Texto para Discussão

Série Economia

TD-E / 23 - 2001

A Tendência Secular dos Termos de Troca Brasileiros
Revisitada – 1850 a 2000

Prof. Dr. Sérgio Kannebley Jr
Prof. Dr. Amaury Patrick Gremaud
Ricardo de Almeida Rennó

A Tendência Secular dos Termos de Troca Brasileiros Revisitada – 1850 a 2000

Sérgio Kannebley Jr.[1]
Amaury Patrick Gremaud[2]
Ricardo de Almeida Rennó[3]

Resumo

O objetivo do artigo é de reavaliar a tese da deterioração secular dos termos de troca para a economia brasileira, por meio da estimação de modelos estruturais de séries de tempo. Procurou-se aprimorar a representação estatística da série dos termos de troca, em razão de se ter observado que uma parcela da ambigüidade dos resultados produzidos até então pela literatura empírica sobre os termos de troca nacional se devem a representações que não eram suficientemente gerais, de modo a permitirem a incorporação, de modo conjunto, de diversas possibilidade de representação do componente de tendência, além de quebras estruturais e/ou *outliers.* Foi possível inferir a presença de um termo de inclinação determinista negativo para a série do Brasil, no período de 1850 a 2000, além da presença de múltiplas quebras estruturais.

Palavras Chaves: Termos de Troca brasileiros, modelos estruturais, comércio e desenvolvimento

Abstract

The main objective of this paper is to estimate the tendency of Brazilian (1850-2000), terms of trade to deteriorate. This estimation is made from structural time series models. It intend to refine the statistical representation of the terms of trade time series, because the observed ambiguities of the empirical literature about this subject in Brasil must be related to the insufficiently general statistical representation of the terms of trade time series, which didn't permit the jointly incorporation of different forms of representation of the tendency component and structural breaks. The paper concludes by the presence of a negative deterministic inclination term and the presence of multiples structural breaks.

Key Words: Brazilian terms of trade, structural models, trade and development

Código de Classificação JEL: O19

[1] Professor Doutor da FEA/RP-USP
[2] Professor Doutor da FEA/RP-USP e do PROLAM/USP
[3] Graduando do Depto de Economia da FEA/RP-USP

1. Introdução

Depois da estabilização econômica e de pelo menos uma década de reformas estruturais, os problemas econômicos brasileiros prementes são o equilíbrio externo e a retomada do desenvolvimento econômico sustentado. Ambas as questões estão diretamente relacionadas ao comportamento futuro da Balança Comercial, que deverá refletir a capacidade exportadora da economia brasileira.

O crescente influxo de poupança externa ao longo da década de 1990 trouxe como contrapartida encargos internacionais futuros crescentes. Nesse sentido, uma questão importante é em que medida, admitindo que a entrada de poupança externa não deverá ser mantida *ad eternum*, esses influxos, que estão sendo investidos segundo um novo padrão de desenvolvimento econômico baseado na abertura comercial e financeira, traduzir-se-ão em receitas em moeda estrangeira provenientes do aumento das exportações brasileiras.

Uma das faces dessa discussão reflete a formulação de um modelo de desenvolvimento econômico, que por meio das reformas econômicas implementadas, parece deixar para trás o modelo de desenvolvimento clássico da economia brasileira, baseado no processo de substituição de importações. Conceitualmente, este tema é discutido em Krueger (1997), onde é realizada a revisão crítica dos debates e das pesquisas sobre os pressupostos que sustentavam modelos de desenvolvimento fechados[4]. Um destes pressupostos é a famosa tese de Prebisch-Singer [Prebisch (1950) e Singer (1950)] acerca da deterioração secular dos termos de troca. Essa tese é um ponto importante de ser reavaliado tendo em vista as expectativas que se tem acerca do desempenho da balança comercial brasileira no futuro, e a relação entre o "pessimismo das exportações" e a formulação de um novo modelo desenvolvimento econômicos nacional [5].

O objetivo do presente artigo é de reavaliar a tese da deterioração dos termos de troca para a economia brasileira, por meio da estimação de modelos estruturais de séries de tempo, que permitem incorporar algumas das principais críticas realizadas aos procedimentos econométricos convencionais já utilizados para testar essa mesma hipótese. O artigo está dividido em mais quatro partes além desta introdução. Na segunda parte, faz-se uma revisão da literatura acerca da própria tese de Prebisch-Singer e das avaliações econométricas realizadas para os termos de troca brasileiros. Na terceira seção, é realizada uma análise estatística da série dos termos de troca, combinada a uma análise histórica, que procura lembrar alguns fatos que marcaram a evolução dos termos de trocas brasileiros. Na quarta seção, apresenta-se o modelo propriamente dito e as estimações realizadas, encerrando como algumas breves considerações finais.

2. Breve Revisão da Literatura

A discussão sobre a tendência secular dos termos de troca no pós-guerra concentrou-se na relação assimétrica entre países desenvolvidos (centro) e os países subdesenvolvidos ou em desenvolvimento (periferia). Esta discussão está usualmente associada à tese de Prebisch-Singer [Prebisch (1950), Singer (1950)] em que a relação comercial entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento é permeada por um dualismo de natureza estrutural. Isto é, a existência de diferenças estruturais entre estas economias produz um padrão de

[4] Para mais detalhes sobre essa discussão ver além de Krueger (1997), posicionamentos críticos como os de Rodriguez & Rodrick (1999) e Srinivasan & Bhagwati (1999)

[5] Um exemplo das discussões atuais sobre a dificuldade das exportações brasileiras é Iglesias (2001)

relação comercial assimétrico, dada por um padrão de especialização internacional que resulta na deterioração secular dos termos de troca da periferia.

Originalmente, a tese de Prebisch-Singer refere-se aos termos de troca entre bens primários, produzidos pelas economias subdesenvolvidas, e bens manufaturados, provenientes de economias industrializadas. Singer (1987) aponta os seguintes fatores como possíveis responsáveis pela deterioração secular dos termos de troca: i) diferentes elasticidades-preço de demanda para bens primários e bens manufaturados, ii) diferentes elasticidades-renda da demanda, iii) superioridade tecnológica dos países desenvolvidos e iv) diferentes estruturas nos mercados de bens e de trabalho.

Ainda que estes argumentos possam ser aplicados aos diferentes setores produtores de um mesmo país, ou ainda considerar que problemas relativos ao desemprego não afetem apenas os países em desenvolvimento, é importante notar que a discussão sobre a deterioração dos termos de troca e desenvolvimento centra-se primordialmente nas diferentes características dos dois tipos de países, desenvolvidos e em desenvolvimento (ou centro e periferia), muito mais do que nos diferentes tipos de mercadorias transacionadas.

Desde a formulação da tese de Prebisch-Singer houve um crescente deslocamento em direção à industrialização dos países em desenvolvimento, mas que ainda não permitiu a eliminação das assimetrias entre as economias destes dois tipos de países. Neste sentido, a literatura sobre a relação entre economias avançadas (Norte) e menos desenvolvidas (Sul) evoluiu para a formulação de modelos de crescimento e determinação de termos de troca que levassem em consideração a existência de assimetrias e dependência dos países menos desenvolvidos para com os países desenvolvidos. Dentre os vários modelos que abordam este tipo de relação, como os apresentados em Findlay (1981), destacam-se os modelos usualmente chamados de modelos Norte-Sul

Nessa categoria de modelos são exemplos os trabalhos de Findlay (1980), Darity (1990) e Sarkar (1997). No entanto, por meio desses trabalhos não é possível demonstrar que a inelasticidade da demanda dos produtos do Sul são responsáveis pelo declínio secular dos termos de troca, enquanto que o aumento do mark-up (ou do grau de monopólio) no Norte, por sua vez, produz resultados ambíguos. Por outro lado, contudo, o progresso técnico e a relativa inelasticidade renda da demanda dos produtos do Sul são capazes, em alguns modelos, de explicar a tendência secular declinante dos termos de troca.

As evidências estatísticas sobre este debate são ambíguas. Spraos (1980) produz um sumário de evidências estatísticas a favor e contrárias à tese de Prebisch-Singer, quando são considerados problemas relativos à custos de transporte e mudanças de qualidade. Recentemente, Sarkar e Singer (1991) encontraram evidências de um declínio em valores unitários das exportações manufaturadas da periferia relativo às exportações manufaturadas do centro para o período de 1970 a 1987. Estes resultados são questionados em Athukorala (1993), argumentando que os autores acima citados não detiveram-se atentamente às correções necessárias aos dados. Barros (1992) destaca um conjunto de estudos representativos sobre esse tema, entre os quais destacam-se os trabalhos empíricos realizados mais recentemente pode-se destacar os de Grilli e Yang (1988), Cuddington e Urzúa (1989), Diakosavvas e Scandizzo (1991). Na maioria desses trabalhos foi testada a hipótese de deterioração de séries de índices de preços relativos de produtos primários. De uma forma geral, a contribuição dada por esses novos estudos esta diretamente relacionada com a evolução dos métodos econométricos.

Os trabalhos realizados para os termos de troca externos do Brasil seguiram uma seqüência muito semelhante. Na tabela 1 abaixo estão sumarizados os resultados obtidos por esses estudos, assim como os diferentes modelos estimados. Como será mostrado, em cada um desses trabalhos foram assumidas determinadas hipóteses sobre o processo gerador de dados da série de termos de troca, o que condiciona o uso de tratamentos estatísticos

diferenciados. Condicionado a isso, diferenciam-se as formas de localização e interpretação dos *outliers* e quebras estruturais na série.

Tabela 1
Sumário das Evidências sobre a Tendência dos Termos de Troca do Brasil

Autor	Modelo	Período	Coeficientes			R2	DW
			α	β	ϕ		
Gonçalves e Barros (1982)	(1)	1850-1979	4,849	-0,0028	-	0,130	0,32
Zini Jr. (1988)	(1)	1860-1986	5.420	-0,004	-	0,18	-
Souza (1984)	(2)	1850-1979	23,72	-0,06	0,82	0,72	-
Marçal(1996)	(3)	1855-1990	1,292	0,00092	0,73	-	2,03

Os modelos considerados são :

(1) $\ln Y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$

(2) $Y_t = \alpha + \beta t + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$, $|\phi < 1|$

(3) $Y_t = \alpha + \beta t + \phi Y_{t-1} + \gamma D(TB) + \delta Du_t + \Sigma\, b\Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ [6]

Gonçalves e Barros (1982) procuraram verificar a tese de Prebisch para a série de índices dos termos de troca para o período de 1850 a 1979. Esses autores estimaram uma equação semi-logarítmica para todo período, encontrando um coeficiente de tendência negativo, significante ao nível de 5%, como apresentado na tabela. Utilizando o mesmo modelo, Zini Jr.(1988) também obteve um coeficiente para o termo de tendência temporal negativo em um nível de significância de 5 %, para o período de 1860-1986, sendo considerado como uma evidencia favorável a tese de Prebisch-Singer. Porém, Souza (1984) realizou um estudo alternativo sobre a série de termos de troca de Gonçalves e Barros (1982), reavaliando alguns desses resultados. Estimando um modelo mais genérico concluiu a favor da não validação tese da deterioração secular dos termos de troca. Em termos estatísticos, é possível perceber pelas estatísticas de Durbin-Watson dos modelos tanto de Gonçalves e Barros (1982), como de Zini Jr. (1988, que embora não a reporte, informa do seu baixo valor), que estes modelos apresentam problemas de especificação, os quais são minorados em Souza (1984).

No entanto, pode-se perceber que esses trabalhos procuraram testar a tese da deterioração dos termos de troca no que se refere a existência a uma tendência determinista negativa, desconsiderando a possibilidade da série possuir uma raiz unitária, ou seja, uma tendência estocástica. Mesmo no trabalho de Souza (1984), em que se considera o comportamento autoregressivo, assume-se como hipótese, a estacionariedade da série ($|\phi < 1|$).

Zini Jr. e Cati (1991) realizaram o teste de raiz unitária ADF para a série no período 1855-1990, encontrando evidencias a favor da não rejeição da hipótese de existência de uma raiz unitária na série e condições para a conclusão da existência da tendência declinante.[7]

[6] Em que D(TB) = 0 se t $\neq$ TB e 1 se t = TB ; Du = 0 se t < TB e 1 se t > TB e TB = ano de quebra.

[7] Zini e Cati não tinham como objetivo verificar a tendência declinante dos termos de troca, apresentando em seu artigo apenas os valores das estatísticas para os testes de hipótese. No entanto, por meio da observação dos

Porém, Marçal (1996), utilizando a metodologia de Perron (1989) para a estimação de um teste de raiz unitária na presença de uma quebra estrutural na série rejeita a hipótese de mudança estrutural tanto na tendência como no nível para os anos testados sucessivamente [8]. A aplicação do teste de Perron (1989) levou a resultados que não diferem dos obtidos por Zini e Cati (1991) com relação a presença de raiz unitária, porém com a introdução de um deslocamento de média para o ano de 1912, obtém um coeficiente não significante estatisticamente, em um nível de 10 %, para o termo determinista do modelo, produzindo, portanto, uma contra-evidência, no que diz respeito à tendência declinante dos termos de troca, ao trabalho de Zini e Cati (1991).

Gonçalves e Barros (1982) salientam que seus resultados devem ser qualificados quando se analisam subperiodos específicos. Os autores afirmam que o período de maior deterioração foi justamente aquele analisado por Prebisch (1870-1939), onde foi encontrado um coeficiente de tendência com valor muito próximo ao apresentado em Spraos (1980).Também foram identificados subperiodos em que a deterioração foi rejeitada, como por exemplo,1850-1913, 1913-1979 e 1945-1979. Gonçalves e Barros (1982) utilizaram um método "histórico" para identificar as mudanças de tendência na série, analisando subperiodos específicos dados os fatos e/ou períodos históricos relevantes. Já Souza (1984) utiliza um método cuja "caracterização de subperíodos", definidos pela evolução da serie alisada dos termos de troca [9], melhor ajustados ao desenvolvimento de natureza histórica levado a efeito por Goncalves e Barros. Por meio de observação gráfica e estimação de um modelo com quebras para o nível e tendência demonstra claramente a presença de três subperiodos relevantes para a analise: 1850-1887, 1887-1940, 1940-1979. O ajuste de um modelo linear com utilização de variáveis *dummy* para testar os distintos períodos, onde foram encontradas estimativas significantes que demonstram a existência de dois períodos (primeiro e terceiro) em que a tendência declinante não ocorre e um (o segundo) onde se observa uma tendência fortemente negativa.

Sendo assim, o que se pode concluir a respeito das evidências produzidas pelos estudos para os termos de troca nacionais é uma certa ambigüidade dos resultados em razão das diferentes hipótese subjacentes ao processo gerador de dados da série dos termos de troca nacional. A despeito dos possíveis problemas estatísticos oriundos de sua construção, o que se observa nos trabalhos aqui apresentados são diferentes caracterizações para o componente secular da tendência, bem como para a determinação das quebras estruturais da série. Ou seja, enquanto nos estudos de Gonçalves e Barros (1982) e Souza (1984) é suposta uma tendência linear, permite a presença de múltiplas quebras estruturais, ao passo que Marçal (1996) e Zini e Cati (1991) consideram a hipótese de uma tendência estocástica, porém, apenas Marçal (1996) permite, conjuntamente, uma única quebra estrutural.

---

valores críticos reportados para os componentes deterministas do modelo ADF é possível inferir sobre a tendência declinante dos termos de troca.

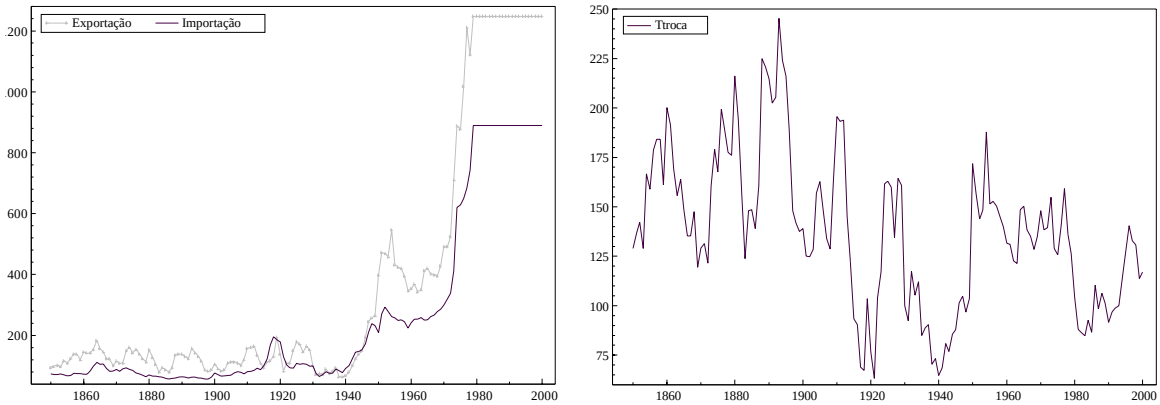
[8] A escolha do momento da mudança estrutural é feita a partir do teste seqüencialmente de datas, selecionando aquela em que a estatística t de teste para a existência de raiz unitária seja maximizada. Para o caso em questão foram testados os anos de 1905 a 1920, sendo 1912 o ano que maximiza a estatística $t(\phi)$.

[9] O autor utiliza um filtro linear (médias moveis) para eliminar as irregularidades e extrair o componente cíclico da série.

3. O Comportamento dos Termos de Troca Brasileiros – 1850 a 2000

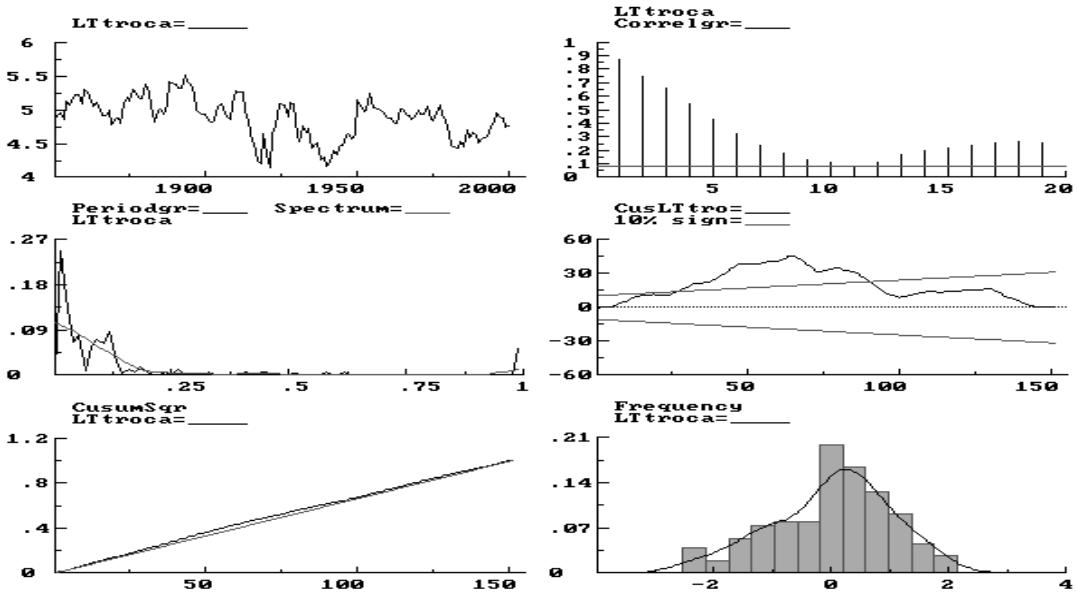
No Gráfico 1 são apresentadas as séries históricas brasileiras relativas aos índices de termos de troca, preço de importações e exportações para o período de 1850 a 2000. Tais séries foram elaboradas a partir dos dados apresentados em IBGE (1990) para o período correspondente a 1850 e 1979, sendo a atualização até o ano de 2000 realizada a partir dos dados da FUNCEX.

Gráfico 1
Índices de Preços de Exportação, Importação e Termos de Troca



No Gráfico 2, é uma apresentada uma análise da série do logaritmo dos termos de troca do Brasil, por meio do correlograma e do espectro da série. Esta análise demonstra uma alta concentração da variação da série em baixas freqüências, indicando a presença de um componente cíclico, além da possibilidade de existência de tendência estocástica ou determinista. A estatística CUSUM indica a alteração na média da série ao final do século XIX, se estabilizando novamente por volta de 1950. A estatística CUSUMSQT não reporta alteração de variância, sugerindo um modelo homocedástico para a série. A distribuição empírica da série apresenta clara assimetria à esquerda, sugerindo a não-normalidade da série em concordância com a estatística CUSUM.

Gráfico 2
Análise Estatística da Série de Termos de Troca do Brasil



A interpretação destas características estatísticas da série histórica pode ser realizada, notando primeiramente que a existência de um padrão cíclico encontra evidências históricas marcantes destacadas por diversos autores, como Delfim Netto (1966) e Bacha (1982). É possível perceber que no século XIX a série de termos de troca apresenta um padrão cíclico, correspondendo aos ciclos de preço do café estudados por Delfim Netto (1966)[10]. A tendência secular da série de preços internacional do café neste período, porém, é objeto de controvérsia. Delfim Netto (1966), aponta a não existência de tendência entre os anos 1857 e 1906, neste período verifica-se apenas os três ciclos de preço do café em um mercado sem intervenção governamental[11]. Já Bacha (1982) aponta uma tendência secular positiva para os preços do café entre 1845 e 1895 [12], fruto de um desequilíbrio de mercado, onde a oferta tinha dificuldades em acompanhar o grande dinamismo da demanda. Esta limitação é explicada tanto pelas dificuldades com a mão de obra e como pelos elevados custos de transporte.

O último dos três ciclos do café estudado por Delfim Neto (1966) apresenta, contudo, características diferenciadas: sua duração e sua queda são prolongadas, o que é explicado tradicionalmente pelos efeitos da política monetária e cambial da última década do século XIX sobre o comportamento do preço das exportações [13]. Novamente Bacha (1982) apresenta uma explicação diferente: para este autor a queda de preços que se verifica a partir de 1895 se deve à reversão do desequilíbrio anteriormente citado, o que ocorreu em função do crescimento da produção de café no oeste paulista agora sem as limitações mencionadas.

Na série de termos de troca pode-se inferir para o período correspondente ao terceiro ciclo dos preços do café um padrão não tão bem definido como o dos dois outros ciclos e um aumento da média. O aumento dos termos de troca a partir, especialmente, de 1888 é superior às ascensões cíclicas anteriores. Na verdade a ascensão dos preços de exportação neste período não é como ocorrera nas ascensões dos ciclos anteriores, em parte compensadas pelo crescimento dos preços de importação. Até 1895 verifica-se assim um período de elevação dos termos de troca em função da elevação dos preços de café e da queda dos preços de importação, o chamado período de vale do preço dos produtos manufaturados (Gonçalves e Barros, 1982)[14]. Depois deste auge, os termos de troca iniciam uma trajetória descendente, fruto da queda dos preços do café devido à já referida expansão da produção cafeeira paulista.

A possível alteração da média da série ocorre assim no fim do século XIX e até meados do século XX a série apresenta um comportamento bastante errático. De modo geral, pode-se dizer que este é um período efetivamente bastante conturbado já que externamente existe uma grande depressão internacional, dois grandes conflitos mundiais, além de um outro mais restrito - a Guerra da Coréia – que também possui efeitos importantes sobre preços praticados no comércio internacional. Do ponto de vista interno, apesar do início do processo de internacionalização, as exportações brasileiras mantém suas características de elevada concentração da pauta de exportações no café. O mercado

---

[10] A importância da evolução dos preços do café para a série de termos de troca é dada pela importância do café na pauta de exportações brasileira. Que se mantém elevada até os anos 70.

[11] Os ciclos de preço do café destacados por Delfim são: 1857-1868; 1869-1885 e 1886-1906.

[12] Bacha toma, assim, um período anterior ao de Delfim, onde os preços eram em média inferiores os de 1857, dado inicial de Delfim, e sua série se encerra antes (Delfim em 1906 e Bacha em 1895) evitando assim a fase de queda de preços do último ciclo antes da intervenção governamental.

[13] Além de Delfim, podemos também citar Furtado (1959), Fausto (1975), Franco (1983) destacando os impactos positivos do encilhamento sobre o plantio de novos pés de café.

[14] Para a ascensão dos preços de exportação do período também pode ser destacado o fim da longa depressão internacional iniciada em 1873

cafeeiro, porém, a partir do segundo lustro do século passa a sofrer intervenções com a prática de retenções de estoques (e mesmo sua destruição física depois de 1930) por parte do governo brasileiro. Segundo Bacha (1982) a intervenção do Brasil no mercado cafeeiro não faz com que desapareça o padrão cíclico da série de preços, ao contrário, acentua-os.

Apos o início da intervenção governamental no mercado cafeeiro observa-se uma ascensão dos termos de troca, mas já antes da Primeira Guerra Mundial ocorre uma forte queda na série. Essa queda se deve à tendência ascendente, anterior à primeira guerra, dos preços de importação e da queda vertiginosa dos preços da borracha (entrada da produção do sudeste asiático no mercado) no início da década de 10 e do café iniciando-se em 1913. Tal tendência de deterioração se mantém durante toda a primeira guerra mundial, com um aumento dos preços das importações relativamente superior ao crescimento dos preços de exportação. Apenas ao final da guerra, em 1919, há um choque nos preços de exportação que, no entanto, volta atrás nos dois anos subseqüentes. Do mesmo modo, os preços de importação sofrem um recuo no pós-guerra.

Os preços de importação continuaram caindo em 1921 e 1922, porém os preços de exportação se elevaram a partir de então. O restante da década, depois da ascensão de 1922-1924, se manteve em uma situação relativamente estável do ponto de vista dos termos de troca. Entretanto, a crise de 1930 representa um novo choque na série de termos de troca, sendo que os preços das exportações (especialmente de café) sofreram uma queda forte já em 1930, causada pela retração da demanda também pela superprodução brasileira. Estes preços continuaram se deteriorando no ano seguinte, queda que agora também é acompanhada pelos preços de importações. Ao longo da década existem muitas oscilações nas séries de preços de importações e exportações, mas, de um modo geral, há uma aparente tendência de deterioração dos termos de troca até 1940, refletindo ainda os desequilíbrios no mercado de café e o efeito dos desajustes monetários e políticos internacionais do período.

Durante a guerra os acordos internacionais sustentam a elevação dos preços das exportações nacionais que ocorrem em um ritmo superior ao das importações. No pós guerra, porém, é nítido um novo choque de preços das exportações no final da década de 40, particularmente em 1950 às vésperas da guerra da Coréia. Este choque é fruto de um novo desequilíbrio no mercado de café, desta vez há uma falta de oferta, em função da diminuição da produção brasileira, e especialmente uma redução nos estoques internacionais que foram se esgotando ao longo dos anos 40. É interessante notar que tomando outros produtos primários em comparação, percebe-se que o forte choque de preços do café não se repete em outras *commodities*[15]. Este crescimento dos preços das exportações também não é acompanhado de imediato pelos preços das importações que estavam em queda no final da década de 40 e passaram a se elevar, em um ritmo inferior, ainda no inicio dos anos 50, mas depois dos preços das exportações. A partir de 1953 os preços de importações começam uma nova queda, que só é acompanhada pelas exportações de modo mais claro a partir de 1955, iniciando assim nova fase de deterioração dos termos de troca.

Nos anos 60 os preços de importações apresentaram uma tendência de pequena elevação, o mesmo ocorrendo com as exportações, com duas elevações mais pronunciadas em 1963 e 1969, refletindo ainda problemas na oferta de café, apesar da pauta de exportações já estar se diversificando. Os choques de preços dos anos 70 podem ser identificados no comportamento dos preços de exportações que se elevam em 73 e 74 e

[15] Talvez seja exatamente por este choque positivo que se dá exclusivamente sobre café que algumas análises da evolução dos termos de troca, mostrem o comportamento diferenciado das séries com forte influência das bebidas tropicais como é o caso do café brasileiro frente às dependentes de outras *commodities*. Segundo Grilli e Yang (1988), para estas últimas a tese de deterioração dos termos de troca se confirma, mas não para as primeiras.

também em 79 e 80. Ambos tem efeitos sobre os termos de troca, mas o segundo choque do petróleo tem um efeito maior sobre os termos de troca, verificando-se uma forte deterioração que se inicia antes em 1978 e se estende até 1983, que também são anos de recessão internacional. Nos anos seguintes existe aparentemente uma tendência de recuperação dos termos de troca, com algumas interrupções como na passagem da década de 80 para a de 90. Neste intervalo houve aumentos nos preços de importação, diferentemente dos outros anos marcados pela queda destes preços, especialmente na década de 90.

Nesta década existe, além da queda dos preços de importação, uma elevação dos preços de exportações até 1996. Contudo, depois desse ano aparentemente a tendência inverte-se, puxando novamente os termos de troca para baixo, o que se constitui um inibidor de um possível esforço exportador no momento atual.

4. Um Modelo de Tendência Local Linear e Nível Local e as Representações Alternativas para a Tendência Declinante dos Termos de Troca

O modelo "*local linear trend*" é um modelo geral de para o componente de tendência, que além de contar com um componente de nível estocástico, μ_t, possui também um componente de inclinação estocástica, β_t, que segue também um processo "random walk". Sendo assim, tem-se:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \eta_t, & \eta_t &\sim NID(0,\sigma_\eta^2) \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2) \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \delta_t & \delta_t &\sim NID(0,\sigma_\delta^2) \end{aligned} \qquad (1)$$

e η_t, ε_t e δ_t são disturbâncias não correlacionadas.

Segundo Barros (1992) não é possível distinguir claramente qual modelo estaria subentendido na formulação de hipótese de Prebisch-Singer para tendência secular declinante dos termos de troca. Duas formulações são possíveis[16]. A primeira, usualmente testada na literatura empírica sobre o tema, em que a tendência seria determinista, isto é, o caso em que ambas as variâncias σ_ε^2 e σ_δ^2 são nulas, de modo que (1) reduz-se à :

$$\mu_t = \mu_0 + \beta t \qquad \text{para } t = 1, 2, .., T \qquad (1.a)$$

Uma segunda possibilidade seria o caso de um modelo "random walk com drift", em que o parâmetro β seria constante e negativo, $\beta < 0$. Isto ocorre quando somente σ_δ^2 é igual a zero , de modo que (1) se reduz à:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \qquad (1.b)$$

[16] Barros (1992) destaca ainda um terceira possível representação em que junto à uma tendência linear declinante , está presente um tendência quadrática declinante. No entanto, esse modelo estatístico parece pouco representativo dos fatos históricos apresentados pela série de termos de troca nacional.

4.1. Metodologia e Resultados

O tratamento estatístico de modelos estruturais de série de tempo é baseado na forma de espaço de estado (F.E.E.). Uma vez em F.E.E., o filtro de Kalman pode ser aplicado e este leva a algoritmos de predição e alisamento[17]. Em um modelo gaussiano, a estimação é realizada por meio do filtro de Kalman, a partir de uma função de verossimilhança baseada na decomposição do erro de predição. A F.E.E. para o modelo estimado é a seguinte:

$$TT_t = Z_t \gamma_t + \varepsilon_t \quad \text{(eq. de medida)} \qquad (2.a)$$

$$\gamma_t = T_t \gamma_{t-1} + R_t \xi_t \quad \text{(eq. de transição)} \qquad (2.b)$$

em que os elementos de γ_t são os componentes não observáveis do modelo, ε_t é um termo white noise e ξ_t é um vetor de componentes white-noise não correlacionados entre si e também não correlacionado com ε_t , em que $\varepsilon \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$, $\xi_t \sim N(0,\Omega)$. O conjunto de parâmetros dados pelas matrizes T e Ω são chamados de hiperparâmetros do modelo.

O vetor de componentes não observáveis é composto por uma tendência estocástica e um componente cíclico estocástico, ou seja:

$$\gamma_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \varphi_t \\ \varphi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho\cos\lambda_c & \rho\,\text{sen}\,\lambda_c \\ 0 & 0 & -\rho\,\text{sen}\,\lambda_c & \rho\cos\lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \varphi_{t-1} \\ \varphi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \delta_t \\ \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{bmatrix} \qquad (2.c)$$

A partir das estimativas alisadas das disturbâncias padronizadas do modelo, definidas como inovações padronizadas, são realizados testes de diagnóstico para a detecção de *outliers* e quebras estruturais segundo procedimento proposto por Harvey e Koopman (1992).

A estratégia de estimação dos modelos estruturais será do modelo mais geral para o particular. Sendo assim, o primeiro modelo será o de tendência local linear adicionado de um componente cíclico. A inclusão desse último componente justifica-se em razão das informações fornecidas pelo correlograma e o espectro estimados, além da descrição histórica da série anteriormente realizada.

Na primeira rodada de estimação do modelo (2), para o período de 1850 a 2000, os hiperparâmetros estimados, apresentados abaixo na tabela (2), demonstram que o componente de inclinação possui variância nula, tratando-se, portanto, de um termo determinista. Adicionalmente, os testes de diagnóstico indicam que os resíduos calculados para essa especificação violaram a hipótese de normalidade e de ausência de autocorrelação, indicando problemas adicionais de especificação relacionados à presença de *outliers* e/ou quebras estruturais.

[17] O Filtro de Kalman é um procedimento recursivo para o cálculo de estimador ótimo do vetor de espaço de estado, dada toda informação disponível até o tempo corrente. Uma recursão para trás é conhecida como alisamento e permite o vetor de espaço de estado ser calculado em todos os pontos do tempo utilizando toda a amostra. Para detalhes adicionais sobre a estimação de modelos estruturais de séries de tempo ver Harvey (1989).

Tabela 2
Modelo Estrutural Geral – Hiperparâmetros Estimados

Componente	Desvio padrão	Razão q
Irregular	0.0616601	0.6829
Nível	0.0578986	0.6412
Inclinação	0.00000	0.0000
Ciclo	0.0902907	1.0000

Estatísticas de Diagnóstico

D. Padrão	0.14489	H(49)	0,6863	DW	1,949
r(1)	0.022706	r(11)	-0.19982	Q(11,10)	14.68 [0,0229]
R^2	0.7545	Rs²	0.066144		

Assimetria Chi²(1): 5.6122 [0.0178] Curtosi Chi²(1): 9,6224 [0.019]
Normal-BS Chi²(2): 15,235 [0,0005] Normal-DH Chi²(2): 9,5134 [0.,0086]

a estatística H(h) refere-se ao teste estatístico de heterocedasticidade, as estatísticas r(j) referem-se às autocorrelações dos resíduos, Q(p,q) é a estatística Ljung-Box, D.W., a estatística Durbin-Watson, N-DH ,o teste de normalidade de Doornik e Hansen, N-BS, o teste de normalidade de Bowman e Shelton

Restringindo $\sigma_\delta^2 = 0$ e utilizando o procedimento de Harvey e Koopman (1992) são apresentados, na tabela 3 a seguir, os *oultiers* e quebras estruturais detectadas para diversas datas, todas, porém, dentro do intervalo de tempo entre os anos de 1888 a 1954. Conforme, são demonstrados pelos testes de normalidade, os resíduos auxiliares violam a suposição de normalidade assumida inicialmente no modelo (2). Estes resultados, também, vão de encontro à primeira análise descritiva para a série apresentada, quando por meio da estatística CUSUM, detectou-se instabilidade na média da série para o período de 1885 a 1950 aproximadamente.

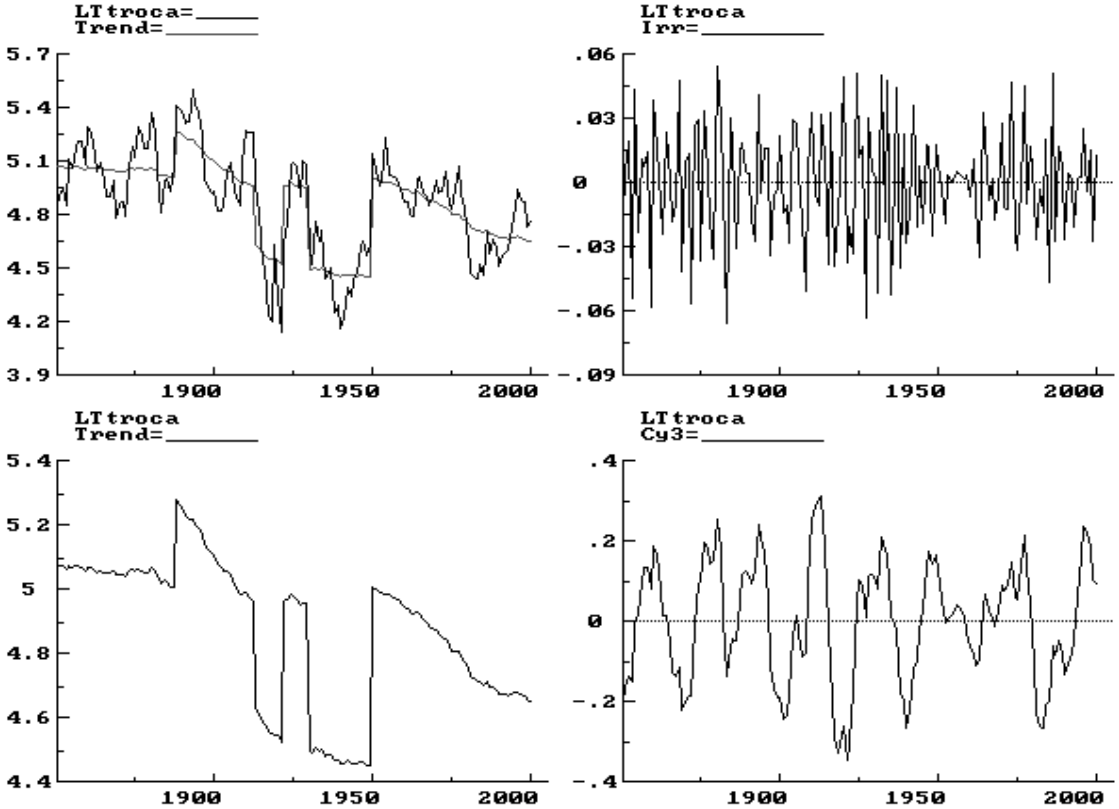
Para esses períodos, conforme apresentado na seção anterior, foram registrados alguns fatos. Em 1888 há uma forte elevação da série em função da subida dos preços do café (terceiro ciclo do café do período sem intervenção governamental) não acompanhados pelo aumento dos preços de importação. O outro ponto importante é a queda dos termos de troca em 1913, em função da queda dos preços do café e da borracha e do aumento dos preços de importação de antes da primeira guerra. No final da primeira guerra os termos de troca se mostraram instáveis com elevações e quedas até a forte ascensão que se inicia em 1922. Um novo choque ocorre na crise de 1930 que rebaixa de maneira significativa os termos de troca brasileiros. Em 1950, como foi discutido anteriormente, os preços do café, diferentemente de outros preços de bens primários apresenta um forte crescimento fruto de desequilíbrio no mercado e, especialmente, da forte redução dos estoques de café nos anos 40, em 1954 há um novo aumento dos preços do café que, contudo, se reverte logo a seguir.

Tabela 3
Datas de *Outliers* e/ou Quebras Estruturais

Irregular	Valor	Probab.	Nível	Valor	Probab.
1919	3.6622	[0.0002]	1888	2.0840	[0.0194]
1921	-3.3506	[0.0005]	1913	-2.0241	[0.0224]
1929	2.2085	[0.0144]	1919	2.2597	[0.0126]
1930	-2.0042	[0.0234]	1920	-2.3760	[0.0094]
1949	-2.0421	[0.0214]	1922	2.3314	[0.0105]
1950	2.8187	[0.0027]	1930	-3.1696	[0.0009]
1954	2.0422	[0.0214]	1950	3.8224	[0.0001]
			1954	2.1586	[0.0162]
	Normal-BS	8.0983		Normal-BS	10.9047
	Chi²(2):	[0.02]		Chi²(2):	[0.004]

A modelagem que apresentou os melhores resultados quanto à qualidade dos resíduos e à estabilidade do modelo, além da sua capacidade de ajustamento, dada pelas estatísticas AIC e BIC, é apresentada na tabela 4. Esse modelo é constituído por um termo de nível estocástico, combinada a uma inclinação determinista e um ciclo estocástico, além de intervenções irregulares e de nível. Esses componentes estimados são apresentados no gráfico 2 abaixo. O ciclo estimado possui um período de 19,97 anos, correspondendo a uma freqüência de 0,3146. Adicionalmente, é necessário ressaltar a importância do caráter estocástico do componente cíclico, na medida que permite incorporar mudanças no comportamento cíclico da série ao longo de diversos períodos distintos, como os ocorridos ao final do século XIX e ao longo do século XX. Também, é importante destacar a influência da modelagem das diversas intervenções, que ressaltam os momentos de quebras estruturais na série, sendo esse o principal componente de alteração dos termos de troca.

Gráfico 2
Componentes Não-Observáveis Estimados



Como é possível perceber, a inclinação dos termos de troca é estatisticamente significante em um nível de significância de 6 %, sendo que o coeficiente estimado tem um sinal negativo, com um valor de -0,006. Sendo a série modelada o logaritmo neperiano do índice de termos de troca, esse coeficiente expressa a taxa de declínio anual. Esses resultados apresentados reforçam, portanto, a hipótese de que uma descrição estatisticamente adequada para os termos de troca brasileiros seja a de um modelo *random walk com drift*, no entanto, com a presença de múltiplas quebras.

Tabela 4
Modelo Estrutural Reduzido (2)

Componente	Coeficiente	Est. t	Probab.
Nível	4.6553	50.352	[0.0000]
Inclinação	-0.00615	-1.9096	[0.0581]
Ciclo	0.0942	-	-
Ciclo	-0.1088	-	-
Nível 1888	0.2752	2.6413	[0.0091]
Nível 1913	-0.3281	-3.1049	[0.0023]
Irreg. 1919	-0.3923	4.5152	[0.0000]
Nível 1922	0.4447	4.1059	[0.0000]
Nível 1930	-0.4509	-4.2470	[0.0000]
Nível 1950	0.5626	5.4057	[0.0000]
Irreg. 1954	0.2318	2.6620	[0.0085]

Hiperparâmetros	r.m.s.e	razão q
Irregular	0.04886	0.6352
Nível	0.03112	0.4056
Ciclo	0.07692	1.0000

Estatísticas de Diagnóstico

D. Padrão	0.11135	H(49)	0,95774	DW	1,986
r(1)	-0.00300	r(11)	-0.12032	Q(11,10)	6.174 [0,4593]
R^2	0.8550	Rs^2	0.44850		

Assimetria Chi²(1): 0.7858 [0.3754] Curtosi Chi²(1): 0.1719 [0.6784]
Normal-BS Chi²(2): 0.9577 [0.6195] Normal-DH Chi²(2): 0.9110 [0..6341]
Chow F(20,129): 0.7120 [0.8080] CUSUM t(129): -0.1107 [1.0880]
AIC : -4.2180 BIC: -3.9583

a estatística H(h) refere-se ao teste estatístico de heterocedasticidade, as estatísticas r(j) referem-se às autocorrelações dos resíduos, Q(p,q) é a estatística Ljung-Box, D.W., a estatística Durbin-Watson, N-DH ,o teste de normalidade de Doornik e Hansen, N-BS, o teste de normalidade de Bowman e Shelton

Considerando o fato de que a inclinação estimada é estatisticamente significante somente em um nível de 6 %, foi estimado um segundo modelo restrito, correspondente a um modelo de nível local, isto é, um modelo em que não consta o termo β, mas que permite apenas a presença de uma tendência estocástica. Nesse caso, omitindo por simplicidade o componente cíclico, temos um modelo *random walk sem drift*, ou seja:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \eta_t, & \eta_t &\sim NID(0,\sigma_\eta^2) \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \varepsilon_t & \varepsilon_t &\sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2) \end{aligned} \qquad (3)$$

Seguindo o mesmo procedimento adotado na estimação anterior, utilizou-se o procedimento de Harvey e Koopman (1992) para a detecção de *outliers* e quebras estruturais, cujos períodos são apresentados na tabela 5 abaixo. Como é possível notar, a omissão do parâmetro de inclinação não produz alterações expressivas no que diz respeito às datas apontadas pelo procedimento na estimação do modelo de tendência linear local, e nem com relação à magnitude das quebras, com exceção das quebras apontadas

anteriormente para o ano de 1888 e com aquelas detectadas nesse modelo para os anos de 1915 e 1917, as quedas dos termos de troca ocorridas durante a primeira guerra mundial.

Tabela 5
Datas de *Outliers* e/ou Quebras Estruturais

Irregular	Valor	Probab.	Nível	Valor	Probab.
1919	3.5772	[0.0002]	1913	-2.3450	[0.0102]
1921	-3.3080	[0.0006]	1915	-2.0672	[0.0202]
1929	2.1619	[0.0161]	1917	-2.1321	[0.0173]
1949	-2.0560	[0.0207]	1920	-2.5671	[0.0056]
1950	2.8151	[0.0028]	1921	-2.0498	[0.0211]
1954	2.0813	[0.0195]	1930	-3.1192	[0.0011]
			1950	3.5420	[0.0011]
	Normal-BS	6.418		Normal-BS	6.656
	Chi²(2):	[0.04]		Chi²(2):	[0.03]

Novamente a melhor modelagem, segundo a qualidade dos resíduos e o seu poder preditivo dentro da amostra é apresentada na tabela 6 abaixo. No gráfico 3 são apresentados seus componentes estimados. O ciclo estocástico estimado possui um período de 19,57 anos, correspondendo a uma freqüência de 0,3210. O nível é estocástico, com a presença de múltiplas quebras estruturais. Com relação ao modelo (2) estimado anteriormente, a qualidade dos resíduos é ligeiramente inferior, na medida em que se nota alguma assimetria nos resíduos e a estatística CUSUM possui uma magnitude superior, indicando algum desvio sistemático do nível estimado para o modelo. No entanto, com relação ao poder explicativo os modelos praticamente se equivalem.

Gráfico 3
Componentes Não-Observáveis Estimados

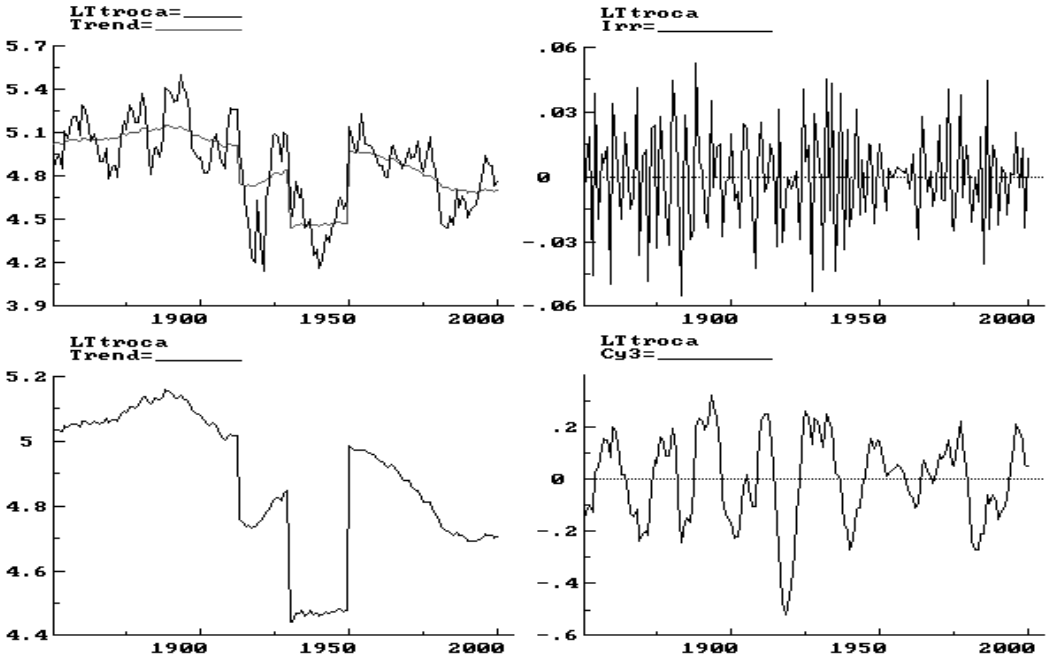


Tabela 6
Modelo Estrutural Restrito (3)

Componente	coeficiente	Est. t	Probab.
Nível	4.7033	50.534	[0.0000]
Ciclo	0.0508	-	-
Ciclo	-0.09363	-	-
Nível 1913	-0.2572	-2.5159	[0.0129]
Irreg. 1919	-0.3799	4.38219	[0.0000]
Irreg. 1921	-0.3390	-3.9109	[0.0001]
Nível 1930	-0.4025	-3.9301	[0.0001]
Nível 1950	0.5072	4.9758	[0.0000]
Irreg. 1954	0.2314	2.6756	[0.0083]

Hiperparâmetros	r.m.s.e	razão q
Irregular	0.04488	0.5537
Nível	0.032746	0.4039
Ciclo	0.08106	1.0000

Estatísticas de Diagnóstico

D. Padrão	0.11401	H(50)	0.5645	DW	1,973
r(1)	0.01229	r(11)	-0.0629	Q(11,10)	-0.0629 [0.7642]
R^2	0.84801	Rs^2	0.42178		

Assimetria Chi²(1): 3.3721 [0.0663] Curtosi Chi²(1): 0.49093 [0.4835]
Normal-BS Chi²(2): 3.863 [0.1449] Normal-DH Chi²(2): 3.552 [0.1693]
Chow F(20,130): 0.72094 [0.7988] CUSUM t(130): -1.0095 [1.6852]
AIC : -4.1971 BIC: -3.9774

a estatística H(h) refere-se ao teste estatístico de heterocedasticidade, as estatísticas r(j) referem-se às autocorrelações dos resíduos, Q(p,q) é a estatística Ljung-Box, D.W., a estatística Durbin-Watson, N-DH ,o teste de normalidade de Doornik e Hansen, N-BS, o teste de normalidade de Bowman e Shelton

A fim de produzir uma comparação adicional entre estes dois modelos rivais, foram realizados testes para a capacidade preditiva dos modelos fora da amostra. Para isso ambos os modelos foram estimados restringindo, a amostra para o ano de 1970, para o ano de 1980 e, por fim, para o ano de 1990. Os testes preditivos são um passo à frente e extrapolativos. Os resultados desses testes estão apresentados na tabela 7 abaixo. Conforme é possível notar, o modelo (2) é bastante superior, em termos preditivos, para as duas estimações em que as amostras são restritas em 1970 e 1980, enquanto que o modelo (3) oferece melhor predição somente para a estimação com a amostra restrita em 1990.

Sendo assim, considerando os resultados para os testes preditivos, bem como os demais testes de diagnóstico e de capacidade de ajustamento, é possível dizer que o modelo (2) é superior ao modelo (3), portanto, corroborando a hipótese da presença de uma tendência secular declinante dos termos de troca brasileiros.

Tabela 7
Testes Preditivos

Amostra	Testes 1-passo à frente		Testes Extrapolativos	
	Teste de Falha *	CUSUM **	S.E.P.A.	S.Q. E. P.
1850 – 1970				
Modelo (2)	23.8983	-0.3912	19.6662	19.6025
	[0.7766]	[1.3037]		
Modelo (3)	38.5773	-4.0500	37.5859	64.638
	[0.1355]	[1.9999]		
1850 – 1980				
Modelo (2)	13.6360	-0.09215	14.9184	14.0972
	[0.8485]	[1.0733]		
Modelo (3)	22.6391	-3.38685	27.3892	47.4488
	[0.3069]	[1.9991]		
1850 – 1990				
Modelo (2)	4.96794	1.22822	9.78911	12.2086
	[0.8933]	[0.2214]		
Modelo (3)	3.58904	0.64565	5.62809	4.77048
	[0.9640]	[0.5196]		

* O teste de falha preditiva segue a fórmula, pft = $\sum_{j=1}^{L} \nu_{T+j}^{2}$, é distribuído aproximadamente segundo uma qui-quadrado com L graus de liberdade, em que ν_t é o resíduo padronizado.

** O teste t de CUSUM é dado por $CUSUMt = L^{-1/2} \sum_{j=1}^{L} \nu_{T+j}$ e é distribuído aproximadamente segundo uma distribuição t com T-L-d graus de liberdade, em que ν_t é o resíduo padronizado.

E.P.A. é a soma dos erros absolutos de previsão, enquanto que S.Q. E. P. é a soma dos quadrados dos erros de previsão.

5. Considerações Finais

A categorização de um país como periférico é algo bastante discutível frente aos diversos processos de integração regional e desenvolvimento econômico vivenciado nas últimas décadas tanto pelo Brasil como por outros países subdesenvolvidos. Porém é fato o crônico desequilíbrio externo que experimentou o Brasil ao longo do século XX em suas diversas fases de desenvolvimento econômico. Dado isso, essa análise procurou melhor qualificar um dos possíveis fatores determinantes deste desequilíbrio, ou seja, a tendência secular declinante dos termos de troca do Brasil ao longo do período de 1850 à 2000.

Em termos históricos é nítida a presença de um padrão cíclico, ainda que não constante, dos termos de troca nacional, até aproximadamente os anos 60, padrão este determinado primordialmente pelo comportamento dos preços internacionais do café. Após esse período este padrão de flutuação da série histórica torna-se menos evidente em razão principalmente das alterações de composição das pautas de exportação e importação do Brasil, somada à presença de fortes oscilações, aparentemente transitórias, produzidas pelas políticas econômicas recessivas e pelos choques do mercado de algumas commodities, como o petróleo, nas décadas de 1970 e 1980. No entanto, com relação a presença de uma tendência secular declinante os fatos históricos não permitem uma conclusão direta, já que ocorreram diversos choques vivenciados especialmente ao final do século XIX e aparentemente até a metade do século XX, os quais dificultam uma avaliação mais precisa de tal evolução.

Estatisticamente o que se tentou realizar aqui foi o aprimoramento da representação estatística da série dos termos de troca, em razão de ter se observado que uma parcela da

ambigüidade dos resultados produzidos até então pela literatura empírica sobre os termos de troca nacional devem-se a representações que não eram suficientemente gerais, de modo a permitirem a incorporação, de modo conjunto, de diversas possibilidade de representação do componente de tendência, além de quebras estruturais e/ou *outliers*.

Isto foi conseguido por meio da estimação de modelos estruturais de séries de tempo, onde foi possível inferir sobre a presença de um termo de inclinação determinista negativo para a série de termos de troca do Brasil, no período de 1850 a 2000, além da presença de múltiplas quebras estruturais, referendadas pelos fatos históricos mencionados na análise. Em contraposição a esse modelo, estimou-se um outro modelo com apenas uma tendência estocástica e múltiplas quebras e foi realizada uma comparação em termos de testes de diagnóstico, qualidade de ajustamento e poder preditivo. Esta comparação revelou a superioridade do modelo com o termo de *drift* negativo, favorecendo, portanto, à aceitação da tese que haveria uma deterioração sistemática dos termos de troca do Brasil.

Bibliografia

ATHUKORALA, P. (1993) **"Manufacured exports from developing countries and their terms of trade: a reexamination of the Sarkar-Singer results"** World Development, v. 21(10), p. 1607-1613.

BACHA, E.L. (1992) **"Política Brasileira de Café: uma análise centenária"** In: 150 Anos de Café, Marcellino Martins & E. Johnston.

BARROS, A. R.(1992) **"On the deterioration of the terms of trade for primary commodities"** Revista de Econometria, Rio de Janeiro, v.12 (1), p.31-55.

CUDDINGTON, J. T. & URZÚA, C. M. (1989) **"Trends and cycles in the net barter terms of trade: a new approach"** The Economic Journal n.º 99 p. 426-442

DELFIM NETTO, A. (1966) **O Problema do Café no Brasil**. São Paulo: IPE-USP.

DARITY Jr, W. (1990) **"The fundamental determinants of the terms of trade reconsidered: Long-run and long-period equilibrium".** The American Economic Review, v. 80 (4), p. 816-827.

DIAKOSAVVAS, D.& SCANDIZZO, P. (1991) **"Trends in the terms of primary commodities, 1900-1982: the controversy and its origin"** Economic Development and Cultural Change n.º 39, p. 221-264.

FAUSTO, B. (1989). **"Expansão do Café e Política Cafeeira"** In: FAUSTO, B. História Geral da Civilização Brasileira - Volume III: O período Republicano - tomo 1: estrutura de poder e economia (1889-1930). 5ª ed. São Paulo: Bertrand Brasil.

FRANCO, G.H.B. (1983). **Reforma Monetária e Instabilidade Durante a Transição Republicana**. Rio de Janeiro: BNDES.

FINDLAY, R. (1980) **"The terms of trade and equilibrium growth in the world economy".** The American Economic Review, v. 70 (3), p. 291-299.

_____. (1987) **"Growth and development in trade models"**. In: JONES, R. W & KENEN, P. B. (ed.) Handbook of International Economics, Amsterdan: North Holland, v. 1.

FURTADO, C. (1959). **Formação Econômica do Brasil**. São Paulo: Editora Nacional.

GONÇALVES, R. & BARROS, A.C. (1982) **"Tendências dos termos de troca: a tese de Prebisch e a economia brasileira – 1850/1979"** Pesquisa e Planejamento Econômico Vol. 12(1), p. 109 - 132.

GRILLI, E & YANG, M. (1988) **"Primary commodities prices,manufactured goods prices and the term of trade of developing countries: what the long run shows"** The World Bank Economic Review, Vol. 2 (1), p. 1- 47.

HARVEY, A.C. (1989) **Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter**. Cambridge, U. K.: Cambridge University Press.

HARVEY, A.C. & KOOPMAN, S.J. (1992) **"Diagnostic checking of unobserved components time series"** Journal of Business and Economic Statistics, n.º 10, p. 377-389.

IGLESIAS, R. (2001) **"Baixo dinamismo das exportações de produtos industrializados ou baixo crescimento da produção industrial?"** Revista Brasileira de Comércio Exterior, n.º 67.

MARÇAL, E.F. (1996) **"Paridade do poder de compra e a hipótese de raiz unitária: a evidência empírica brasileira"** Revista LEP, Campinas, n.3, p.203-19.

KRUEGER, A. (1997) **"Trade Policy and Economic Development: how we learn"** The American Economic Review. 87(1), p. 1 - 22.

PERRON, P. (1989) **"The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesys."** Econometrica, v. 57, p. 1361- 401..

PREBISCH, R. (1950) **The economic development of Latin America and its principal problems**. New York : UM - Economic Comission for Latin America.

RODRIGUEZ, F. & RODRIK, D. (1999) **"Trade Policy and Economic Growth: a a skeptic's guide to cross-national evidence"** NBER Working Paper n.º 7081.

SARKAR, P. (1997) **"Growth and terms of trade: A North-South macroeconomic framework."** Journal of Macroeconomics, v. 19 (1,) Winter, p. 117-133.

SARKAR, P. & SINGER, H. W. (1991) **"Manufactured exports of developing countries and their terms of trade since 1965."** World Development, v. 19 (4), April, p. 333-340.

SINGER, H. W. (1950) **"The distribution of gains between investing and borrowing countries."** The American Economic Review, 40, May, p. 473-485.

_____. (1987). **"Terms of Trade and Economic Development"** .In: EATWELL, J., MILGATE, M. & NEWMAN, P. The New Palgravre: A Dicitionary of Economics, The Macmillan Press Limited, v. 4, p. 626 a 628.

SOUZA, G. da S. (1984) **"Sobre a validade da tese de Prebisch para a série de relações de troca da economia brasileira"** Pesquisa e Planejamento Econômico 14(2), p. 561-568

SPRAOS, J. (1980) **"The statistical debate on the net barter terms of trade between primary commodities and manufactures."** Economic Journal, v. 90 (357), p. 107-128.

_____. (1983) **Inequalising Trade?** Oxford, Claredon Press.

SRINIVASAN, T. N. & BHAGWATI, J. (1999) **"Outward-orientation and development: are revisionists right?"** mimeo

ZINI Jr., A. A. (1988) **"Termos de troca e taxa de câmbio real no longo prazo"** Anais do X Encontro Brasileiro de Econometria, SBE, p. 493-511.

ZINI Jr., A. A. & CATI, R. C. (1991) **"Cointegração e taxa de cambio, testes sobre PPP e termos de troca no Brasil –1855-1990"** Anais do XIII Encontro Brasileiro de Econometria, SBE, p. 559-579.