulos anteriores.

Em seguida é avaliado o debate sobre a evolução da mudança na distribuição funcional

da renda ocorrida a partir da década de 1980 sobre inflação americana. A hipótese de que tal

mudança tenha caráter apenas temporário é confrontada com as mudanças institucionais,

políticas e econômicas que alteraram o mercado de trabalho da economia norte americana neste

período e que tiveram forte impacto no comportamento dos trabalhadores no que concerne às

reivindicações salariais. Finalmente, confirmamos que a dinâmica da inflação americana,

particularmente na década de 90, é mais bem descrita pela interpretação baseada na inflação de

custos e conflito distributivo.

O capítulo está organizado da seguinte forma. Na seção 2 comparamos e contrastamos as

hipóteses do modelo aceleracionista com de um modelo baseado na abordagem do conflito

distributivo.

A seção 3 é destinada à apresentação das evidências favoráveis à NAIRU.

Após a

apresentação dos principais índices de preço utilizados nas estimativas de curva de Phillips, são

apresentadas as estimativas tradicionais da NAIRU americana. A seguir, apresentamos os

resultados dos testes de raiz unitária para a inflação do período de 1960 a 2000, utilizados para

apoiar a hipótese de inércia completa.

A seção 4 introduz algumas dúvidas sobre a robustez da evidência apresentada na seção

anterior. Começamos com o cálculo da dispersão e intervalo de confiança da NAIRU,

apresentamos estimativas de mudança da NAIRU para vários subperíodos históricos,

caracterizados por grandes mudanças de caráter institucional e político.

A seguir introduzimos, na seção 5, o debate sobre o valor dos coeficientes relativos à

inércia inflacionária. É exposto o problema da mudança de padrão na dinâmica da inflação e o cálculo da raiz unitária para cada regime, sendo discutidos criticamente os resultados do cálculo da inércia inflacionária na literatura empírica.

74

A seção 6 trata do problema da mudança endógena ou indeterminação da NAIRU nas estimativas das curvas de Phillips aceleracionistas na presença de histerese. Iniciamos discutindo os efeitos de histerese forte e fraca. A seguir, apresentamos os resultados de diversos trabalhos que levam em conta tais efeitos. Apresentamos também várias formas de cálculo da NAIRU variável e suas conexões com os efeitos da histerese. A seção 7 discute a questão dos “choques de oferta”, com ênfase nas mudanças distributivas. Iniciamos com a interpretação de Ball e Moffit (2001) para o comportamento do custo unitário do trabalho e seu impacto na previsão da inflação na década de 90. A partir da crítica a esta interpretação, mostramos brevemente como as evidências empíricas desde a década de 1960 são favoráveis à interpretação baseada no conflito distributivo.

#### **4.2 Inflação de demanda e de custo, a NAIRU versus conflito**

Como foi apresentado no capítulo 1, na curva de Phillips aceleracionista, para dados choques de oferta ( $\varepsilon$ ), a inflação ( $\Pi$ ) acelera toda a vez que existe excesso de demanda — isto é, o hiato do produto é negativo e portanto o PIB está acima do produto potencial — e diminui caso contrário. Muitos autores utilizam como índice de excesso de demanda a diferença entre a taxa de desemprego ( $U$ ) e a assim chamada NAIRU – taxa de desemprego que não acelera a inflação ( $U_n$ ).

$$\Pi_t = \Pi_{t-1} + \beta(U_t - U_n) + \varepsilon_t$$

Um maior número de defasagens e a inclusão explícita dos choques de oferta torna a

curva semelhante ao chamado modelo triangular de Gordon:

$$\Pi_t = a(L) \Pi_{t-1} + b(L) (U_t - U_n) + c(L) z_t + \varepsilon_t$$

em que  $a(L)$ ,  $b(L)$  e  $c(L)$  são polinômios das defasagens. Por exemplo:

$$a(L) = a_0 + a_1 L + a_2 L^2 + \dots + a_p L^p$$

e além disso vale a seguinte restrição:

75

$$a_0 + a_1 + a_2 + \dots + a_p = 1$$

Chamando  $D_t$  de excesso de demanda temos, nesse caso, que  $D_t = U_t - U_n$  e, portanto,  $D_t$

$= 0$  indica ausência de excesso de demanda. Da mesma forma, chamaremos  $z_t = x_t - x$  em que  $x_t$  são

os choques de oferta e x sua média no período, de forma que  $z_t=0$  indica ausência de choques de oferta (ver Gordon, 1997, p. 14). Portanto, nesse tipo de curva de Phillips, a soma dos coeficientes da inflação passada deve ser exatamente igual a um. Além desta hipótese, a curva de Phillips aceleracionista supõe que o produto potencial é determinado pelas forças de oferta, de forma independente do produto corrente, visto como sendo determinado pelo lado da demanda. A terceira hipótese é de que os choques de oferta são aleatórios e na média se anulam ao longo do tempo (esperança igual a zero).

A partir dessa formulação é possível derivar a NAIRU. O modelo aceleracionista mais simples pode ser reescrito como mostrado a seguir.

Definindo  $\Delta\Pi$  como a aceleração da inflação e mantendo a mesma notação de antes, isto

é,  $U$  como a taxa de desemprego e  $U_N$  como a NAIRU, temos:

$$\Delta\Pi_t = \alpha + \beta U_t + \varepsilon_t$$

Na sua versão mais simplificada basta estipular que  $\Delta\Pi_t = 0$  na regressão acima, e temos

definida a NAIRU:

$$U_N = -\alpha/\beta$$

Como fica claro, a NAIRU não é uma variável observada, isto é, trata-se de uma variável

latente. Econometricamente essa variável constitui-se, nesse caso mais simples, apenas de uma divisão *ex-post* entre os dois coeficientes estimados da regressão. Repare ainda que o fato dos choques de oferta terem esperança igual a zero faz com que estes não interfiram no valor da NAIRU.

Em contraposição à curva aceleracionista estão modelos cuja base da explicação da inflação está no conflito distributivo entre os detentores de diversos tipos diferentes de renda

76

(salário, lucros e etc). O modelo formulado por Serrano (2006), por exemplo, é descrito da seguinte maneira:

$$\Pi_t = a \Pi_{t-1} + \beta(U_t - U_n) + c_t$$

em que 1)  $c_t$  representa a variável de custos que é, por hipótese, maior que zero quando

existe algum conflito distributivo ou “hiato de aspiração”; 2) o produto potencial  $Y^*$  se ajusta ao

produto efetivo  $Y$ ; 3)  $a < 1$ , isto é, existe uma inércia apenas parcial na economia.

A hipótese 2 aliada a hipótese de que o nível de emprego depende do nível de produto implica que, no longo prazo, o termo  $(U_t - U_N)$  tenda a zero. Isso porque, assim como o produto potencial se ajusta ao efetivo, o nível de emprego potencial ( $E^*$ ) se ajusta à tendência do nível de emprego efetivo ( $E$ ).

Dessa forma, a representação da equação, no longo prazo, é:

$$\Pi_t = c_t / (1-a)$$

e a tendência da inflação a longo prazo é dada pela intensidade das incompatibilidades

distributivas ( $c_t$ ) e pelo grau de indexação ( $a$ ) (Serrano, 1986 e 2006).

### **4.3 A NAIRU e a curva de Phillips aceleracionista na economia americana**

#### **4.3.1 Índices de Preço**

Antes de tratarmos das estimativas, cabe uma observação sobre os principais índices

gerais de preço da economia norte americana. O CPI-U (Consumer Price Index for all urban

consumers) é um índice de preço ao consumidor somente para a área urbana, com base fixa, cuja

cesta de consumo é determinada através de pesquisas realizadas de 10 em 10 anos divulgado

pelo BLS (Bureau of Labor Statistics).

77

Como todo índice do tipo Laspeyres, este tem a característica de superestimar a inflação,

por não considerar o “efeito-substituição” na direção de bens e serviços que sofreram menor

reajuste de preço ao longo do tempo.

O PCE (Personal Consumption Expenditure) é um deflator obtido a partir das contas de

renda e produto das Contas Nacionais, divulgado pelo BEA (Bureau of Economic Analysis).

Como a cesta de consumo considerada está sempre variando, esse índice faz a suposição

implícita de que a substituição do consumo nunca altera o padrão de vida da população e,

portanto, tende, pelo menos teoricamente, a subestimar a inflação.

Outra diferença fundamental entre o PCE e o CPI está no tratamento dos gastos com

saúde e com moradia (Cecchetti, 2000). Enquanto o CPI só mede gastos “out-of-pocket”, isto é,

realizados diretamente pelos consumidores, o PCE inclui gastos indiretos, já que é medido

através do preço dos produtos que constam consumo final das famílias das Contas Nacionais.

Dessa forma, como, na maioria das vezes, gastos com saúde são pagos pelo governo, este item

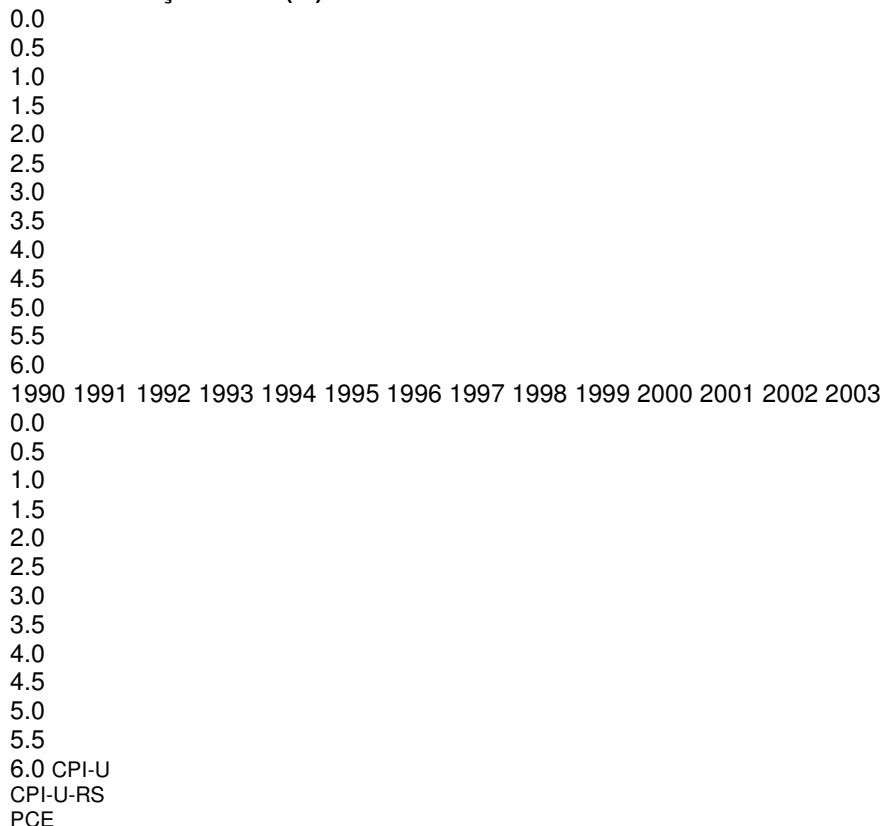
recebe um peso muito maior no PCE do que no CPI. Por outro lado, gastos com moradia

(aluguel ou o equivalente contábil quando o próprio proprietário reside no local, energia, utilidade doméstica, mobília, entre outros) apresenta um peso maior no CPI. A diferença entre os dois índices pode ser verificada no gráfico abaixo. Durante o período de 1990 a 2003 o CPI registrou uma inflação acumulada em 12 meses de 0,6 ponto percentual acima do PCE.

78

**Gráfico 10:** Índices de Preço

**Taxa de inflação anual (%)**



*fonte: BLS e BEA, elaboração própria*

O CPI-U-RS (Consumer Price Index Research Series Using Current Methods) é uma

série criada em 1999 e disponibilizada para o período de 1978 a 2003 em bases mensais e para o período de 1947 a 1978 em base anual, que incorporou a maioria das melhoras metodológicas realizadas no CPI-U ao longo do tempo para os valores do CPI anteriores à implementação dessas mudanças. Dessa forma, essa série pretende ser um indicador de como a inflação teria sido no passado caso já valesse tal metodologia. Entre as mudanças principais estão: a alteração da fórmula de cálculo do índice para lidar com as conseqüências do “efeito substituição” do

consumo; ajustamentos qualitativos para lidar com o envelhecimento de imóveis; preço de carros usados, de computadores pessoais e de televisões. Note-se que em 1998 houve uma alteração da cesta de consumo do CPI-U, com a atualização da estrutura dos gastos das famílias, com base em 1982-1984 para 1993/1995. Porém tal alteração não foi incorporada na construção do CPI-U-RS, sob a justificativa que tal cesta não valia no passado, já que não é claro que os pesos de 1993/1995 levariam a uma melhor medida da inflação de 1980, por exemplo (ver Stewart e Reed, 1999).

Essa série é divulgada em bases anuais para o período anterior a 1978.

Porém, a partir das informações disponibilizadas por essa instituição, foi possível reconstruir a série em bases mensais.

Repare que a inflação registrada segundo o CPI-U-RS é idêntica à do CPI-U para o período de janeiro de 1999 até dezembro de 2003, pois o último já incorporou as mudanças metodológicas implementadas pela BLS. Para antes de 1978 o CPI-U-RS é igual ao assim chamado CPI-U-X1 menos um fator de correção.<sup>40</sup>

O CPI-U-X1 foi uma série criada em 1983, e disponibilizada para desde janeiro de 1968, com o objetivo de calcular qual teria sido a inflação no período anterior a 1983 caso esta tivesse incorporado um novo método de computo do “custo oportunidade” dos apartamentos de proprietários que residem no local. O novo método passou a considerar não o custo de compra do imóvel, mas sim uma variável de fluxo, que consiste no custo de utilização do imóvel. A série CPI-U foi disponibilizada em frequência anual. O gráfico abaixo dispõe a série em frequência mensal construída como é orientado pelo BLS. A série mensal construída é mostrada no gráfico abaixo juntamente com o CPI-U, onde fica claro o viés de superestimar a inflação do CPI-U.

<sup>40</sup> O fator de correção é a relação entre o CPI-U-X1 e o CPI-U-RS no ano de 1978, que constitui o primeiro ano em que ambas as séries foram computadas. Logo é igual à inflação registrada pelo CPI-U-X1 dividida pela inflação registrada pelo CPI-U-RS. Dessa forma, a hipótese implícita é que a relação (ou o coeficiente) entre essas duas variáveis no ano de 1978 se mantém nos anos anteriores. De 1947 a 1967 o CPI-U-RS é equivalente ao CPI-U descontado tanto o fator da relação entre esta série e o CPI-U-X1 para o ano de 1968 como o fator da relação entre

o CPI-U-X1 e o CPI-U-RS para o ano de 1978.

80

**Gráfico 11:** Índices de Preço 2

**Taxa de Inflação acumulada em 12 meses**

-5,0  
-2,5  
0,0  
2,5  
5,0  
7,5  
10,0  
12,5  
15,0  
17,5  
20,0  
22,5  
jan/47  
jan/50  
jan/53  
jan/56  
jan/59  
jan/62  
jan/65  
jan/68  
jan/71  
jan/74  
jan/77  
jan/80  
jan/83  
jan/86  
jan/89  
jan/92  
jan/95  
jan/98  
jan/01

meses

-5,0  
-2,5  
0,0  
2,5  
5,0  
7,5  
10,0  
12,5  
15,0  
17,5  
20,0  
22,5

CPI-U

CPI-U-RS

*fonte: BLS e BEA, elaboração própria*

Abaixo mostramos o gráfico da CPI-U-RS, CPI-U e PCE para todo o período de 1960 a

2003 em bases anuais. Como podemos observar o CPI-U-RS se aproxima do PCE para períodos

anteriores a 1994, quando se descola do PCE se aproximando ao CPI-U, até se tornar

equivalente ao mesmo em 1998.

**Gráfico 12:** Índices de Preço 3

Taxa de inflação anual (%)

0,0  
2,0  
4,0  
6,0  
8,0  
10,0  
12,0  
14,0  
16,0



1960  
1963  
1966  
1969  
1972  
1975  
1978  
1981  
1984  
1987  
1990  
1993  
1996  
1999  
2002

0,0  
2,0  
4,0  
6,0  
8,0  
10,0  
12,0  
14,0  
16,0

CPI-U  
CPI-U-RS  
PCE

*fonte: BLS e BEA, elaboração própria*

Além do PCE e do deflator implícito do PIB, o BEA divulga um índice encadeado, método que gera uma atualização da base para fixá-la no ano anterior ao do que está sendo

81

registrado. Teoricamente esse índice deveria ser um intermediário entre o índice com base fixa e o deflator, porém, podemos observar que o deflator do PIB e o índice encadeado de preços do PIB são praticamente idênticos.

**Gráfico 13:** Índices de Preço 4

**Taxa de inflação anual (%)**

0,0  
2,0  
4,0  
6,0  
8,0  
10,0  
12,0  
1960  
1962  
1964  
1966  
1968  
1970  
1972  
1974  
1976  
1978  
1980  
1982  
1984  
1986  
1988  
1990

1992  
1994  
1996  
1998  
2000  
2002  
0,0  
2,0  
4,0  
6,0  
8,0  
10,0  
12,0  
GDPIMPT  
GDPD  
PCE

*fonte: BLS e BEA, elaboração própria*

As alterações metodológicas implementadas no CPI juntamente com a atualização da cesta de consumo tiveram o impacto de diminuir a inflação anual medida pelo CPI em 0,28

pontos percentuais (ver The Economic Report of the President, February 1998, p. 80, 81).

Desses, 0,15 pontos percentuais são atribuídos à atualização da cesta de consumo e o resto decorrente das alterações metodológicas.

A inflação baixa da década de 90 na economia norte americana levou a um questionamento por parte dos economistas de se o CPI estava artificialmente baixo por causa

das mudanças metodológicas implementadas ao longo dos anos (ver, por exemplo, Gordon, 1998). Porém a divulgação do CPI-U-RS do BLS, mostrou que o viés de baixa da inflação

também se aplicava para os anos anteriores, quando se imputava as mudanças metodológicas

nas séries históricas completas. A divulgação dessa série eliminou a suspeita que parte do puzzle

82

da década de 90 fosse devido a alterações metodológicas dos dados (ver, por exemplo, Gordon e Eller, 2001, p. 10).

Além disso, note-se que o puzzle também foi captado pelos outros índices de preço.

Apesar das diferenças, pode-se notar uma única tendência para a inflação, de forma que o uso de um ou outro não altera de sobremaneira os resultados.

#### **4.3.2 A NAIRU de 6%**

A tabela abaixo dispõe as estimativas da NAIRU a partir do modelo da curva aceleracionista mais simples, para o período 1960-2000, segundo os diferentes índices de preços

existentes, com periodicidades anuais, trimestrais e mensais, quando disponíveis. Apesar de

extremamente simplificado, este modelo é suficiente para se ter uma estimativa aproximada do

que vários economistas consideravam ser o valor correto da NAIRU da economia norte americana. “For many years it was reasonable to assume that the NAIRU was 6,0%” (Gordon, 1997, p.11)<sup>41</sup>.

<sup>41</sup> Ball e Mankiw (2002) calculam  $\Delta\Pi_t = 3,8 - 0,63 U_t$ , gerando uma NAIRU de 6,1%, com dados anuais para o mesmo período (1960-2000) utilizando o índice de preço ao consumidor (CPI-U). Staiger, Stock e Watson (1997)

estimam esse modelo simples como  $\Delta\Pi_t = 2,73 - 0,44 U_{t-1}$ , que gera uma NAIRU de 6,2%, com dados anuais para o período 1962 a 1995, utilizando o índice de preço encadeado do PIB. Repare que os autores preferem utilizar a taxa de desemprego com uma defasagem no tempo, de forma a captar uma relação teórica de causalidade do desemprego para a inflação no modelo, mas afirmam que os resultados não variam quando se coloca o a taxa de desemprego em tempo corrente.

83

### Tabela 2

fonte: BEA e BLS, elaboração própria

#### 4.3.3 Inércia completa e raiz unitária na inflação

Um dos pontos principais do modelo aceleracionista é a hipótese de soma unitária dos coeficientes defasados da inflação. No caso mais simples, a consequência de relaxar tal hipótese é que o modelo se tornará igual à tradicional curva de Phillips negativamente inclinada, mesmo no longo prazo:

$$\Pi_t = \rho\Pi_{t-1} + \alpha + \beta U_t + \varepsilon_t$$

Portanto, não é possível derivar a NAIRU como havíamos feito anteriormente. O coeficiente  $\rho$  pode ser considerado a medida de inércia inflacionária sendo igual a:

$$\Pi_t = \rho + \rho^2 + \dots + \rho^{j-1} + \rho^j \Pi_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$= \rho^j + \rho^{j-1} + \dots + \rho + 1$$

Portanto o relaxamento dessa hipótese significa não existir uma inércia da inflação completa mas sim parcial. <sup>42</sup>

<sup>42</sup> Alternativamente, se utiliza como medida de inércia, um coeficiente que é igual a 1 (um) menos a razão entre o número de vezes que a série cruza a média em um intervalo de tempo com t+1 observações, dividido por t. Essa medida é desenvolvida em Dias e Marques (2005). Outras medidas são: a função cumulativa de impulso-resposta; a

#### alfa beta

**CPI-U** anual 4,1 -0,7 6,0

mensal 4,1 -0,7 6,0

**CPI-U-RS** anual 3,4 -0,6 6,1

mensal 3,4 -0,6 6,1

**GDP (implícito)** anual 2,7 -0,4 6,0

trimestral 2,7 -0,4 6,0

**PCE** anual 3,0 -0,5 6,0

trimestral 3,0 -0,5 6,0

**GDP** anual 2,7 -0,4 6,0

trimestral 2,6 -0,4 6,0

**Nairu Constate 1960-2000**

nairu

84

Do ponto de vista econométrico, contudo, essa restrição dos coeficientes não é, a primeira vista, sem fundamento. De fato, quando aplicado às séries de inflação, o teste Dickey Fuller Aumentado gera como resultado a não rejeição da hipótese de raiz unitária. A tabela abaixo mostra os resultados desse teste para o período de 1960 a 2003 para os diferentes índices de preços existentes.

**Quadro 20:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço

CPI

Série mensal 1960-2003 p-valor

ADF (lag13) 0,169 Aceita a raiz unitária

PP (BW 11) 0,216 Aceita a raiz unitária

CPI sa

Série mensal 1960-2003 p-valor

ADF (lag12) 0,267 Aceita a raiz unitária

PP (BW 12) 0,207 Aceita a raiz unitária

CPIrssa

Série mensal 1960-2003 p-valor

ADF (lag12) 0,352 Aceita a raiz unitária

PP (BW 11) 0,261 Aceita a raiz unitária

GDP imp

Série trimestral 1960-2003 p-valor

ADF (lag4) 0,455 Aceita a raiz unitária

PP (BW 6) 0,339 Aceita a raiz unitária

GDP sa

Série trimestral 1960-2003 p-valor

ADF (lag5) 0,281 Aceita a raiz unitária

PP (BW 6) 0,359 Aceita a raiz unitária

PCE

Série trimestral 1960-2003 p-valor

ADF (lag12) 0,659 Aceita a raiz unitária

PP (BW 7) 0,295 Aceita a raiz unitária

*\* a sigla as significa que o indicador está sendo testado a partir da série sazonalmente ajustada.*

meia-vida; a maior raiz autorregressiva e o espectro a uma frequência zero. A função cumulativa de impulso-resposta é monotonicamente relacionada a  $(CIRF = 1/(1 - \alpha))$  e portanto provê a mesma informação que  $\alpha$ . O

espectro a uma frequência zero ( $\sigma_\varepsilon$

$2/(1 - \alpha)^2$ ) também é função de  $\alpha$ . O uso da maior raiz autorregressiva como medida de inércia é criticada por Andrews e Chen (1994) e Pivetta e Reis (2002) pelo fato de omitir a informação

das outras raízes do processo autorregressivo, que também influenciam na função impulso-resposta. A meia vida

também é uma medida bastante criticada (ver os mesmos dois textos supracitados). Na estimação de  $\alpha$ , é indicado o

uso do método de *median unbiased estimator* desenvolvido por Andrews e Chen (1994) em vez do estimador de

mínimos quadrados ordinários, de maneira a corrigir potenciais problemas de viés advindo do fato da amostra ser

finita. O objetivo nessa seção é analisar a restrição de que a soma dos coeficientes defasados da inflação na curva

de Phillips aceleracionista deva ser igual a 1 (um) e não chegar a uma medida exata da inércia inflacionária.

A presença de uma raiz unitária para a série de inflação é, sem dúvida, uma boa justificativa econométrica para o uso da restrição de soma unitária dos coeficientes defasados da inflação.

#### 4.4 Dificuldades empíricas com a NAIRU constante

##### 4.4.1 Dispersão e intervalo de confiança

Esse modelo da curva de Phillips aceleracionista, tem o problema, que ilustra o puzzle da década de 1990, de apresentar um viés de superestimar a inflação. A previsão da inflação através de um modelo que supõe uma NAIRU de 6% fatalmente superestima a variação dos preços.

Segundo o modelo, com dados anuais e o PCE como índice de preços, a inflação média para o período 1990 a 2000 seria de 4,1%, muito superior ao valor efetivamente ocorrido de 2,4%.<sup>43</sup>

Uma maneira de verificar a amplitude de variação da NAIRU é através do gráfico de dispersão entre a variação da inflação e a taxa de desemprego. Abaixo mostramos esse gráfico, para o período de 1960 a 2000:

<sup>43</sup> Essa conta é baseada numa previsão 11 passos a frente e não em um modelo que vai sendo atualizado e vai se computando o erro de previsão um passo a frente durante 10 anos.

**Gráfico 14:** Taxa de Desemprego versus Variação da Taxa de Inflação

*Fonte: BLS e BEA, elaboração própria*

O valor da NAIRU é onde os dados cortam o eixo horizontal (que corresponde a uma variação da inflação igual a zero). De acordo com o gráfico, a NAIRU varia de 4% a 8% no período de 1960 a 2003.

Uma outra maneira de calcular a imprecisão da NAIRU é pelo cálculo de intervalo de confiança da estimativa da NAIRU. Repare que, como a NAIRU é uma variável latente e função não linear dos parâmetros da regressão, mesmo no caso de uma curva de Phillips aceleracionista simplificada, esse cálculo do intervalo de confiança não é imediato. Nesse ponto é interessante replicarmos o procedimento utilizado por King, Stock e Watson (1996), Staiger, Stock e Watson (1997) e Staiger, Stock e Watson (1996)<sup>44</sup> para estimar o intervalo de confiança associado à estimativa da NAIRU. A metodologia utilizada pelos autores para calcular o intervalo de confiança associado à NAIRU consiste em testar a hipótese nula de que o coeficiente constante  $\delta$  na regressão abaixo seja igual a zero, para um possível

valor de  $U_N$ :

<sup>44</sup> A única diferença entre a curva que estamos especificando e aquela utilizada pelos autores é que estes, assim como Ball e Mankiw (2002) preferem trabalhar com a taxa de desemprego defasada em vez da taxa de desemprego corrente. Ver nota de rodapé 41 acima.

-1 0  
-5  
0  
5  
1 0  
2 4 6 8 1 0 1 2  
Taxa de Desemprego %  
Variação da Taxa de Inflação  
Gráfico de Dispersão com linha de Regressão  
Dados mensais ajustados sazonalmente, para o período jan/1960-dez/2003.  
O dado de Inflação é do índice CPI-U

87

$$\Delta\pi_t = \delta + \gamma(U_t - U_N) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Se esta hipótese não for rejeitada, a equação acima é idêntica à formulação mais simples

usualmente adotada na literatura teórica da curva de Phillips aceleracionista:

$$\Delta\pi_t = \gamma(U_t - U_N) + \varepsilon_t$$

o que nada mais é do que uma maneira de reescrever a equação (2) onde  $\alpha = \gamma U_N$  e  $\beta = \gamma$ .

Essa regressão é realizada repetidamente, para cada possível valor da NAIRU.

Todos os

valores de  $U_N$  associados a uma regressão cujo  $\delta$  seja estatisticamente igual a zero farão parte do

intervalo.<sup>45</sup>

O intervalo encontrado foi de 5,2% a 7% para uma NAIRU estimada em 6%, calculada a

partir do modelo aceleracionista mais simples, com dados anuais e com o índice de preço ao

consumidor (CPI-U-RS), com confiança de 95%. É interessante notar ainda que o modelo

estima igualmente mal a inflação para a década de 1990 se a NAIRU for fixada em qualquer um

dos valores desse intervalo de confiança.

O modelo estimado nesse exercício, contudo, não robusto, pois apresentou o problema

autocorrelação serial. O intervalo estimado por Staiger, Stock e Watson (1996) não sofre do

mesmo mal, já que é gerado a partir de um modelo da curva de Phillips mais completo,

semelhante ao modelo triangular de Gordon, mas já definido para a variação da inflação, que

inclui defasagens da variável dependente, da taxa de desemprego e choques de oferta, qual seja:

$$\Delta\pi_t = \alpha + a(L)\Delta\pi_{t-1} + b(L)U_t + c(L)X_t + \varepsilon_t$$

em que  $\beta = \sum_p$

$$j=0 \beta_j$$

$$U_n = \alpha/\beta$$

Os autores estimam que o intervalo de confiança associado a uma NAIRU de 6,2% vai

de 4,74% a 8,31% para o período de 1955 a 1994 utilizando o CPI. Para a década de 1990, o intervalo de 95% de confiança associada à NAIRU de 6,2% é de 5,1% a 7,7%. Dessa forma, os

<sup>45</sup> Experimentos de Monte Carlos realizados pelos autores sugerem que essa metodologia de construção de um intervalo Gaussiano é superior ao método delta para construção de intervalo de confiança.

88

autores chegam à seguinte conclusão: “Our main finding is that the natural rate is measured

quite imprecisely” (Staiger, Stock e Watson, 1996, p. 2).

No artigo de 1996, Staiger, Stock e Watson calculam os intervalos de confiança não só

para a formulação da NAIRU constante como também para a NAIRU variando ao longo do

tempo, especificações que serão abordadas mais adiante nesse capítulo.<sup>46</sup> A conclusão dos

autores é que, independente da especificação da curva de Phillips e dos dados utilizados, a

estimativa da NAIRU é sempre associada a um intervalo de confiança

extremamente grande: “A

central conclusion from this analysis is that a wide range of values of the NAIRU are consistent

with the empirical evidence”. p. 30 “This conclusion is insensitive to model specification”

(Staiger, Stock e Watson, 1996, p. 28).

#### 4.4.2 Mudanças da NAIRU

Essa imprecisão no cálculo da NAIRU significa que a estimativa média de 6% não é bem

representativa dos valores que esta pode assumir ao longo do tempo. O grande intervalo de

confiança associado à estimativa da NAIRU pode indicar que não existe uma única NAIRU ou,

no mínimo, que esta varia significativamente ao passar dos anos. O fato dos intervalos de

confiança associados à NAIRU serem largos faz com que estes englobem a maioria dos valores

observados da própria taxa de desemprego, excluindo-se somente alguns picos e vales extremos.

A variabilidade da NAIRU fica evidente quando se estima a NAIRU a partir do mesmo

modelo utilizado acima, só que para diferentes intervalos de tempo. A tabela abaixo mostra as

<sup>46</sup> Mais precisamente, os autores mostram os resultados de aproximadamente 150 regressões estimadas que variam

por algumas das possíveis combinações entre os seguintes fatores: a) diferentes especificações funcionais da

NAIRU (Constante, *Spline*, *Time Varying* NAIRU ou *Break Point* NAIRU), estas formas funcionais são

apresentadas na sessão 4.6.4; b) diferentes formas de modelar a inflação esperada (como, por exemplo, pela

inflação passada, ou por um processo autoregressivo); c) diferentes deflatores de preços (os índices de preço ao consumidor, CPI e PCE, e o deflator implícito do PIB, além de vários subgrupos desses deflatores); d) diferentes formas de modelar a taxa de desemprego (restrito ou não a determinado grupo da força de trabalho, por exemplo); e) diferentes defasagens da série de desemprego e da inflação; f) inclusão ou omissão de choques de oferta; g) estimação da NAIRU como variável exógena (baseada somente na série de taxa de desemprego) ou derivada a partir da curva de Phillips.

89

estimativas da NAIRU e dos coeficientes da curva aceleracionista, para subperíodos de 1949 a

2003, seguindo a periodização adotada por Serrano (2005).

### **Tabela 3**

#### **NAIRU e Coeficientes por Períodos\***

*fonte: BLS, elaboração própria*

O resultado mostra que, mesmo considerando períodos relativamente longos onde, para

cada um desses períodos, se supõe que a NAIRU é constante, existe uma variação da mesma de

período para período. Também fica evidente a variação nos coeficientes de constante e de

inclinação do modelo, evidenciando a instabilidade temporal da relação entre aceleração da

inflação e taxa de desemprego.

A variabilidade da NAIRU ao longo do tempo, ou a tese mais forte de que existem, para

cada momento do tempo, várias possíveis NAIRUs, não é compatível com o modelo

aceleracionista descrito acima. Algumas de suas hipóteses terão fatalmente que ser relaxadas.

Abaixo exploramos, dentro do contexto do modelo, duas maneiras de justificar a variabilidade

da NAIRU: a primeira associada à hipótese de inércia parcial e a segunda associada à existência

de histerese.

**alfa beta Nairu**

**Compromisso (1949-1967)** 2,4 -0,5 4,4

**Contestação (1968- setembro 1979)** 4,6 -0,7 6,5

**Restauração da hierarquia (outubro 1979 -1984)** 9,0 -1,2 7,5

**Estabilização dólar-flexível (1985-2003)** 2,3 -0,4 5,5

\* O deflator utilizado foi o CPI-U-RS mensal.

90

## **4.5 Mudanças no coeficiente de inércia**

### **4.5.1 Sub períodos de Marques**

Segundo a sugestão de Marques (2004) podemos separar a série em quatro períodos

diferentes, que indicam quatro diferentes “padrões de inflação” nos períodos abaixo listados:

- 1) 1º trimestre de 1960 ao 4º trimestre de 1980;
- 2) 1º trimestre de 1981 ao 1º trimestre 1983;
- 3) 2º trimestre de 1983 ao 2º trimestre de 1991;



4) 3º trimestre de 1991 ao 4º trimestre de 2003.

**Gráfico 15:** Mudanças no Padrão Inflacionário

0  
2  
4  
6  
8  
10  
12  
1960:1  
1962:2  
1964:3  
1966:4  
1969:1  
1971:2  
1973:3  
1975:4  
1978:1  
1980:2  
1982:3  
1984:4  
1987:1  
1989:2  
1991:3  
1993:4  
1996:1  
1998:2  
2000:3  
2002:4

*fonte: BEA, elaboração própria*

No primeiro período a inflação pode ser modelada como uma tendência linear.

O teste

ADF mostra que se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária quando se acrescenta a tendência

determinística enquanto que o teste de PP indica a não rejeição da raiz unitária, ainda que com baixos p-valores associados.

91

**Quadro 21:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço (2)

CPI

Série mensal 1960-1980 p-valor

ADF (lag14) 0,000 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 9) 0,322 Aceita a raiz unitária

CPI sa

Série mensal 1960-1980 p-valor

ADF (lag13) 0,002 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 9) 0,342 Aceita a raiz unitária

CPIrssa

Série mensal 1960-1980 p-valor

ADF (lag12) 0,023 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 8) 0,311 Aceita a raiz unitária

GDP imp

Série trimestral 1960-1980 p-valor

ADF (lag1) 0,043 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 5) 0,196 Aceita a raiz unitária

GDP sa

Série trimestral 1960-1980 p-valor

ADF (lag5) 0,009 Rejeita a raiz unitária  
PP (BW 5) 0,186 Aceita a raiz unitária  
PCE

Série trimestral 1960-1980 p-valor  
ADF (lag5) 0,002 Rejeita a raiz unitária  
PP (BW 5) 0,163 Aceita a raiz unitária

O período que vai do primeiro trimestre de 1981 ao primeiro trimestre 1983, que corresponde à desinflação de Volcker, é excessivamente curto para se realizar testes de raiz unitária. No terceiro período os testes PP e ADF indicam a não rejeição da hipótese de existência de raiz unitária, ainda que este último apresente p valores bastante baixos.

92

**Quadro 22:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço (3)

CPI  
Série mensal 1983-1991 p-valor  
ADF (lag1) 0,089 Aceita a raiz unitária  
PP (BW 3) 0,337 Aceita a raiz unitária  
CPI sa

Série mensal 1983-1991 p-valor  
ADF (lag1) 0,116 Aceita a raiz unitária  
PP (BW 2) 0,350 Aceita a raiz unitária  
CPIrssa

Série mensal 1983-1991 p-valor  
ADF (lag1) 0,086 Aceita a raiz unitária  
PP (BW 1) 0,338 Rejeita a raiz unitária  
GDP imp

Série trimestral 1983-1991 p-valor  
ADF (lag1) 0,215 Aceita a raiz unitária  
PP (BW 3) 0,213 Aceita a raiz unitária  
GDP sa

Série trimestral 1983-1991 p-valor  
ADF (lag1) 0,180 Aceita a raiz unitária  
PP (BW 2) 0,210 Aceita a raiz unitária  
PCE

Série trimestral 1983-1991 p-valor  
ADF (lag0) 0,415 Aceita a raiz unitária  
PP (BW 1) 0,354 Aceita a raiz unitária

No quarto período (basicamente a década de 90) a inflação média seria uma constante

menor e os testes ADF e PP indicam, para todos os deflatores utilizados, que se pode rejeitar a hipótese de raiz unitária.

93

**Quadro 23:** Testes de Raiz Unitária para os Diferentes Índices de Preço (4)

CPI  
Série mensal 91-2003 p-valor  
ADF (lag12) 0,052 Rejeita a raiz unitária  
ADF (lag1) 0,010 Rejeita a raiz unitária  
PP (BW 7) 0,008 Rejeita a raiz unitária  
CPI sa

Série mensal 91-2003 p-valor  
ADF (lag12) 0,050 Rejeita a raiz unitária  
ADF (lag1) 0,011 Rejeita a raiz unitária  
PP (BW 7) 0,009 Rejeita a raiz unitária

CPIrssa

Série mensal 91-2003 p-valor

ADF (lag12) 0,030 Rejeita a raiz unitária

ADF (lag1) 0,012 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 8) 0,007 Rejeita a raiz unitária

GDP imp

Série trimestral 91-2003 p-valor

ADF (lag0) 0,026 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 1) 0,029 Rejeita a raiz unitária

GDP sa

Série trimestral 91-2003 p-valor

ADF (lag1) 0,057 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 3) 0,027 Rejeita a raiz unitária

PCE

Série trimestral 91-2003 p-valor

ADF (lag1) 0,026 Rejeita a raiz unitária

PP (BW 1) 0,033 Rejeita a raiz unitária

Os testes indicam que, uma vez levada em consideração as mudanças estruturais e

padrões de inflação de cada período, podemos rejeitar a hipótese de soma unitária dos

coeficientes defasados da inflação do modelo aceleracionista para a década de 90, enquanto que

para a década de 80 os resultados não são conclusivos, mas tendem mais à rejeição da hipótese.

Na década de 60 e 70, com a hipótese do PIB ser tendência-estacionário linear, a raiz unitária é

rejeitada no teste ADF mas aceita no teste de PP.

#### **4.5.2 Defesas e críticas à inércia completa na literatura empírica**

Na literatura empírica existe muita evidência de que a inércia inflacionária na economia

norte americana tenha diminuído a partir de 1983 e, de forma mais intensa, na década de 90. Até

94

o momento, existem apenas dois trabalhos notórios que reportam coeficientes de inércia altos,

próximos à unidade, que são os trabalhos de Stock (2001) e Pivetta e Reis (2002), ambos com

métodos parecidos de estimação.

Pivetta e Reis (2002) utilizam o método de Cogley e Sargent (2001), um processo AR

Bayesiano, que permite variação nos coeficientes ao longo do tempo. O método permite a

mudança na variância da inflação e a existência de uma raiz unitária. A inércia estimada tem

valor próximo, embora ainda inferior, à unidade, mas com um grande intervalo de confiança

associado (como ilustra a figura 5b do artigo, p. 34).

Alternativamente Pivetta e Reis utilizam também o modelo clássico, com estimação da

mediana não viesada de Andrews e Chen (1994), que evita as distorções criadas pelo método de

mínimos quadrados ordinários, quando a série contém uma raiz unitária. A estimação é feita de maneira recursiva, isto é, partindo de um tamanho mínimo da amostra, vai-se aumentando um a um o número de observações. Outra forma utilizada é considerando janelas temporais da amostra de 14 anos que vão se sobrepondo a cada observação inicial da amostra.

Podemos tecer algumas considerações críticas ao trabalho de Pivetta e Reis (2002). Em primeiro lugar, o problema da estimativa recursiva é que a amostra sempre incorpora as observações iniciais das décadas de 60 e 70 quando a inflação tinha uma tendência de crescimento linear. Naturalmente, esse procedimento pressiona o coeficiente de inércia para cima. Já no caso da estimativa pela mediana com janelas temporais de 14 anos, o valor estimado da inércia, embora ainda alto (como fica claro no gráfico 8b do trabalho) é, ainda assim, inferior à unidade na segunda metade da década de 1990 e, além disso, e mais importante, com um intervalo de confiança assimétrico para baixo.

Nessa mesma linha de argumentação, Levin e Piger (2004) criticam o modelo clássico utilizado por Pivetta e Reis (2002) por não incorporar a mudança estrutural na inércia

95

inflacionária observada no início dos anos 1990.<sup>47</sup> Para Levin e Piger (2004) o resultado encontrado por Pivetta e Reis (2002) e Stock (2001) é viesado mesmo quando se utilizam janelas da amostra, uma vez que essas ainda assim não excluem o início dos anos 1990 nas estimativas da inércia ao longo da década, de forma que não excluem o período de mudança estrutural da inércia inflacionária.

No caso do AR Bayesiano de Pivetta e Reis (2002) também notam que existe uma brutal assimetria do intervalo de confiança estimado, que é maior (tornando-se até mesmo negativo) para baixo e menor para cima a partir de 1983. Ademais o AR Bayesiano também foi adotado nos trabalhos de Levin e Piger (2004) e Cogley e Sargent (2003) mas apresentaram um resultado totalmente diferente, qual seja, um coeficiente de inércia muito inferior à unidade a partir de 1983.

Portanto os resultados de Stock (2001) e Pivetta e Reis (2002) são exceções na literatura.

Podemos citar alguns exemplos. Taylor (2000) estima que o coeficiente da soma de coeficientes autorregressivos é 0,94 no período de 1960 a 1979 e 0,74 de 1982 a 1999. O intervalo de confiança da maior raiz autorregressiva, através do método de Stock (1991) é de 0,94 a 1,05 para o primeiro período e 0,50 a 0,86 para o segundo período. Martin & Rowthorn (2004) estimam a inércia de 0,81 pelo método de MQO e 0,94 pelo SUR no período de 1968 a 1983. No período de 1984 a 2003 os resultados são 0,61 e 0,37 pelo MQO e pelo SUR, respectivamente. Fair (1999) mostra que testes rejeitam a hipótese de inércia completa, mesmo quando se faz as correções necessárias à distribuição de probabilidade para lidar com a presença de raiz unitária nas séries de inflação.

Os trabalhos de Gadzinski e Orlandi (2004) e Levin e Piger (2004) adotam o procedimento de estimação da inércia inflacionária para o período 1984 a 2003 sob a hipótese de

<sup>47</sup> Para um elucidativo trabalho sobre a dificuldade de medir a inércia em modelos univariados (autorregressivo), ver Marques (2004). O autor ressalta que é na verdade praticamente impossível separar os efeitos de variação da inércia de efeitos de variação na média da inflação, mostrando o *trade off* existente entre essas duas variáveis: quanto mais se permite uma variação da média da inflação ao longo do tempo menor a inércia, e vice-versa.

96

que possa existir uma quebra estrutural na média da inflação (que é representada pelo coeficiente de constante do modelo autorregressivo). Ambos os trabalhos utilizam o teste de Quandt (1960) para detectar a presença de mudança estrutural no intercepto do modelo autorregressivo. Neste teste o ponto da mudança estrutural não é escolhido pelo pesquisador, mas sim pelo próprio teste através de comparações do parâmetro da constante estimado para vários sub períodos da amostra. Gadzinski e Orlandi (2004) detectam uma mudança estrutural no primeiro trimestre de 1991 para o índice de preço ao consumidor (CPI) e no segundo trimestre de 1991 para o deflator do PIB. Em cada uma dessas datas a média da inflação anualizada cai 1,40 pontos percentuais, no caso do deflator do PIB, e 1,80, no caso do CPI. Sob a hipótese de que existe essa mudança na média da inflação, a inércia é estimada através da mediana não viesada e se iguala a 0,52 para o deflator do PIB e 0,40 para o CPI.

Levin e Piger (2004), por sua vez, chegam à conclusão que houve uma mudança na inflação média no primeiro trimestre de 1991 para a inflação medida pelo PCE e no segundo trimestre para o deflator do PIB e o CPI. Incorporando a informação de que houve essa mudança, a inércia é estimada em 0,65 pelo o CPI, 0,41 pelo o PCE e 0,36 pelo o deflator do PIB. Ademais, o teste de raiz unitária rejeita a hipótese de raiz unitária para todos os três índices citados.

97

#### **4.6 Endogeneidade da NAIRU e efeitos da histerese**

##### **4.6.1 Histerese forte e fraca na taxa de desemprego**

Histerese é o fenômeno em que a NAIRU é uma função da taxa de desemprego efetiva

passada. <sup>48</sup> Para Gordon (1989) a histerese é definida a partir da seguinte equação:

$$U_N = \eta U_{t-1} + Z_t$$

em que, segundo o autor,  $Z_t$  representa um determinante microeconômico. A histerese

completa acontece quando  $\eta=1$ :

$$U_N = U_{t-1} + Z_t$$

A histerese fraca acontece quando  $0 < \eta < 1$ .

Existem várias interpretações ortodoxas para a existência de histerese (ver Ball e

Mankiw, 2002). A mais comum diz respeito ao efeito sobre a força de trabalho de um aumento

da taxa de desemprego. Dessa forma, o efeito de um aumento temporário na taxa de desemprego

causado por uma política econômica contracionista acaba se tornando permanente porque leva a

um afastamento do mercado de trabalho de um trabalhador que perde capital humano. Essa

perda pode ser traduzida em uma diminuição do produto marginal do trabalho, levando a um

aumento da taxa natural de desemprego.

Naturalmente, nessa interpretação, 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.

<sup>48</sup> O efeito histerese foi largamente evidenciado para as economias européias na década de 80 (ver Ball, 1996).

98

Uma maneira alternativa de definir a histerese é pela equação abaixo:

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

O caso de  $\eta=0$  equivale à NAIRU constante. No caso de  $\eta=1$ , substituindo a equação acima na curva de Phillips aceleracionista, o que acontece é justamente que a variação da taxa de desemprego é que vai ser relacionada à variação da inflação:

$$\Delta\pi_t = \gamma(U_t - U_N) + \varepsilon_t$$

$$\Delta\pi_t = \gamma(U_t - U_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Logo a histerese completa implica na inexistência de uma NAIRU. A histerese parcial

equivale a assumir que  $0 < \eta < 1$ . Quanto maior  $\eta$ , mais forte é o efeito da histerese e o peso da

variação da taxa de desemprego e tanto menor é o coeficiente associado ao nível da taxa de

desemprego ( $\gamma(1-\eta)$ ), o que é possível derivar a partir de:

$$\Delta\pi_t = \gamma(U_t - (\eta U_{t-1} + (1-\eta)Z) + \eta U_t - \eta U_t) + \varepsilon_t = \gamma(1-\eta)U_t + \gamma\eta(U_t - U_{t-1}) - \gamma(1-\eta)Z + \varepsilon_t$$

Como  $\eta < 1$  a NAIRU existe mas não é constante no curto prazo. Mas no longo prazo é

dada por Z. De fato, como no longo prazo a aceleração da inflação, a variação da taxa de

desemprego e também os choques de oferta são todos iguais a zero, temos que:

$$0 = \gamma(1-\eta)U_t - \gamma(1-\eta)Z$$

$$U_N = U_t = Z$$

#### 4.6.2 A existência de histerese parcial na taxa de desemprego

Uma maneira de testar se a histerese para a taxa de desemprego é fraca ou forte, é através

do teste do coeficiente relacionado ao nível da taxa de desemprego. Na equação

$$\Delta\pi_t = \gamma(1-\eta)U_t + \gamma\eta(U_t - U_{t-1}) - \gamma(1-\eta)Z + \varepsilon_t$$

vemos que se  $\gamma(1-\eta) = 0$  é porque  $\eta=1$  ou  $\gamma=0$ . Como consequência, uma maneira de

verificar se a histerese é fraca ou forte é verificando se o coeficiente do nível da taxa de

99

desemprego é zero ou não. Podemos entender o argumento mais facilmente através da equação

mais simplificada da curva aceleracionista:

$$\Delta\pi_t = \alpha + \beta U_t + \varepsilon_t$$

Se  $\beta$  fosse igual à zero obviamente não seria possível derivar uma NAIRU, já que o

desemprego não afetaria a aceleração da inflação. Neste caso, a NAIRU, definida como  $U_N =$

$\alpha/\beta$ , seria evidentemente indeterminada. É claro que este é apenas um caso hipotético e que

$\beta = 0$ , nesse caso, também anula a existência da própria curva de Phillips. A hipótese faz mais sentido quando testada num modelo mais completo, como aquele utilizado por Staiger, Stock e Watson (1996), já mencionado anteriormente, e semelhante ao modelo triangular de Gordon, especificado para a variação da inflação e que inclui lags da variável dependente  $\Pi$ , da taxa de desemprego  $U_t$  e choques de oferta  $X$ .

$$\Delta\Pi_t = \alpha + a(L)\Delta\Pi_{t-1} + b(L)U_t + c(L)X_t + \varepsilon_t$$

em que  $\beta = \sum p$

$$j=0 \beta_j$$

$$U_n = \alpha/\beta$$

A soma dos coeficientes associados à taxa de desemprego  $\beta$ , quando zero, torna a

NAIRU indeterminada. Repare que a hipótese de que  $\beta = 0$  corresponderia ao fato da taxa de

desemprego não ser significativa no nível, mas apenas na sua variação e nas defasagens dessa

variação. De fato, para o caso de  $p=2$  temos  $\Delta\Pi_t = \alpha + a(L)\Delta\Pi_{t-1} + \beta_1 U_t + \beta_2 U_{t-1} + c(L)X_t + \varepsilon_t$ .

Se  $\beta_1 + \beta_2 = 0$ , então podemos reescrever o termo associado à taxa de desemprego da equação

acima da seguinte forma:  $\beta_1(U_t - U_{t-1})$ .

Portanto a equação fica:

$$\Delta\Pi_t = \alpha + a(L)\Delta\Pi_{t-1} + \beta_1(U_t - U_{t-1}) + c(L)X_t + \varepsilon_t$$

Somente a variação da taxa de desemprego é que é significativa no modelo, mas não o

nível da taxa de desemprego, assim como ocorre quando se adota a hipótese de histerese forte.

100

No caso em que  $p=3$  o termo associado à taxa de desemprego seria  $\beta_1 U_t + \beta_2 U_{t-1} + \beta_3 U_{t-2}$ .

Se  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$  então substituindo  $\beta_2$  por  $-\beta_1 - \beta_3$  podemos reescrever esse termo da seguinte

forma:  $\beta_1(U_t - U_{t-1}) - \beta_3(U_{t-1} - U_{t-2})$ . Portanto sempre em função da variação da taxa de

desemprego, mas não do nível da taxa de desemprego. O mesmo vale para qualquer outro valor

de  $p$ .

A evidência empírica mostra que o caso de  $\beta$  igual a zero pode ser forte demais e não é

necessariamente verdadeiro. Em Staiger, Stock e Watson (1996) a hipótese de um  $\beta = 0$  é

rejeitada em testes de hipótese. Porém, segundo os autores, o fato dessa variável ser muito baixa

na maioria das especificações de regressões utilizadas é que leva à imprecisão da estimativa da



NAIRU.<sup>49</sup> Repare que um  $\beta$  (em módulo) muito baixo (próximo, mas não exatamente igual a zero) é compatível com a existência de histerese fraca. Um outro problema de supor que existe uma histerese forte para a taxa de desemprego é que essa hipótese requer que a mesma seja bem representada por um *random walk* e, portanto, requer a existência de uma raiz unitária para a série. Porém, a taxa de desemprego é uma das poucas variáveis macroeconômicas que não se registra a existência de raiz unitária. No trabalho seminal de Nelson e Plosser (1982), por exemplo, essa foi a única variável para a qual os autores não registraram a existência de raiz unitária.

<sup>49</sup> Mesmo não encontrando que  $\beta$  seja exatamente igual a zero, King, Stock e Watson (1996) e Staiger, Stock e Watson (1996) sugerem que se abandone as estimativas da NAIRU na formulação de política monetária e se trabalhe somente com a variação da taxa de desemprego. "The resulting estimates of the NAIRU were very imprecise, which is consistent with the theory that future inflation is better predicted by changes in the unemployment rate than by the size of the unemployment gap (difference between unemployment and the NAIRU)" (King, Stock e Watson, 1996, p. 10). Além disso, os autores sugerem a existência do efeito histerese no desemprego para os EUA, da mesma maneira que já foi verificado para os países Europeus (Ball, 1996). Staiger, Stock e Watson, por exemplo, afirmam: "An extreme conclusion to draw from these results would be that a natural rate does not exist. This argument could either be based on a belief that the NAIRU has shifted, or on the wide confidence intervals surrounding the estimates. A theoretical justification for such a position could be that the hysteresis that has been proposed as a description of European unemployment (Blanchard e Summers, 1996) is present in the U.S. economy as well, so that there is no rate of unemployment that is in general consistent with constant inflation" (Staiger, Stock e Watson, 1997, p. 47). Em Staiger, Stock e Watson (1997), os autores testam várias alternativas de variáveis antecedentes para a inflação e chegam à conclusão que o conhecimento da NAIRU para a previsão da inflação é totalmente irrelevante.

101

#### **4.6.4 A histerese fraca no desemprego e a Time Varying NAIRU**

A presença de histerese fraca para a taxa de desemprego foi amplamente aceita na década de 90 na literatura sobre a NAIRU. Isso porque todos os autores que trabalhavam com curva de Phillips passaram a modelar a NAIRU como variável ao longo do tempo. Existem diversas maneiras de estimar a NAIRU quando se leva em consideração que esta não é fixa, mas pode sofrer mudanças ao longo do tempo por efeito de histerese. A partir do modelo

aceleracionista a NAIRU pode assumir as seguintes formas:

$$\Delta \Pi_t = \alpha + a(L)\Delta \Pi_{t-1} + b(L)(U_t - U_N$$

$$t) + c(L) X_t + \varepsilon_t$$

$$U_{Nt} = U_N \text{ (é o caso de NAIRU constante)}$$

$U_{Nt} = U_i$  se  $t_{i-1} < t \leq t_i$   $i = 1, \dots, I$  (é o caso de NAIRU constante, para subperíodos de tempo)

$U_{Nt} = \phi' S_t$  ( $S_t$  = um *spline*, também tem a características de ter pontos de mudanças

assim como na função anterior, porém entre os pontos a NAIRU não é constante mas

pode apresentar uma mudança contínua. Tipicamente um *spline* é um polinômio de grau

3 com primeira e segunda derivadas contínuas).

$U_{Nt} = hp(U_t)$  (o filtro HP computa a série suavizada da taxa de desemprego. O filtro

minimiza a distância entre a série e a tendência da série, sujeito a um termo que penaliza

a aceleração da componente de tendência relativa à componente de ciclo, através de um

parâmetro que controla o grau de alisamento da série)

$$U_N$$

$$t = U_N$$

$$t-1 + \eta_t \text{ logo } U_N$$

$$t - U_N$$

$$t-1 = \eta_t \text{ tal que } E(\eta_t) = 0; \text{ Var}(\eta_t) = \sigma_2; E(\eta_t \varepsilon_t) = 0 \text{ (a}$$

chamada Time Varying NAIRU, supõe que as variações da NAIRU são estocásticas).

Cada uma dessas formulações requer a escolha de pelo menos um parâmetro que acaba

por impor um grau arbitrariedade na estimativa da NAIRU. A formulação de *spline* requer a

escolha dos pontos de mudança de inclinação do polinômio. A utilização do filtro Hodrick102

Prescott requer que se estipule um grau de alisamento para o filtro. A estimativa da NAIRU

modelada como um passeio aleatório requer a estipulação de um valor para a variância do termo

aleatório ( $\sigma_2$ ).

O *spline* é utilizado por Staiger, Stock e Watson (1996, 1997). A time varyng NAIRU é

a utilizada por Gordon (1997, 1998). O critério adotado pelo autor é que  $\sigma_2$  seja a maior

possível, sujeito à restrição de que não haja reversões de curto prazo, de um trimestre para o

outro. Em Gordon (1997)  $\sigma_2$  é fixado em 0,3; em Gordon (1998), 0,9 e em Gordon e Eller

(2001), 0,15. Ball e Mankiw (2002) utilizam o filtro HP e trabalham com dois parâmetros:

aquele normalmente utilizado para séries anuais, de 100, mas preferem um grau de alisamento

bem superior, de 1000. Os autores não fornecem uma explicação do critério de escolha desse parâmetro.

A especificação de determinada forma funcional para a variação da NAIRU e a imposição de parâmetros que delimitem sua variação ao longo do tempo são procedimentos tão arbitrários quanto a imposição da soma unitária dos coeficientes da formulação da NAIRU constante.

Abaixo mostramos um exemplo do que poderia ser a trajetória da NAIRU, utilizando série de dados mensais. Utilizamos um parâmetro de 1440000, em vez daquele que normalmente se utiliza para séries mensais (14400).

103

**Gráfico 16** Taxa de desemprego (%)

*fonte: BLS, elaboração própria*

O gráfico mostra que, de maneira estilizada, a NAIRU foi maior nas décadas de 1970 e

1980; na década de 1990 diminuiu, mas ainda assim foi superior do que na década de 1950 e

1960. Essa mesma trajetória da NAIRU é obtida pelas diferentes formas de cálculo listadas

acima.

Dessa forma, não existe muita diferença entre as estimativas da NAIRU variável, pelo

menos no que concerne à trajetória geral da série. O que é importante notar é que a NAIRU

variável, mesmo quando calculada de diferentes maneiras, nada mais é que uma tendência de

mudança da própria taxa de desemprego observada, o que implica que se está supondo

implicitamente a presença de histerese fraca na taxa de desemprego.

**4.6.5** A histerese fraca no desemprego e a histerese forte no produto e no emprego

A falta de histerese forte para a taxa de desemprego, contudo, não é indício de que vale a

interpretação ortodoxa de histerese e que a NAIRU, no longo prazo, exista e seja determinada

por fatores de oferta.

2

3

4

5

6

7

8

9

10

11

5055606570758085909500  
OBSERVADAHP TREND1440000

104

Em primeiro lugar o modelo novo keynesiano em que está baseada a hipótese de

histerese fraca, como vimos nos capítulos anteriores, não é compatível com a existência de histerese forte no produto (ou, equivalentemente, com a presença de raiz unitária no produto), que mostra que o produto efetivo e o potencial (e estoque de capital) têm que ser determinados pelos mesmos fatores. Em segundo lugar, a falta de raiz unitária na taxa de desemprego pode ser justificada pela influência da dinâmica da força de trabalho. Se por um lado, acontece o efeito histerese sobre o emprego, por outro lado, a taxa de desemprego sofre influência também da dinâmica da força de trabalho que, no longuíssimo prazo, pode acabar se ajustando a patamares maiores ou menores de emprego. Dessa forma, o que é importante é aplicar o teste de presença de raiz não para a taxa de desemprego mas para a série de emprego. O quadro 24 mostra que todos os testes inequivocamente acusam a presença de raiz unitária nesta série.

105

#### **Quadro 24: Testes de Raiz Unitária para o Emprego**

Série anual 1947-2004 Regressores p-valor  
 ADF (lag1) Constante e Tendência 0,1307 Aceita a raiz unitária  
 PP (BW 4) Constante e Tendência 0,322 Aceita a raiz unitária

#### **Valores críticos Estatística**

DF-GLS (lag 2) Constante e Tendência -1,35  
 0,01 -3,75 Aceita a raiz unitária  
 5% -3,17 Aceita a raiz unitária  
 10% -2,88 Aceita a raiz unitária  
 KPSS (BW 5) Constante e Tendência 0,22  
 0,01 0,216 Rejeita a estacionariedade  
 5% 0,146 Rejeita a estacionariedade  
 10% 0,119 Rejeita a estacionariedade  
 ERS-P (lag 1) Constante e Tendência 17,234  
 0,01 4,23 Aceita a raiz unitária  
 5% 5,71 Aceita a raiz unitária  
 10% 6,77 Aceita a raiz unitária  
 Ng-Perron test statistics (lag 2) Constante e Tendência  
 MZa -4,22  
 0,01 -23,80 Aceita a raiz unitária  
 5% -17,30 Aceita a raiz unitária  
 10% -14,20 Aceita a raiz unitária  
 MSB 0,34  
 0,01 0,14 Aceita a raiz unitária  
 5% 0,17 Aceita a raiz unitária  
 10% 0,19 Aceita a raiz unitária  
 MZt -1,43  
 0,01 -3,42 Aceita a raiz unitária  
 5% -2,91 Aceita a raiz unitária  
 10% -2,62 Aceita a raiz unitária  
 MPT 21,40  
 0,01 4,03 Aceita a raiz unitária  
 5% 5,48 Aceita a raiz unitária  
 10% 6,67 Aceita a raiz unitária

Na interpretação adotada nesse trabalho, como já foi descrito no capítulo anterior, o nível de emprego depende da demanda efetiva. O produto potencial segue o produto corrente, no

longo prazo, pelo o princípio da demanda efetiva e o investimento produtivo é induzido pela demanda (Serrano, 1996). Dessa forma, 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. Isso faz com que a tendência do emprego diminua permanentemente. 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.

106

Por definição, o nível de emprego (E) pode ser escrito como o produto vezes o coeficiente de trabalho por unidade de produto (I).

$$E = I Y$$

O nível de longo prazo do emprego do trabalho<sup>50</sup> ocorre quando  $Y=Y^*$

$$E^* = I Y^*$$

Dessa forma o hiato do emprego é função do hiato do produto:

$$E - E^* = I (Y - Y^*)$$

A existência de histerese forte no produto aliada ao fato do produto corrente ser determinado pela demanda efetiva tem como consequência o fato do produto efetivo determinar

o potencial, levando a uma tendência de longo prazo de fechamento do hiato do produto, pelo

ajustamento da capacidade à demanda. Isso faz com que o hiato do emprego também tenha uma tendência a se fechar.

Por definição, o hiato do desemprego também vai depender do hiato do produto:

$$\text{Como } U_t - U_N = (N-E)/N - (N-E^*)/N$$

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

O tamanho da força de trabalho altera tanto o denominador da taxa efetiva quanto da taxa

natural de desemprego e, portanto, embora altere a magnitude das duas, não tem como eliminar

a diferença entre elas. 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. A dinâmica da força de trabalho pode alterar de alguma forma

(desacelerando ou acelerando) esse ajustamento, mas não vai mudar a direção do mesmo. Dessa

forma, mesmo que só haja histerese fraca na taxa de desemprego, a presença de histerese forte

no produto (dada pela presença de uma raiz unitária) é suficiente para garantir a falta de

utilidade prática da NAIRU.

<sup>50</sup> Para Serrano (1996) o produto potencial não é dado por todos os fatores de produção (incluindo trabalho), mas

sim, somente pelo capital, já que a força de trabalho é suposta abundante em relação ao capital. Logo o emprego de longo prazo vai depender somente da acumulação de capital.

107

#### **4.6.6 O hiato do produto e a NAICU**

Exatamente por conta dos possíveis ajustes da oferta de trabalho alguns autores (por exemplo, Corrado e Matthey, 1997 e Martin e Rowthorn, 2004) preferem não usar o hiato do desemprego, isto é, a diferença entre a taxa de desemprego corrente e a NAIRU e sim o hiato do produto (diferença entre produto corrente e capacidade produtiva) como medida de pressão de demanda. O argumento é que a chamada NAICU, isto é, o grau de utilização a partir do qual a inflação acelera, é bem mais estável que a NAIRU. Isto de fato ocorre, já que o hiato do desemprego acaba sendo afetado por alterações na força de trabalho. Segundo Serrano (2006), contudo, estes autores nem sempre deixam claro que mesmo um modelo aparentemente aceleracionista, com uma NAICU constante e exógena, não gera o resultado aceleracionista desejado. A existência de histerese forte no produto mostra que, mesmo mantendo a hipótese de inércia completa, não existe um valor do grau de utilização que quando atingido faça a inflação acelerar continuamente. Isto porque a histerese forte do produto garante que os choques de demanda sejam temporários, pois a capacidade acaba se ajustando à demanda e, dessa forma, a aceleração da inflação em vez de permanente é temporária durante o período de ajustamento (uma vez que o hiato do produto tende a se fechar endogenamente). Mesmo que o grau de utilização fique acima da NAICU, a aceleração da inflação vai acabar quando o produto potencial aumentar e hiato do produto fechar. Portanto essa aceleração não será permanente. A existência de uma NAICU estável exigiria que o produto potencial fosse independente do produto efetivo e, portanto, que não houvesse histerese forte no produto. Dessa forma, assim como não existe NAIRU não existe NAICU.

108

#### **4.7 Choques de oferta e mudanças distributivas**

##### **4.7.1 Choques de Oferta “temporários”?**

Muitos autores justificaram o *puzzle* do deslocamento temporário da curva de Phillips da década de noventa como fruto de pura sorte (ver Blinder e Yellen (2001) e Gordon (1998)). Isso

porque a inflação não sofreu pressão de aumento por parte dos custos fundamentais da economia. Entre estes, destacam-se o preço do petróleo e das commodities (energia e alimentos em geral). Houve uma grande valorização do dólar entre 1995 e 1998 além de uma diminuição do preço do petróleo entre 1996 e 1999. A importância da componente de custo também se verifica pelo fato dos autores adicionarem novas variáveis aos choques de oferta na Curva de Phillips, como o preço de tratamento médico e até mesmo de computadores, além dos tradicionalmente usados “*food and energy*”. Contudo, nos anos de 1999 e 2000 esses choques passaram a trocar de sinal: o preço do petróleo voltou a subir e o movimento de apreciação do dólar perdeu força. Ainda assim, contudo, a inflação não disparou. Dessa forma, surgiu na literatura um outro elemento importante, que é a tese de que o comportamento da produtividade do trabalho teve, direta ou indiretamente, o importante papel de manter baixa a inflação a partir de 1995 (Blinder, 2000 e Economic Report of the President, 2000). Ocorreu que o aumento da produtividade, resultado da “nova economia”, fez deslocar a relação entre inflação e desemprego, baixando a NAIRU. O evidente fracasso empírico do modelo aceleracionista levou Ball e Moffit (2001) a desenvolverem um modelo com base na teoria do “wage aspiration”. Esta teoria é inspirada na tradição heterodoxa de modelos de conflito distributivo que foi difundida a partir do trabalho influente de Rowthorn (1977), incorporando o impacto da mudança da produtividade na curva de Phillips.

109

A aspiração salarial é o salário real que os trabalhadores consideram justo. O modelo considera que a aspiração salarial i) afeta o salário que os trabalhadores recebem e ii) é uma função do crescimento passado do salário. A hipótese é que os trabalhadores estão acostumados a uma determinada evolução do poder de compra e ajustam gradualmente a aspiração salarial às mudanças na taxa de crescimento da produtividade do trabalho. Dessa forma, a aspiração salarial depende da taxa de crescimento do salário real vigente no passado. Se a taxa de

crescimento da produtividade se acelera, durante um tempo, esse ganho de produtividade não será incorporado nos salários porque os trabalhadores têm aspirações salariais compatíveis com o que acontecia no passado.

Ao contrário dos modelos de conflito distributivo onde a distribuição de renda pode ter mudanças permanentes, o modelo de Ball e Mofit tem a restrição de que, no longo prazo, a taxa de crescimento do salário real se iguale à taxa de crescimento da produtividade do trabalho (e assim a parcela salarial fica constante ao longo do tempo), que é o “*benchmark*” da teoria neoclássica, condição de *steady state* do modelo. Assim, após esse choque de produtividade, a NAIRU diminui, mas tende a voltar para o nível inicial no momento em que os trabalhadores percebem o aumento da produtividade ocorrido. Além disso, o valor da NAIRU é calculado também sob a hipótese de *steady state*. Dessa forma, os movimentos da diferença entre a taxa de crescimento do salário e da produtividade são tratados como um choque de oferta, com efeito temporário sobre a inflação.<sup>51</sup>

Os autores testam a influência da diferença entre o crescimento da produtividade corrente e o crescimento passado do salário real na curva de Phillips aceleracionista. O resultado é uma diminuição e quase desaparecimento da superestimação da inflação, sobretudo na segunda metade da década de 90. Dessa forma, segundo essa interpretação, o que aconteceu na década de 90 foi que taxa de crescimento salarial não acompanhou a taxa de crescimento da

<sup>51</sup> Os autores fazem uma tentativa de expurgar o efeito pró-cíclico da produtividade do trabalho, regredindo-a com o número de horas trabalhadas (que é uma *proxy* para o ‘esforço’ dos trabalhadores) e utilizando o resíduo dessa regressão como a medida “verdadeira” da produtividade. Contudo, a utilização dessa série não gera resultados muito distintos da utilização da própria produtividade.

110

produtividade. A produtividade começou a acelerar no momento em que a aspiração salarial estava muito baixa, ainda atrelada à diminuição da taxa de crescimento da produtividade iniciada na década de 70.

Cabe, nesse ponto, duas observações em relação ao trabalho dos autores. Pelo modelo, o impacto positivo desse choque de oferta de meados da década de 90 é apenas temporário, de



forma que a NAIRU tenderia a voltar para seu antigo patamar. Porém, como notam os próprios autores, segundo suas estimativas esse “choque de oferta” tem um efeito permanentemente sobre a inflação. A diferença entre a taxa de crescimento da produtividade e a aspiração salarial é decomposta em uma parte cíclica e uma tendência. A última tem impacto bastante significativo e com coeficiente maior do que a componente cíclica, resultado econométrico contraditório à teoria dos autores (Ball e Moffit, 2001, p. 18). Em segundo lugar, para os autores, a NAIRU não vai voltar para o patamar de 6,2% observado no período de 1962 a 1995 porque nesse período a taxa de crescimento da produtividade foi menor que a aspiração salarial. A verdadeira NAIRU seria próxima a 5,1%, maior do que a taxa de desemprego observada depois de 1996 (4,2%), porém menor que a vigente antes de 1996 (6,2%). Essa estimativa da NAIRU, contudo, não é a de *steady state* como deveria ser, caso fosse seguida a restrição do modelo teórico utilizado pelos autores (Ball e Moffit, 2001 p. 24). A NAIRU é estimada sem a restrição de que a taxa de crescimento da aspiração salarial tenha que ser igual à taxa de crescimento da produtividade. Portanto, sem a hipótese de que essa variável tenha um efeito somente temporário sobre a NAIRU. Mais recentemente Gordon (2005) e Koenig (2001) também incorporaram o fato de que os salários reais têm, no período mais recente, crescido menos que a produtividade e que isso tem diminuído a tendência da inflação. Porém, estes autores encaram essas mudanças como temporárias que serão, mais cedo ou mais tarde, compensadas com mudanças de sinal oposto.

111

#### **4.7.2** Implicações teóricas para os fatos estilizados

Como vimos então, são três as hipóteses do modelo aceleracionista. A primeira é a suposição de que o coeficiente da inflação passada (ou, equivalentemente, na versão aumentada, a soma dos coeficientes da inflação passada), que mede a inércia da inflação, é estipulado como sendo igual a um, o que é justificado pela presença de expectativas adaptativas ou de alguma forma de rigidez nominal de salários ou preços. A segunda é a hipótese de que o produto

potencial é determinado pelas forças de oferta, de forma independente do produto corrente, visto como sendo determinado pelo lado da demanda. A terceira é a hipótese de que os choques de oferta são aleatórios e, na média, se anulam ao longo do tempo. Vimos que não existe comprovação empírica para justificar uma inércia completa na inflação americana, ao menos na década de 90. O resultado da literatura e dos testes de raiz unitária para subperíodos mostra que não existe razão para que todos os preços na economia norte americana estejam totalmente indexados à inflação passada. "It is true that in reality there is some inertia for a number of reasons including formal or informal contract indexation schemes, but there is absolutely no reason to assume that for the economy as a whole there will be full indexing of past inflation" Serrano (2005). A consequência de relaxar essa hipótese, mantendo válidas as outras duas, é que a curva deixa de ser aceleracionista e se torna igual à antiga curva de Phillips onde existe um *trade-off* de longo prazo entre a inflação e o hiato do produto. Isto é, o relaxamento da hipótese da soma unitária dos coeficientes tem a consequência importante de tornar necessário relaxar a hipótese da unicidade da NAIRU, dando margem para a existência de diversas taxas de desemprego que não aceleram a inflação. A segunda hipótese é que o produto potencial é determinado pelas forças de oferta, de forma independente do produto corrente, visto como sendo determinado pelo lado da demanda. Na verdade temos aqui duas hipóteses em uma: em primeiro lugar que o produto é determinado

112

pelo lado da oferta e em segundo lugar que é determinado de forma independente do produto corrente. Em primeiro lugar, não existe evidência que o produto potencial seja determinado de forma independente do produto corrente. Como foi discutido no capítulo 2, a evidência da existência de raiz unitária para o PIB (histerese forte) mostra que existe uma interdependência entre a tendência do PIB (ou o produto potencial) e o PIB corrente. Além disso, como discutido no capítulo 3, na literatura econométrica da função investimento existe uma enorme dificuldade de corroborar a hipótese teórica de que o

investimento (e portanto o produto potencial) é determinado por fatores de oferta. O sucesso econométrico das funções do tipo acelerador para o longo prazo, como a do acelerador flexível do modelo do supermultiplicador sraffiano (Serrano, 1995), dá suporte à hipótese de que o investimento e o crescimento do estoque de capital são determinados pelo nível e pela taxa de crescimento da demanda agregada, mesmo quando se adota uma formulação bastante simplificada, como aquela estimada no capítulo anterior.

A consequência econômica de relaxar a segunda hipótese é que, mesmo se fosse válida a hipótese de que a inércia é completa, o conceito de NAIRU perde totalmente o sentido prático.

A dinâmica do emprego de longo prazo é determinada pelos mesmos fatores que influenciam a dinâmica do emprego a curto prazo (a demanda efetiva) e a tendência da taxa de desemprego é função da variação da própria taxa de desemprego efetiva. Dessa forma, mesmo que se ache uma NAIRU de, por exemplo, 5,2% em determinado momento, uma diminuição da taxa de desemprego não vai iniciar um processo de aceleração da inflação se as componentes de custo não mudarem.

A terceira (e última) das hipóteses da Curva de Phillips aceleracionista é que os choques de oferta são aleatórios e no longo prazo tendem a se compensar, de modo que têm valor esperado igual a zero. Isto significa que choques de oferta são sempre temporários e tem efeito líquido nulo sobre a inflação no longo prazo e, portanto, sobre a medida da NAIRU.

113

Supondo que fossem válidas as outras duas hipóteses do modelo, um choque de oferta (como por exemplo, uma mudança do nível do preço relativo do petróleo, de um imposto ou tarifa pública, da taxa de câmbio real ou de qualquer outro preço exógeno) teria o efeito de aumentar a taxa de inflação no curto prazo. No longo prazo, porém, esta tende a voltar para seu nível anterior, já que haverá um choque similar de efeito contrário. Portanto nesse modelo, no longo prazo, a inflação de custo não existe. <sup>52</sup>

A evidência empírica aqui novamente vai contra a hipótese do modelo. Como vimos através do trabalho de Ball e Moffit (2001), na prática a diminuição da pressão da inflação

salarial não parece ter um efeito somente temporário na inflação americana. O que pode acontecer é um acúmulo de efeitos permanentes, que podem ou não se anular no longo prazo, dependendo da dinâmica dos custos, e, sobretudo, do grau e *timing* de repasse aos outros preços.

#### 4.7.3 As mudanças no mercado de trabalho e a inflação na década de 90

Uma outra forma de interpretar o comportamento da inflação na década de 90 é através de modelos inspirados na teoria clássica do salário onde este é uma função do poder de barganha dos trabalhadores.

Cabe nesse ponto buscarmos uma perspectiva histórica para o comportamento da relação entre inflação e desemprego na economia americana no longo prazo, através de um breve resumo de uma interpretação baseada na teoria da inflação por conflito distributivo (Serrano, 2004).

<sup>52</sup> Na maioria dos estudos sobre Curva de Phillips da década de 80 e 90, esta é estimada em sua forma reduzida (Gordon, 1990). Fair (2002b, 2004) argumenta que esse tipo de formulação acaba por omitir as interações entre preços e salários. Fair mostra que a forma estrutural de preços e salários em seus níveis tem melhor capacidade de preditiva do que a forma reduzida da variação dos preços. Os contínuos erros de previsão do modelo reduzido, mesmo quando se permite a variação da NAIRU e se aumenta o número de variáveis de custo, parece ter levado a literatura mais recente a seguir (pelo menos parcialmente) a sugestão de Fair, isto é, de trabalhar com duas equações, uma para a inflação salarial e outra para a inflação dos preços (ver Gordon e Eller (2003), por exemplo).

114

Como é bem conhecido, a relação inflação-desemprego sofreu diversas mudanças ao longo do tempo na economia americana.

**Gráfico 17:** Taxa de Inflação Versus Taxa de Desemprego

1999  
1993  
1990  
1983  
1977  
1979  
1975  
1972  
1970  
1967  
1962  
2000  
1989  
0,00  
1,00  
2,00  
3,00  
4,00  
5,00  
6,00  
7,00  
8,00  
9,00

10,00  
0,0 2,0 4,0 6,0 8,0 10,0 12,0  
Taxa de desemprego (%)  
Taxa de inflação (%)

*fonte: BLS e BEA, elaboração própria*

Nos anos 1960, a baixa taxa de desemprego conviveu com baixas taxas de inflação. A

Curva de Phillips era negativamente inclinada. De 1967 até 1975 o mesmo patamar de taxa de desemprego ocorre com taxas de inflação mais altas, tornando a curva positivamente inclinada.

Na década de 1980 a curva voltou a ficar negativamente inclinada: as taxas de inflação

diminuíram enquanto que a taxa de desemprego aumentou. Na década de 1990 a curva de

Phillips ficou praticamente horizontal, a taxa de desemprego foi declinante com uma taxa de inflação baixa e praticamente constante.

O período de 1949 a 1967 é caracterizado como um tempo de “compromisso” entre

governo, de um lado, e sindicatos e organizações de esquerda, de outro. O governo garantia a

115

manutenção de alta taxa de crescimento do PIB e alto nível de emprego enquanto os sindicatos

se comprometiam a não contestar a estrutura de poder das firmas e do Estado.

Ao mesmo tempo

a taxa de juros nominais americana e o preço internacional do petróleo se mantiveram bastante

estáveis. Dessa forma, esse período é caracterizado por baixa taxa de desemprego aliado a um

nível bastante moderado de conflito distributivo, tanto entre salários e lucro como entre o preço

de *tradables* e *non-tradables*. Assim, ainda que a inflação contivesse uma componente de

inércia pela chamada inflação rastejante, esta era muito baixa vis a vis o alto nível de emprego

no período.<sup>53</sup>

O período de 1968 a 1979 é um tempo de “contestação” por uma nova geração de

trabalhadores que haviam crescido em um ambiente de alto crescimento econômico. Dessa

forma, há uma mudança de atitude por parte dos sindicatos e movimentos de esquerda no

sentido de lutar por maiores reajustes salariais. Isso levou à chamada “explosão salarial” entre

1968 e 1971, acompanhada pela manutenção das políticas macroeconômicas expansionistas. Em

1971 começou um aumento dos preços internacionais das matérias primas e, em 1973, o

primeiro choque do petróleo. Isso levou uma resposta por parte dos produtores de produtos

industrializados a elevarem seus preços, gerando uma escalada global da inflação e culminando no segundo choque do petróleo. O período de 1979 a 1984 é marcado pela “restauração da hierarquia” através de políticas contracionistas (com o aumento sem precedentes da taxa de juros americanas). A taxa de desemprego atingiu seu maior nível desde a grande depressão de 1930. Essa política continuou até 1982 e foi acompanhada de mudanças nas leis trabalhistas, com ataque à atuação dos sindicatos, fim das políticas de renda, falta de reajuste do salário mínimo e de benefícios sociais e facilitação da imigração, além da abertura maior da economia americana a importações baratas da Ásia e México. Junte-se a isso o processo de desregulamentação industrial

<sup>53</sup> A inflação rastejante é caracterizada pelo acompanhamento de salários aos ganhos de produtividade em setores mais avançados devido à opção política dos sindicatos de manter reduzido o leque de salários relativos.

116

(*downsizing*) e de transferência das unidades produtoras intensivas em trabalho menos qualificado para outros países. Dessa forma, a década de 80 inaugura um período de alterações institucionais no mercado de trabalho que levaram à diminuição da sindicalização dos trabalhadores, diminuição do valor real do salário mínimo federal, o rápido aumento de empregos não tradicionais, de tempo parcial ou temporários — em parte associados também à aumento da participação do setor e serviços em detrimento da indústria — formas mais flexíveis de remunerações, em vez de um salário formal, e crescente falta de estabilidade no trabalho (CBO, 2002). Todas essas mudanças levaram a uma brutal perda de poder de barganha dos trabalhadores. Dessa forma, a inflação rastejante foi eliminada e a “resistência salarial” diminuiu. De 1979 a 1983, a diminuição da liquidez internacional e a retração da demanda fizeram diminuir tanto o preço do petróleo como das outras matérias primas. A volta da expansão monetária e fiscal a partir de 1983 se deu já em um ambiente em que os trabalhadores estavam totalmente enfraquecidos, sem poder de contestação. O período de 1985 a 2005 caracteriza-se por uma estabilização do padrão dólar flexível (ver Serrano, 2004) em que política macroeconômica voltou a ser expansionista as sem a consequência de gerar um padrão inflacionário aceleracionista.

#### 4.7.4 A mudança da NAIRU nos anos 90

A origem do baixo do poder de barganha dos trabalhadores americanos está, portanto, na virada dos anos 1980. Porém, as mudanças institucionais no mercado de trabalho ocorridas desde a década de 80 persistiram na era Clinton e se consolidaram ao longo dos anos, tendo seus efeitos sentidos na década de 90 (ver Setterfield, 2004). Pollin (2002) ressalta o papel da “globalização” na década de 90 em diminuir o poder de barganha dos trabalhadores. A possibilidade de deslocamento das empresas para atuar em países com baixo custo salarial torna

117

crível a ameaça das firmas de despedirem seus trabalhadores, caso esses queiram, por exemplo, se sindicalizar. O exército industrial de reserva aumenta em termos potenciais ao serem inseridos trabalhadores desempregados ou mal pagos de outros países. Todas essas mudanças diminuíram o poder de barganha dos trabalhadores de pleitearem aumentos salariais. Esse baixo poder de barganha dos trabalhadores foi reconhecido pelas autoridades como, por exemplo, Janet Yellen, membro do Fed Board of Governors e Allan Greenspan, que classificou os trabalhadores de “traumatizados”. Pollin (2002) testa a importância do custo unitário do trabalho no modelo triangular da curva de Phillips, que se mostra bastante significativa, assim como nas estimativas de Ball e Moffit (2002). Setterfield (2004) estima uma curva de Phillips de curto prazo (não aceleracionista) com a inclusão de variáveis que representam as mudanças institucionais no mercado de trabalho. Uma variável é testada por vez, para evitar a multicolinearidade esperada entre esses indicadores, já que todos representam um mesmo movimento de mudança institucional no mercado de trabalho. As variáveis escolhidas são: a percentagem de empregos de tempo parcial no total de empregos, a percentagem de trabalhadores empregados que são membros de organizações sindicais ou associações similares no total de empregados, o número total de início de greves em cada ano e, finalmente, o crescimento real da corrente de comércio dividido pelo crescimento real do PIB — que pretende captar tanto a exposição dos trabalhadores americanos à competição internacional como a oportunidade de mudança do

capital americano para outros países, com a exportação da produção de volta para os EUA.

Adicionalmente é testado um índice síntese, construído a partir de todas as variáveis. Esse índice

e cada uma das variáveis em particular são altamente significativos na explicação da inflação

pós 1973, resultando em uma grande melhora no ajuste da regressão.

Além disso, a inclusão desses regressores tem a consequência de diminuir o coeficiente

relacionado ao *lag* da inflação. O grau de inércia da inflação caiu de 0,9 para cerca de 0,7

quando se adiciona essas variáveis na equação. Portanto, parte da inércia excessiva captada nas

118

curvas de Phillips convencionais são, na realidade, explicadas por esse novo padrão institucional

do mercado de trabalho.

Essa evidência constatada por Setterfield (2004) e o fato da mudança institucional no

mercado de trabalho ter ocorrido no mesmo período da queda estrutural da inércia inflacionária

é um forte indicador da hipótese de Serrano (1986) de que o modelo tradicional, ao não inserir o

conflito distributivo entre os agentes, acaba captando nessa inércia o que é um efeito direto da

dinâmica dos custos e da margem de lucro. De fato, é praticamente impossível diferenciar a

inércia da inflação de sua tendência (média) (ver Marques, 2004).

Nesse ponto cabe diferenciar a tese clássica da influência do poder de barganha dos

trabalhadores sobre os salários, de um lado, e a teoria do *wage aspiration* implementada por Ball

e Moffit (2001), de outro. A diferença não parece estar tanto na controvérsia do papel da

aceleração da produtividade na década de 1990, mas sim nos fatores explicativos do atraso do

salário real em relação a um possível aumento do crescimento da produtividade. Para Ball

Moffit (2001) os trabalhadores não perceberam a mudança na taxa de crescimento da

produtividade e assim não pressionaram por maiores remunerações. A interpretação que segue a

abordagem clássica do excedente, por sua vez, sugere que os trabalhadores não tinham a mesma

força que no passado para reclamar por aumentos salariais maiores devido a todas as mudanças

ocorridas no mercado de trabalho. Além disso, é compatível com a possibilidade que tais

mudanças no mercado de trabalho não sejam temporárias e continuem a vigorar nas próximas



décadas.

A teoria da aspiração salarial parece muito mais uma explicação de curto prazo para a dinâmica da inflação, enquanto que a tese de que houve uma mudança institucional no mercado de trabalho, que afetou o poder de barganha dos trabalhadores, parece uma explicação de longo prazo.

119

### **Capítulo 5 Conclusão**

Os testes de raiz unitária realizados nesta tese são unânimes no sentido de apontar para a existência de uma tendência estocástica para a série do PIB norte-americano. Essa evidência não é alterada mesmo quando se leva em consideração uma possível mudança estrutural na

tendência do PIB no período do pós guerra.

Por outro lado, o argumento de que a raiz seria, na verdade, próxima, mas não exatamente igual, à unidade é difícil de ser sustentado, tanto em termos empíricos como por causa da dificuldade de interpretação de tal resultado.

A existência de uma raiz unitária implica que ambos o PIB potencial e o PIB corrente

apresentarem um componente de tendência em comum. Essa evidência tem implicações teóricas

importantes por impor um dilema às teorias nas quais o PIB potencial é determinado por fatores

de oferta, já que é compatível apenas duas opções: ou bem se abre mão do fato vastamente

comprovado de que a demanda determina o hiato do produto e, neste caso, não há outra

alternativa a não ser adotar a hipótese de que mesmo flutuações de curto prazo do produto são

determinados por fatores de oferta, como faz a escola de ciclos reais de negócios; ou então se

mantém a hipótese de que o hiato do produto é determinado pela demanda.

Neste caso, contudo,

o procedimento coerente com a opção teórica é modelar o PIB potencial como uma tendência

determinística, sem uma tendência estocástica, e arcar com as conseqüências de gerar hiato do

produto sujeito a erro de especificação, com pouca confiabilidade e significado econômico e que

não reflete a evolução da história recente da economia norte-americana.

Esse dilema pode ser contornado com a adoção de uma abordagem em que o produto

potencial é determinado pela demanda efetiva no longo prazo. Ademais, para garantir a

aderência de longo prazo do produto potencial ao PIB corrente e o fato estilizado de que o grau

de utilização é *mean reversing*, não se pode considerar abordagens em que o investimento

120

produtivo seja uma variável autônoma, mas sim com algum mecanismo de ajuste ao crescimento da demanda efetiva no longo prazo.

Nesse trabalho mostramos que as propriedades do modelo do supermultiplicador

(Serrano, 1996) são compatíveis com a existência de uma raiz unitária no produto e com os fatos

testados de que o investimento e o PIB cointegram, o PIB Granger-cause o investimento, a taxa

de investimento e a taxa de crescimento do PIB regridem e a taxa de crescimento do PIB

Granger-cause a taxa de investimento.

No que concerne ao modelo de curva Phillips aceleracionista, foi argumentado que suas

propriedades não são robustas com as evidências empíricas da década de noventa para a

economia norte americana. Em primeiro lugar por causa da falta de inércia completa dos preços,

o que não corrobora a hipótese de unicidade da NAIRU. Em segundo lugar porque, assim como

acontece com o PIB, a série de emprego também apresenta uma componente de tendência

estocástica. A “histerese forte” no produto e no emprego anula qualquer validade prática da

NAIRU, mesmo levando em consideração que a taxa de desemprego não contém uma raiz

unitária e, portanto, apresenta histerese fraca, devido aos movimentos da força de trabalho. Em

terceiro lugar por causa da hipótese de que os choques de oferta e, especialmente, mudanças na

taxa de crescimento do salário real frente o crescimento da produtividade, são apenas

temporários e reversíveis.

Esses resultados mostram que a evolução das componentes da demanda agregada e da

inflação na década de 90 na economia norte-americana são mais bem interpretados com base no

modelo do supermultiplicador e em modelos cuja dinâmica dos preços é explicada por conflito

distributivo. Dessa forma, pôde ser observado na literatura empírica os modelos da curva de

Phillips aceleracionista foram sendo progressivamente estendidos no sentido de aumentar o

número de variáveis explicativas e tornar sua formulação mais complexa.

Todas essas tentativas

de melhorar a aderência empírica da curva de Phillips acabaram indo na direção de incorporar

elementos (variação da endógena da tendência do emprego, *wage aspiration*, maior número de

121

componentes do choque de oferta, mudanças no grau de inércia) que são muito melhor

compreendidos dentro de um arcabouço heterodoxo de explicação da dinâmica dos preços

baseados no conflito distributivo.

A interpretação da “década fabulosa”<sup>54</sup> compatível com tal abordagem é que a política

monetária teve um papel fundamental no sentido de expandir o consumo, via crédito e,

indiretamente estimular o investimento, ambos mais do que compensando a diminuição do ritmo

de crescimento dos gastos públicos sobre a demanda.

Além do comportamento favoráveis dos custos fundamentais da economia (petróleo e

alimentos), o prolongamento da diminuição da taxa de juros do FED foi possível graças à baixa

resistência salarial dos trabalhadores que não reivindicaram aumentos salariais na proporção do

crescimento da produtividade do trabalho, causados pelas inovações da chamada “nova

economia” e pelos ganhos de escala advindos da própria expansão da economia. Este baixo

hiato de aspiração e fraca “resistência salarial” tiveram suas origens nas mudanças políticas e

institucionais ocorridas nos EUA desde o governo Reagan, que acabaram fragilizando a classe e

diminuindo drasticamente seu poder de barganha. Dessa forma, a queda da tendência da taxa de

desemprego (que, como vimos, não determina uma “NAIRU”) foi estimulada pela própria

política monetária expansionista, queda essa que pode ser caracterizada como um efeito

histerese forte no emprego. Nesse sentido, é interessante citar aqui um trabalho de Ball (1996)

que adere à visão heterodoxa para explicar a histerese parcial observada na ocasião do grande e

persistente aumento da taxa de desemprego na Europa na década de 80. Para o autor, esse

aumento teve como causa não uma rigidez salarial real como defendida por muitos economistas

(Krugman, 1994), mas a própria política monetária contracionista. Perguntando-se sobre o papel

da política monetária expansionista o autor afirma: “My results suggest another idea for fighting

unemployment: expansion of aggregate demand. If tight monetary policy has raised the NAIRU,

<sup>54</sup> Nome dado por Allan Blinder e Janet Yellen para a década de 1990 da economia norte americana em Blinder, A.

e Yellen, J. (2001).

122

perhaps loose policy can reduce it (...). On the other hand, it is not clear that the effects of tight

and loose policy are symmetric. A demand expansion would cause a cyclical fall in

unemployment, but would this reverse the hysteresis process (...)? We do not know the answer,

because countries have not tried demand expansions to reduce the NAIRU”

Ball (1996, p.

20,21). Parece-nos que foi justamente esse o caso da economia norte americana na década de

1990, estimulada pela política de Greenspan, o que só foi possível devido à falta de reação por

parte dos trabalhadores “traumatizados”.

123

### **Referências**

Andrews, D e Chen, H (1994) “Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive

Models” *Journal of Business & Economic Statistics*.

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.

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.

Ball, L. e Moffit, R. (2001) “Productivity growth and the Phillips curve”, *NBER Working*

*Papers*, n. 8421.

Barbosa-Filho, N. H. (2005) Estimating Potential Output : a Survey of the Alternative Methods

and their Applications to Brazil. Texto para Discussão do IPEA, Brasília, 2005.

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, 15 1 - 174.

Blanchard, O. e Summers, L. (1987) “Hysteresis and the European Unemployment Problem

January”, *NBER Working Paper* No. W1950.

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.

Blinder, A (1997) "Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe?"

American Economic Review.

Blinder, A. e Yellen, J. (2001) "*The Fabulous Decade: macroeconomic lessons from the 1990s*", Century Foundation Press.

Braga, J. e Serrano F.,(2005) "O Mito da Contração Fiscal Expansionista nos EUA Durante o Governo Clinton", Anais do Encontro Nacional da Soc. Bras. de Economia Política, Campinas, 24-27 de maio 2005.

Caballero, R. (1999). Aggregate investment. In: Taylor, J. B.; Woodford, M. (Ed.). Handbook of macroeconomics. North-Holland, chapt. 12.

Campbell, John e Gregory Mankiw (1987). "Are Output Fluctuations Transitory?" Quarterly Journal of Economics, 102: 857-880.

Carlin, W. e Soskice, D. (1990) "*Macroeconomics and the Wage Bargain*", Oxford University Press.

Carneiro, F. G. (1997), "A metodologia dos testes de causalidade em economia", Departamento de Economia, Universidade de Brasília, 1997. 124

CBO (2002) "The Effect of Changes in Labor Markets on the Natural Rate of Unemployment" *Working Paper CBO April*.

Cecchetti, S. (2000) "The U.S. Inflation Alphabet: A Primer", *Occasional Essays on Current Policy Issues* No. 5.

Cesaratto, S., Serrano F. e Stirati, A. (2003), "Technical Change, Effective Demand and Employment", *Review of Political Economy*.

Chirinko, R.(1993) "Business fixed investment: a critical survey of modeling strategies, empirical results, and policy implications", *Journal of Economic Literature* 31, 1875–1911.

Ciccone R. (1986) "Accumulation and capacity utilization: some critical considerations on Joan Robinson's theory of distribution", *Political Economy—Studies in the Surplus Approach*, 2, pp. 17–36.

Clarida, R., Galí, J. e Gertler, M. (1999) "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVII, December, pp. 1661-1707.

Cogley, T. e Sargent, T. (2001) "Evolving PostWorldWar II U.S.Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual* 16, pp. 331-373.

Cogley, T. e Sargent, T. (2003) "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S." *New York University and Hoover Institution*.

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, 427-431.

Elliot, G., Rothemberg, T.J. & Stock, J.H. (1996). Efficient test for autorregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813-836.

Economic Report of the President (1998)

Economic Report of the President (2000)

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.

Enders, W. (1995) "*Applied econometric time series*" Wiley Hoboken, NJ

E-views User Guide 4.0

Fair, R. (1994) "*Testing Macroeconometric Models*", Harvard University Press.

Fair, R. (1999) "Estimated inflation costs had european unemployment been reduced in the 1980's by macro policies" *Journal of Macroeconomics*, Winter. 125

Fair, R. (2000) "Testing the NAIRU model for the United States" *Review of Economics and Statistics*, February.

Fair, R. (2002a) "Testing for a New Economy in the 1990s", *Business Economics*, January 2004, 43-53.

Fair, R. (2002b) "On Modeling the Effects of Inflation Shocks", *Contributions to Macroeconomics*, Vol. 2, No. 1, Article 3.

Fair, R. (2004) "Estimating How the Macroeconomy Works", January, forthcoming Harvard University Press.

Fischer, S. (1977) "Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule", 1977, JPE.

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. (2004) "O Supermultiplicador Sraffiano e o papel da Demanda Efetiva nos Modelos de Crescimento". *Mimeo*.

Fuhrer, J. (1997), "The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications" *Journal of Money Credit, and Banking*, Vol, 29, No. 3 .

Gadzinski e Orlandi (2004), "Inflation persistence in the European Union, the Euro Área, and The United States". Working Paper Series, n. 414, *Eurosystem Inflation Persistence Network*.

Gali, J. e Gertler, M. (2000), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *NBER* 7551.

Godley, W. e Izurieta, A. (2004) "Balances, Imbalances and Fiscal Targets: A new cambridge view". *CERF Cambridge Endowment for Research in Finance*. University of Cambridge.

Gordon, R. (1989), "Hysteresis in History: Was there ever a Phillips Curve?", *The American Economic Review*, Vol. 79, n. 2.

Gordon, R. (1997) "The time-varying NAIRU and its implications for economic policy" *Journal of Economic Perspectives*, Winter.

Gordon, R. (1998). "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 29 (no. 2), 297-333.

Greene, W. (1997) "*Econometric Analysis*", New York University, New Jersey.

Hamilton, J. (1994) "*Time series analysis*" Princeton University Press.

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. 126

King, Stock, J. e Watson, M. (1996) "Temporal instability of the unemployment-inflation relationship". *Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago*.

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, 159-178.

Krugman, P. (1994) "Past and prospective causes of high unemployment," *Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City*, issue Jan, pages 49-98.

Levin, A. e Piger, J. (2004) "Is inflation persistence intrinsic in industrial economies?" Working Paper no. 334, *Eurosystem Inflation Persistence Network*

Libanio, G. (2005) "Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence" *Revista Nova Economia*, vol. 15 n. 3 de Setembro/Dezembro.

Lucas, R. (1975) "An Equilibrium Model of the Business Cycle", 1975, *JPE*

MacKinnon, J. (1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 1996, 601-618.

Maddala, G., Kim, I., (1998), *“Unit Roots, Cointegration and Structural Change”*, Cambridge University Press.

Maffeo, V. (2001). "Effective Demand Versus Wage Flexibility: Some notes on the causes of the growth of employment in the USA in the nineties". *Contributions to Political Economy*, 20.

Maki, D. e Palumbo, M. ( 2001), "Disentangling the Wealth Effect: a cohort analysis of household saving in the 1990s" *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board (April, 2001).

Mankiw N. G. ([1995] 1999) "The Growth of Nations," NBER Reprints 1999, National Bureau of Economic Research, Inc.

Mankiw, N. G. (2000) "Macroeconomics". Worth Publisher, New York, 4<sup>th</sup>, edn.

Mankiw, N. G. (2001), "U.S. monetary policy during the 1990s", *NBER Working paper*, n. 8471.

Marques, C. (2004), "Persistence: facts or artefacts?" *Eurosystem inflation persistence network*; working paper series no. 371.

Martin, B. e Rowthorn, B. (2004), "Will stability last?" *UBS Research Paper*.

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, 1399162-127

Newey, W. e West, K. (1987). "Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity And Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica*, Vol. 55, 703-709.

\_\_\_\_\_ (1994) "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation"  
*The Review of Economic Studies*.

Ng, S. e Perron, P. (1996). "Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties". *The Review of Economic Studies*, 63, n. 3.

Ng, S. e Perron, P. (2001). "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power". *Econometrica*, 70, 191-221.

Perron, P. (1989) "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-1401.



- Perron, P. (1990b) "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153-162.
- Philips, P. e Perron, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regression". *Biometrika*, 75, 335-346.
- Pivetta, F. e Reis, R. (2002) "The Persistence of Inflation in the United States", Harvard University 2002..
- Pivetti, M. (1992), "*An Essay on Money and Distribution*" Macmillan, London.
- Pollin, R. (2002), "Wage Bargaining and the US Phillips Curve: was Greenspan right about traumatized workers in the 90s?" mimeo, *Political Economy Research Institute*, University of Massachusetts Amherst.
- Romer, D. (2000) "Keynesian and Macroeconomics without the LM curve", *NBER Working Papers*, n. 7461, Jan.
- Rowthorn, B. (1977) "Capitalism, conflict and inflation".
- Serrano, F. (1986) "Inflação inercial e dexindexação neutra" em *Inflação inercial, teorias sobre inflação e o Plano Cruzado*. Editora Paz e Terra.
- Serrano, F. (1995) "Long Period Effective Demand and the Sraffian Supermultiplier", *Contributions to Political Economy*, 1995, vol. 14, pages 67-90
- Serrano, F. (1996) "The Sraffian Supermultiplier", Unpublished Ph.D. thesis, Cambridge University.
- Serrano, F. (2001) "Acumulação e gasto improdutivo na economia do desenvolvimento" in J. Fiori e C. Medeiros (eds) *Polarização Mundial e Crescimento*, Vozes, 2001.
- Serrano, F. (2002c) "Do ouro imóvel ao Dólar Flexível", *Economia e Sociedade*, n° 19, Campinas, 2002.
- Serrano, F. (2002a) "Nota sobre o ciclo, a tendência e o supermultiplicador" mimeo, UFRJ 2002.
- Serrano, F. (2002b) "Conflito distributivo e inflação de custos" mimeo, UFRJ 2002. 128
- 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. (2005) "Inflation Dynamics from a Sraffian standpoint", *Instituto de Economia, UFRJ, Junho 2005*.
- Serrano, F. e Ribeiro, R. (2004) "Notas Críticas sobre a Curva de Demanda Agregada". *Revista Economia Ensaios*, UFU, Uberlândia, v. 18, n.2/19, n.1.

Serrano, F. (2001) "Equilíbrio Neoclássico de Mercado de Fatores: Uma Crítica do Ponto de Vista Sraffiano". *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 22, n. 1.

Fazzari, S., Ferri, P. Greenberg, E. (2003), "Cash Flow, Investment, and Keynes-Minsky Cycles".

Setterfield, M. (2004) "Worker Insecurity and U.S. Macroeconomic Performance During the 1990s" Trinity College, Department of Economics.

Staiger, D., Stock, J. e Watson, M. (1996) "How precise are estimates of the natural rate of unemployment" *NBER Working Papers*, n. 5477, March 1996.

Staiger, D., Stock, J. e Watson, M. (1997). "The NAIRU, Unemployment, and Monetary Policy," *Journal of Economic Perspectives* 11 (Winter): 33-49.

Stewart, K. e Reed, S. (1999) "CPI research series using current methods, 1978–98: Inflation would have been lower from 1978 to the present" if the current methods of calculating the CPI had been in place. *Monthly Labor Review*, US Department of Labor.

Stirati, A. (2001) "Inflation, unemployment and hysteresis: an alternative view", *Review of Political Economy*.

Stock, J. (1994), "Unit roots, structural breaks and trends" in R. Enyle e D. McFadden *Handbook of Econometrics, Volume IV*, Harvard University, Chapter 46, Elsevier Science.

Stock, J. (1991) "Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U.S. Economic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 28,435-460.

Stock, J. (2001) "Comment on Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics". *NBER Macroeconomics Annual 2001*, 379-387.

Taylor, J. (1980). "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts" , *The Journal of Political Economy*.

Taylor, J. (1999) "Monetary Policy Rules". in Taylor, J. (Ed.), Chicago: University of Chicago Press, 1999.

Taylor, J. (2000) "Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level", *The American Economic Review*, 90, 90-94.

Taylor, J. (2001) "The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules" *American Economic Review*, Volume 91, Issue, 2, maio, 263-267.

129

West, K. (1988) "On the Interpretation of Near Random Walk Behavior in GNP", *American Economic Review*, 78,202-208.

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, 251-270.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)