

ESTAGNAÇÃO DA PRODUTIVIDADE DO FATOR TRABALHO NO BRASIL ENTRE 1950 A 2008: UMA DECOMPOSIÇÃO DOS FATORES DE CURTO E LONGO PRAZO

Édivo de Almeida Oliveira (PPGE&D – UFSM)
William Barbosa (PPGE&D – UFSM)
Clailton Ataídes de Freitas (PPGE&D – UFSM)

RESUMO: O presente estudo analisou a produtividade do fator trabalho no Brasil entre 1950 a 2008. Utilizou-se o método de Decomposição de Beveridge-Nelson, com vistas a desagregar o componente cíclico daquele de longo prazo na série. Além disso, foram realizados os testes de Causalidade de Granger entre os investimentos e a produtividade, além da análise de quebra estrutural. Constatou-se que a produtividade do trabalho no Brasil apresentou caráter persistente em sua trajetória de longo prazo, e que a produtividade efetiva do trabalho no ano de 2008 encontrava-se no patamar verificado no início da década de 1980.

Palavras-chave: Produtividade, Método de Decomposição de Beveridge-Nelson, Causalidade de Granger.

LABOR FACTOR PRODUCTIVITY STAGNATION IN BRAZIL BETWEEN 1950 AND 2008: A DECOMPOSITION OF SHORT-AND LONG-TERM FACTORS

ABSTRACT: The present study examined the labor factor productivity in Brazil between 1950 and 2008. We used the Beveridge-Nelson Decomposition method, to disaggregate the cyclical component of that in the series. In addition, were performed the Granger causality tests between investment and productivity, and the analysis of structural breaks. It was found that labor productivity in Brazil presented persistent character in its path, and that effective work productivity in the year 2008 was on the porch verified in the early 1980's.

Keywords: Productivity, Beveridge-Nelson Decomposition method, Granger causality.

JEL Classification: C2; C10.

1. INTRODUÇÃO

Enquanto expressão da relação entre a produção e os fatores produtivos, a produtividade consiste em um conceito de imponente centralidade no escopo do pensamento econômico. É possível identificar, nas diferentes abordagens teóricas do pensamento econômico, diversas interpretações acerca de quais seriam os fatores causais mais relevantes na determinação de maiores níveis de produção. Um dos focos mais importantes de análise nas últimas décadas, no âmbito das pesquisas econômicas, tanto teóricas quanto de cunho empírico, consiste na identificação dos componentes cíclicos e permanentes das variáveis econômicas¹. Esses estudos tanto de cunho teórico quanto aplicado têm investigado se os movimentos e as flutuações de curto prazo podem influenciar o comportamento das variáveis no longo prazo e, caso positivo, em que magnitude isso acontece.

Para Silva e Gomes (2011) há duas maneiras de entender esse debate, a saber: uma delas seria considerar que, no limite, mudanças transitórias não afetam significativamente a tendência de crescimento de longo prazo de variáveis macroeconômicas como o PIB. Assim, a tendência obtida seria menos brusca e com as flutuações macroeconômicas de curto prazo sendo, fundamentalmente, explicadas pelas flutuações na demanda; no outro extremo, as flutuações cíclicas de curto prazo teriam a capacidade de explicar parte considerável da trajetória de longo prazo observada nas séries econômicas.

A segunda hipótese foi fortemente reverberada no trabalho de Nelson e Plosser (1982), no âmbito das contribuições teóricas e metodológicas ocorridas à esteira da segunda geração dos ciclos de negócios, com forte ênfase nos fatores reais da economia. Esses autores defendiam que a maioria das séries macroeconômicas possui raiz unitária, ou presença de tendência estocástica persistente nesses processos. Nesse sentido, Beveridge e Nelson (1981) contribuíram teoricamente para o avanço dos estudos de séries temporais, ao proporem um modelo matemático capaz de decompor os elementos que separam a dinâmica das séries econômicas em componente cíclico estacionário com média zero, daquele componente de tendência estocástica persistente.

Seguindo na proposição metodológica proposta por Beveridge e Nelson (1981), Cambell e Mankiw (1989) demonstraram para a Alemanha, Canadá, França, Itália e Japão, uma forte persistência do produto real ao longo de tempo, e um processo de reversão gradual de choques na economia norte-americana. Além disso, diagnosticaram que os choques de curto prazo, apesar de gerarem efeitos nas séries em períodos mais elásticos, tendiam a ser plenamente absorvidos no prazo aproximado de dez anos.

Por outro lado, Michelacci e Zaffaroni (2000), em um estudo acerca do Modelo de Solow para dezesseis economias da OCDE, concluíram que a renda *per capita* desses países são estacionárias, porém reversíveis a médio e longo prazo, indicando que o processo pode ser classificado como de raiz unitária fracionária. Disso decorre que a propriedade de memória longa das séries revela que o processo de convergência pode acontecer, porém, sujeita a uma baixa velocidade.

Em termos de literatura nacional, Cribari Neto (1990), ao empregar os testes de raiz unitária e análise de persistência, demonstrou a aplicabilidade da Decomposição de Beveridge-Nelson para a série do PIB do Brasil e da Colômbia entre 1950 a 1985. O autor mostrou que as

¹ Ver Nelson e Plosser (1982) e Gomes e Silva (2011).

inovações em ambos os países são mais persistentes do que um passeio casual, e que as políticas de estabilização têm efeitos de longo prazo.

A despeito de não empregarem o método de decomposição de Beveridge e Nelson, vale ressaltar outros trabalhos sobre a relação entre o crescimento e a produtividade da economia brasileira. Veloso, Villela e Giambiagi (2008) demonstraram, mediante um modelo ajustado com dados em painel, que o crescimento associado ao “Milagre Brasileiro” entre 1968 a 1973, deveu-se, principalmente, aos efeitos defasados gerados pelo PAEG. Gomes, Pessôa e Veloso (2003) associaram a desaceleração da taxa de crescimento do PIB no Brasil à queda na produtividade total dos fatores (PTF), entre meados de 1970 e início de 1990. Bacha e Bonelli (2005) revelaram que um dos principais fatores capaz de explicar a trajetória ascendente do PIB brasileiro, entre 1974 a 1984, é o incremento de 2,6% do estoque de capital, o que permitiu a sustentação da taxa média de crescimento do PIB em 3,9%, nesse mesmo período. Ainda segundo esses autores, entre 1964 a 1974 e 1993 a 2002, a relação produto-capital experimentou forte flutuação no País. Nesse último trabalho é defendida a hipótese de que existe estreita relação entre a formação bruta de capital e o desempenho da economia brasileira.

Nesse contexto, a realização de algum teste econométrico que investigue a capacidade dos investimentos em capital físico em lançar luz sobre o comportamento da produtividade da economia brasileira, torna-se um imperativo pela literatura especializada mencionada anteriormente, dado a forte relação estabelecida entre os investimentos e a dinâmica econômica de uma economia. Essas proposições justificam a realização do teste de Causalidade de Granger no escopo do presente trabalho.

Considera-se que o presente trabalho avança, em relação ao estado da arte no Brasil, nos seguintes aspectos: primeiramente, trata-se de uma atualização do estudo de Cribari-Neto (1990) que utilizou a Decomposição de Beveridge-Nelson para análise do produto brasileiro, enquanto o presente trabalho tem como objeto a produtividade do trabalho no Brasil; segundo, realiza-se um teste de quebra estrutural a partir de 1980, quando o desempenho da produtividade do trabalho no Brasil passa a apresentar desempenho não favorável; terceiro, aplica-se o teste de Causalidade de Granger (1969) para investigar a relação existente entre a variação dos investimentos e os componentes de curto e longo prazo da produtividade, no período em que identifica-se uma maior instabilidade, ou seja, no intervalo temporal circunscrito entre 1979 a 2008²; quarto, esboça-se uma reflexão do comportamento da produtividade brasileira desagregada em seus componentes de curto e de longo prazo.

O potencial de análise do método de decomposição de Beveridge-Nelson, doravante designado por método B-ND, ao permitir a separação dos componentes cíclicos daquele de longo prazo de um determinado processo estocástico, aliado à incipiência na sua aplicação nos estudos das variáveis agregadas no Brasil, consiste na justificativa que sanciona e viabiliza a consecução deste estudo.

Além de utilizar o método B-ND, seguindo a sugestão de Aguirre e Ferreira (2001), os quais sugerem que quebras estruturais são capazes de influir no comportamento das séries, o presente trabalho realiza o teste de quebra estrutural na série da produtividade do trabalho da economia brasileira. Esse teste se justifica na medida em que determinados eventos podem, em

² A utilização do ano de 2008 como data limite decorreu da conveniência de disponibilidade dos dados para produtividade do trabalho por hora trabalhada pela instituição *Center for International Comparisons At University of Pennsylvania*. Com o objetivo de trabalhar com uma série robusta e sem ambiguidades levou a adoção das informações apenas fornecidas por essa instituição internacional para essa variável.

momentos históricos específicos, imputar certas características no comportamento dessa série, mudando a sua trajetória tanto a curto quanto a longo prazo.

Frente a esse contexto, o artigo pode ser sintetizado com o seguinte questionamento: é possível verificar a reversão da produtividade do trabalho no Brasil, em função de choques de curto prazo, entre 1950 a 2008? Para responder a esse questionamento, define-se como objetivo precípua avaliar o comportamento da produtividade do trabalho da economia brasileira em termos de componentes de curto e longo prazo. Como objetivos específicos tem-se, i) refletir sobre os fundamentos da teoria dos ciclos de negócio no modelo proposto por Beveridge e Nelson (1981); ii) realizar uma breve análise sobre os principais fatos econômicos e políticos que tiveram impacto na economia brasileira, no período compreendido pelo presente estudo e; iii) testar a presença de possível quebra estrutural na série da produtividade do trabalho no Brasil.

Para tanto, o presente artigo está composto por seis seções, sendo a primeira composta por este conteúdo introdutório (Seção 1); por uma recuperação teórica acerca dos ciclos reais de negócio, e as proposições avultadas pelo conjunto de autores associados a essa corrente que levaram ao desenvolvimento de métodos de decomposição dos elementos de curto e do longo prazo presentes nas séries econômicas (Seção 2); pela Seção 3 que descreve em linhas gerais a dinâmica econômica brasileira, entre a segunda metade do século passado até o ano de 2008; enquanto na Seção 4 são apresentados os modelos a serem estimados e os procedimentos econométricos pertinentes às estimativas realizadas; pela Seção 5 onde estão explicitados os principais resultados avultados e; por fim, na Seção 6 estão as principais conclusões alcançadas com a pesquisa.

2. OS CICLOS REAIS DE NEGÓCIO E O MÉTODOS DE DECOMPOSIÇÃO DE BEVERIDGE-NELSON

A opção do presente trabalho por analisar o comportamento da produtividade brasileira com base no método B-ND, insere-se no escopo da discussão levantada pelas proposições teóricas dos ciclos reais de negócio, cuja abordagem evidencia a necessidade de entender os fatores causais relacionados ao produto e à produtividade, com enfoque nas variáveis reais da economia. Por essa razão, julgou-se relevante realizar a seguir uma breve discussão sobre os fundamentos teóricos relacionados a essa temática, cuja utilização no escopo do presente estudo restringiu-se ao processo de decomposição da variável produtividade por hora trabalhada.

Durante a segunda metade do século XX vários estudos com o intuito de identificarem as características comuns dos ciclos reais de negócio foram realizados. Um ciclo de negócio consiste nas flutuações em torno de uma tendência experimentada pelas principais séries macroeconômicas, em uma dada economia (a exemplo do PIB, formação bruta de capital)³, de modo que uma das características básicas dos modelos formulados com base na teoria dos ciclos de negócio é a preocupação em isolar e analisar separadamente as influências dos ciclos (ou curto prazo), daquelas de longo prazo nas séries, justificando a formulação do método de B-ND (MAGALHÃES, 2000).

O estudo das variáveis agregadas no escopo da análise macroeconômica pode ser realizado com base na investigação do comportamento de curto prazo, ou no desempenho de

³ É possível identificar que uma série temporal é basicamente composta por quatro componentes fundamentais, a saber: (i) ciclo, (ii) tendência, (iii) sazonalidade e por um (iv) componente errático.

longo prazo do produto ou da produtividade de uma economia. O primeiro caso constitui a dita macroeconomia de curto prazo, na qual se insere os ciclos de negócios; enquanto o segundo caso corresponde à macroeconomia de longo prazo que engloba as teorias de crescimento econômico (MAGALHÃES, 2000).

Contudo, durante o período compreendido entre 1950 a 1960, não houve grandes discordâncias acerca dos fatores causais atinentes à natureza dos ciclos. Isso porque a maioria dos economistas à época acreditavam que a base de funcionamento da economia poderia ser sintetizada, sem maiores distorções ou perdas analíticas, pelo modelo IS-LM e a curva de Phillips. A predominância dessa visão consagrou-se como o “consenso macroeconômico” ou “síntese neoclássica-keynesiana”. O paradigma exposto acima começa ser questionado, tão logo se observou simultaneamente elevados níveis de inflação e estagnação em diversas economias do globo, em um cenário que engendrava um franco desafio a ideia prevalecente acerca da relação predominante no *trade-off* entre a inflação e o desemprego (MAGALHÃES, 2000). Ademais, havia carência de rigor microeconômico no modelo IS-LM, e tratamento inadequado dispensado às expectativas nos modelos keynesianos e monetaristas (MANKIW, 1985).

O ponto nevrálgico que desencadeou uma ampla gama de mudanças na perspectiva analítica ocorreu com o estudo de Lucas (1973) e sendo, posteriormente, desenvolvido por Sargent e Wallace (1975). Baseado em Muth (1961), coube a Lucas (1973) estabelecer que as políticas econômicas, uma vez antecipada pelos agentes, seriam ineficazes para uma dada economia. Isso ocorre devido às características inerentes aos indivíduos, que são suficientemente racionais para que, com a utilização das informações mais relevantes disponíveis no processo de formação das suas expectativas, não cometam erros sistemáticos. O fato é que as expectativas racionais forneceram os subsídios analíticos que permitiram a formação da abordagem de equilíbrio dos novos-clássicos, rompendo com aquela concepção explicitada na síntese neoclássica-keynesiana.

Além dessa primeira geração, os denominados teóricos dos ciclos reais de negócio consistem na segunda geração de autores, que emergiram no penúltimo decênio do século passado. Para esses autores a importância dos choques monetários, na explicação dos ciclos econômicos, é deslocada pelas análises baseadas nos choques reais da economia (choque de oferta). Mais precisamente, os ciclos reais de negócio ocorreriam em razão das mudanças tecnológicas, nos gostos ou nas preferências dos agentes; com base no esquema analítico de equilíbrio walrasiano simplificado. Dentre os autores desta geração, destaca-se o papel desempenhado por Nelson e Plosser (1982), ao demonstrarem que determinadas variáveis macroeconômicas experimentam poucas flutuações temporárias em torno de uma tendência de longo prazo, *vis-à-vis* as flutuações de caráter permanente. Assim, ao estudarem o comportamento de algumas séries (ex.: produto e produtividade) perceberam que elas seguem um passeio aleatório. Essa conclusão engendrou enorme polêmica no meio acadêmico, a qual pode ser resumida como segue:

Uma implicação básica que decorre dessa afirmação é a seguinte: se as variáveis macroeconômicas, ao se moverem ao longo do tempo, acabam por afetar sua tendência de longo prazo, onde está o sentido em se diferenciar teorias de curto e longo prazo? Por que não estudar ciclo e crescimento a partir de um arcabouço teórico comum? Esta é exatamente uma das propostas dos teóricos dos ciclos reais, de que haja uma integração maior entre as teorias de flutuações de curto prazo e crescimento de longo prazo do produto. O estudo do ciclo de negócios para esses autores poderia então ser realizado a

partir do modelo de crescimento neoclássico, o modelo de Solow (MAGALHÃES, 200, p.08).

No mesmo sentido temático se destacaram Kydland e Prescott (1982), os quais foram pioneiros na associação de um modelo de crescimento econômico com os ciclos de negócios. Esses autores, recorrendo a uma técnica denominada “calibragem”, explicaram simultaneamente a covariância entre o produto real com outras variáveis, ao longo de uma série temporal de trinta anos da economia americana, bem como a autocovariância do produto. Para isso, isolaram o componente cíclico das séries, mediante o emprego de um procedimento de filtragem capaz de extrair a tendência estocástica; procedimento esse consagrado na literatura como filtro Hodrick-Prescott (HP).

Por seu turno, Long e Plosser (1983) avançaram nessa abordagem ao desenvolverem um modelo simplificado de flutuação econômica de vários setores. Choques setoriais, longe de ficarem circunscritos a um determinado setor, tendem a se transformarem em choques que afetam o produto agregado, uma vez que se propagam para outros setores com o passar do tempo. Os autores também identificam que importantes variáveis macroeconômicas podem apresentar persistência, quanto ao seu comportamento e desempenho ao longo de uma série de tempo. Inclusive, culminou com Prescott (1986) defendendo o progresso tecnológico (tendo o resíduo de Solow como *proxy*) como o responsável, por pelo menos, 70% das flutuações econômicas nos Estados Unidos.

Seguindo nessa linha, Beveridge e Nelson (1981) forneceram uma contribuição fundamental a essa discussão, ao demonstrarem que as séries temporais econômicas não-estacionárias podem ser decompostas em um componente permanente (tendência) e uma transitória (cíclica), de modo que a soma do primeiro com o segundo forme os valores efetivos das séries. A proposição metodológica reside, basicamente, no conhecimento dos fundamentos estatísticos que caracterizam os processos estocásticos, ao definirem que o comportamento de uma série temporal pode ser devidamente desagregado em um fator determinístico e em outro de caráter estocástico. Assim, tornou-se possível identificar, por exemplo, se uma queda brusca em uma série macroeconômica tem como causa os fatores de curto prazo ou sua tendência de longo prazo.

Beveridge e Nelson (1981) ao advertirem a respeito da necessidade de desagregar as séries econômicas em um componente cíclico estacionário com média zero, daquele componente de tendência estocástica, ensejaram impulso na identificação nos seguintes aspectos, a saber: i) das variáveis que impactam nos choques de curto prazo; ii) das variáveis que afetam mais especificamente o longo prazo e; iii) na mensuração da capacidade de choques de curto prazo determinarem o longo prazo. Nesse sentido, a utilização do método de B-ND cumpre o objetivo, não fortuito no escopo do presente trabalho, de permitir uma avaliação de maior escrutínio da produtividade do fator trabalho apresentado pela economia brasileira entre 1950 a 2008, com base na análise de seu componente cíclico e de caráter tendencial.

3. UM BREVE PANORAMA DO CENÁRIO ECONÔMICO BRASILEIRO ENTRE 1950 a 2008

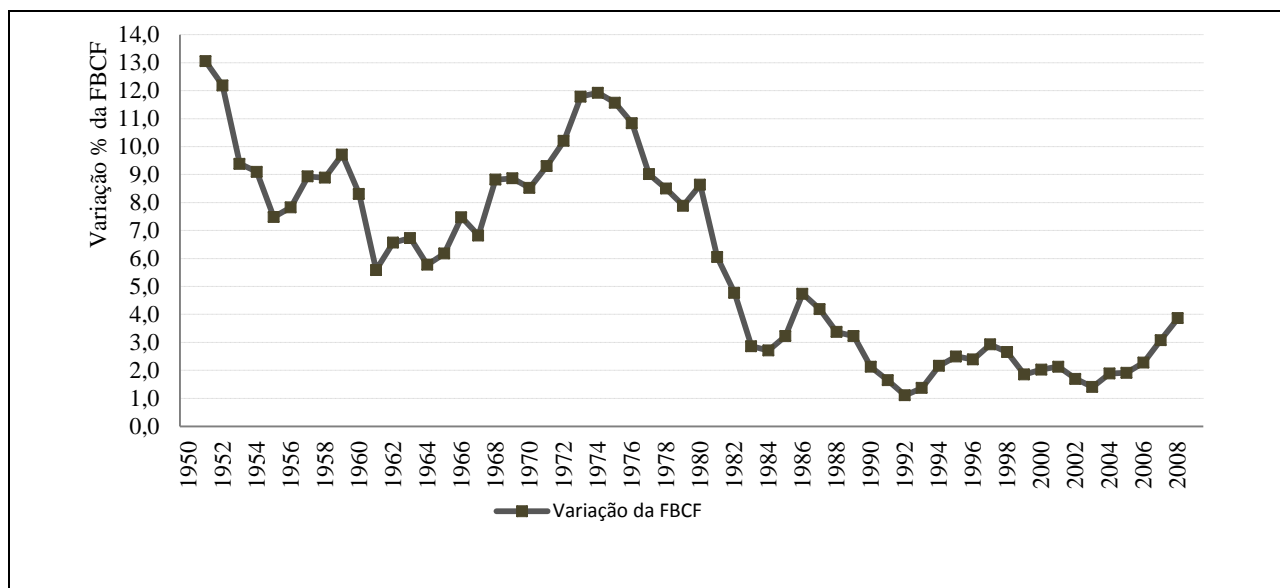
Antes de efetuar o estudo econométrico, propriamente dito, acerca da produtividade do trabalho no Brasil com base no método de B-ND, vale a pena realizar uma breve digressão histórica, com vistas a explicitar em linhas gerais os “caminhos” percorridos pela economia nacional, em termos econômicos e políticos, no período compreendido pelo presente estudo.

Versiani e Suzigan (1990) explicam que, a crise do setor primário-exportador brasileiro e as subsequentes ações do Estado com o objetivo de proteger o setor cafeeiro, foram indiretamente importantes para o desenvolvimento da indústria nacional. Deste modo, o início do processo de industrialização no Brasil contou com o aumento da demanda por produtos manufaturados, por conta da renda interna acumulada nas atividades exportadoras, aliado às políticas protecionistas que tomaram a forma de desvalorização cambial, controle direto sobre o mercado cambial ou controle quantitativo sobre as importações. Todavia, os autores deixaram claro que somente a partir da segunda metade da década de 1950 foi possível identificar no País uma estratégia bem definida, por parte do *policy makers*, visando explicitamente a modernização da economia.

Conforme Arend (2009), com o Plano de Metas o Brasil buscou internacionalizar sua economia, atraindo empresas estrangeiras e promovendo uma série de mudanças em seu marco regulatório para facilitar a penetração do capital externo. Entretanto, com o advento da Ditadura Militar na década de 1960, o Brasil experimentou um cenário ambíguo, marcado por contradições internas complexas configuradas em uma economia que se tornava uma das maiores do mundo, porém ao custo de maior desigualdade na distribuição da renda e da deterioração do aparelho democrático e das liberdades individuais. A *belle époque* do Brasil foi o período entre 1968 a 1973, também conhecido como “Milagre Brasileiro”, em que o País sustentou taxas robustas de crescimento e investimentos, especialmente, propiciados pelo cenário de liquidez internacional, bem como pela expansão da economia mundial e pelas reformas institucionais promovidas pelo Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG). Esse cenário favorável sofre forte reversão com as duas crises do petróleo ocorridas em 1973 e 1979 (que perpassa o período de “Marcha Forçada”). Esses choques adversos promoveram a redução da liquidez e elevação dos juros internacionais em detrimento dos estímulos externos, até então importantes para o crescimento interno.

Em suma, da década de 1950 até a de 1970, o Brasil experimentou uma série de programas e planos cujos maciços investimentos, sobretudo, direcionados ao setor industrial, elevou o processo de produção industrial a outro patamar, introduzindo o País no rol dos emergentes em via de industrialização. Tal proposição pode ser verificada no Gráfico (1), o qual explicita o comportamento da variação da formação bruta de capital fixo (FBCF) no Brasil, entre 1950 a 2008. Pode-se perceber níveis elevados de investimentos na economia brasileira desde o ano de 1950, apesar de experimentar uma nítida tendência de queda até início dos anos 1960. Contudo, ao longo dessa década passa a apresentar persistente tendência de alta, até o primeiro choque do petróleo. No período da “Marcha Forçada” (1974-1980) a variação da FBCF passa a decrescer, mas mantém-se em níveis elevados.

Gráfico 1: Variação da Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil entre 1950 a 2008



Fonte: Elaboração Própria, com base no IPEADATA.

A década de 1980, para muitos especialistas uma “década perdida” em termos econômicos e sociais, pode ser caracterizada como um período de forte estagnação do PIB *per capita*, aumento da desigualdade de renda e aceleração descontrolada do processo inflacionário (GIAMBIAGI *et. al*, 2011). Houve repercussões consideráveis sobre o desempenho da indústria, sendo a maior parte dessa década marcada por agudas distorções macroeconômicas e monetárias, que provocaram reversão no comportamento dos investimentos na economia brasileira. No Gráfico (1) é possível verificar que a partir dos primeiros anos da década de 1980, a variação da FBCF permanece, na maioria dos anos, abaixo da média de todo o período. Isso denota as expectativas desfavoráveis com relação aos retornos esperados dos investimentos durante essa década; quadro esse que se mantém em, praticamente, toda a década ulterior.

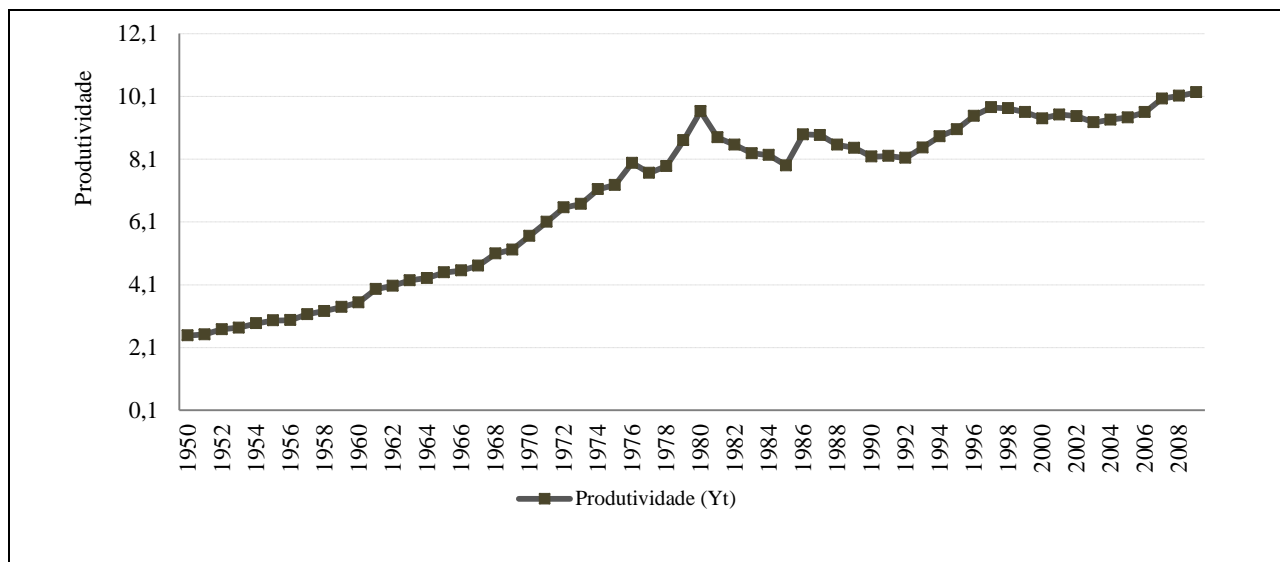
Após uma série de malogrados planos de estabilização monetária, o Plano Real, lançado em 1994, alcançou a contento essa meta, pois, ao adotar uma política de privatização e liberalização conseguiu alcançar importantes avanços no processo de modernização da economia brasileira. De fato, desde 1992 (Gráfico 1) é possível verificar que a variação da FBCF começou a apresentar avanços em relação aos anos anteriores, mas se tornou mais volátil no período que coincide com as crises financeiras no final dessa década. Não obstante, a elevação da dívida pública líquida e a indiscriminada abertura econômica, entre outras medidas, são elencadas por Freitas e Prates (2001) como pontos negativos herdados pelo Brasil, durante o interregno 1994 a 2001.

Entre 2002 a 2008, a economia brasileira foi marcada pelo crescimento do produto, pela estabilidade dos preços, além da ênfase em políticas orientadas às transferências de renda, com o intuito de debelar a miséria; no entanto, por outro ângulo, também foi marcada pela deterioração do saldo em transações correntes e por certo movimento de retorno a “reprimarização” da pauta de exportação nacional (CANO, 2012). Conforme o Gráfico (1), a variação da FBCF também se mantém em nível próximo àquele verificado no País, a partir da segunda metade da década dos anos 1990. Entretanto, a partir de 2006, o comportamento da FBCF parece ser significativamente mais favorável, quando em cotejo com os anos anteriores.

Todas essas assertivas podem ser constatadas no Gráfico (2), mediante as nuances e o comportamento apresentado pela produtividade efetiva do trabalho no Brasil entre 1950 a 2008.

Pode-se perceber que, mesmo a FBCF não coincidindo em termos precisos com a dinâmica da produtividade efetiva do fator trabalho por hora trabalhada, ambas as séries guardam relação entre si em termos de dinâmica.

Gráfico 2: Produtividade por hora trabalhada no Brasil entre 1950 a 2008



Fonte: Elaboração própria, com base no IPEADATA.

Entre as décadas de 1950 a 1970 a produtividade do trabalho apresenta franca tendência de expansão, sem descontinuidades ou rupturas desse padrão. A reversão da dinâmica experimentada pela economia brasileira, a partir da década de 1980, coincide com o comportamento desfavorável que os investimentos passam a apresentar a partir dessa década, conforme Gráfico (1). Cabe ressaltar que em média essa produtividade, no final da “década perdida”, estava em nível criticamente inferior àquele observado no início desse mesmo decênio. Alguma melhora no desempenho da produtividade é identificada a partir de 1992. Para Giambiagi *et. al* (2011), esse cenário econômico favorável coincide com a mudança de orientação da política econômica brasileira, a qual rompe com o forte intervencionismo estatal e com a redefinição do papel do Estado na economia, criando um ambiente propício ao investimento privado. No entanto, a economia brasileira perde fôlego a partir do ano de 1998, em razão da deflagração da crise financeira russa, a qual intensificou a volatilidade dos investimentos nesse período.

Até meados da década de 2000, o panorama insatisfatório do comportamento da produtividade se mantém, apesar de ensaiar alguma recuperação a partir de 2006, como reflexo do impulso avultado pela variação da FBCF. O fato é que em 2008 foi possível constatar que a produtividade brasileira alcança níveis muito próximos ao do início da década de 1980, denotando que o cotejo entre 1980 a 2008 reflete quase três décadas de estagnação da produtividade efetiva do fator trabalho (y_t) no País. Desse panorama depreende-se o fenômeno denominado no contexto do presente trabalho de enigma da produtividade do fator trabalho.

Uma vez realizada essa breve recuperação histórica do cenário político-econômico brasileiro, desenvolve-se a partir desse ponto, os aspectos relacionados ao método empregado para a avaliação da produtividade brasileira entre 1950 a 2008, mediante o uso da B-ND e dos testes mais tradicionais de raiz unitária, além do teste de Causalidade de Granger.

4. MÉTODO ECONOMETRICO

4.1 Estratégia empírica: decomposição Beveridge-Nelson e quebra estrutural

O teorema de Beveridge-Nelson (1981) parte da premissa de que uma série temporal pode ser modelada como um ARIMA (p,d,q) , genericamente representada como segue:

$$y_t = \delta + \Theta_1 y_{t-1} + \dots + \Theta_p y_{t-p} + \Phi_1 \epsilon_{t-1} + \dots + \Phi_q \epsilon_{t-p} \quad (1)$$

No escopo do presente trabalho, y_t corresponde à série produtividade efetiva por hora trabalhada, de ordem (p) . Por seu turno, ϵ_t corresponde ao erro contemporâneo ruído branco de ordem (q) . Dado que y_t depende do erro contemporâneo e do erro imediatamente passado, pode-se operacionalizar o modelo mediante um operador de defasagem, do modo que:

$$\psi(L) \equiv \Theta(L) / \Phi(L) \quad (2)$$

É importante ressaltar que esse modelo em nível apresenta tendência estocástica do tipo passeio aleatório. Beveridge e Nelson (1981) esclarecem que este modelo se baseia na seguinte identidade matemática:⁴

$$\psi(L) \equiv \psi(1) + (1 - L)\psi^*(L) \quad (3)$$

Considerando que $\psi(L)$ é um operador de defasagem, demonstra-se que:

$$\psi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j, \text{ logo:} \quad (4)$$

$$\psi^*(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k^* L^k \quad (5)$$

$$\psi_k^* = -\sum_{j=k+1}^{\infty} \psi_j, \quad \text{sendo que } \psi_0 = 1. \quad (6)$$

Em que as tendências estocásticas seguem um passeio aleatório com *drift*. Dessas identidades pode-se demonstrar que a série produção *per capita* por hora trabalhada (y_t) pode ser desagregada em um componente permanente e em outro de caráter cíclico representados, respectivamente, por p_t e c_t :

$$y_t = p_t + c_t \quad (7)$$

$$p_t = y_0 + \delta_t + \psi(1) \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (8)$$

⁴ Utilizou-se a notação empregada por Bueno (2011).

$$c_t = \psi^*(L)\epsilon_t \quad (9)$$

Deduzido p_{t-1} da segunda equação, chega-se:

$$p_t = p_{t-1} + \delta + \psi(1)\epsilon_t \quad (10)$$

Considerando-se $p_0 = y_0$.

Portanto, a variável p_t corresponde ao fator permanente do modelo do tipo passeio aleatório com *drift* e inovação com $\psi(1)\sigma$, enquanto o termo c_t consiste no fator transitório do modelo. Beveridge e Nelson (1981) explicitam que no caso de tendência determinística os choques temporários são atenuados ao longo do tempo, por conta de sempre existir uma linha de tendência bem definida, de modo que não repetem em tendências estocásticas do tipo causal. Com algumas simplificações realizadas na Equação (8), chega-se a seguinte especificação⁵:

$$p_t = y_0 + \delta t + \psi(1) \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (11)$$

Dessa forma, obtém-se a equação do componente permanente do modelo, a qual decorre da previsão de longo prazo da série ajustada em relação à tendência determinística. Esse é um processo que pode ser caracterizado, inexoravelmente, como um passeio aleatório. Assim, o componente cíclico pode ser encontrado simplesmente deduzindo p_t de y_t . Em suma, conforme explicitado por Bueno (2011), pode-se representar a Equação (1) de forma alternativa utilizando os operadores polinomiais de defasagem como:

$$\Phi(L)(\Delta y_t - c) = \Theta(L)\epsilon_t \quad (12)$$

Com efeito, Beveridge e Nelson (1981) demonstram que sendo $\phi(L)$ e $\Theta(L)$ polinômios de defasagens, chega-se:

$$\Delta y_t = \delta + \psi(L)\epsilon_t \quad (13)$$

$$\psi(L) = \Theta(L) / \Phi(L) \quad (14)$$

Os autores estabeleceram que o componente permanente nessa perspectiva é dado por:

$$p_t = p_{t-1} + \delta + \psi(L)\epsilon_t \quad (15)$$

⁵ Ver Bueno (2011, p.156).

O componente cíclico (também chamado de curto prazo) é obtido mediante dedução do fator permanente da série original, logo, $c_t = y_t - p_t$. Dessa forma, procede-se as seguintes deduções:

$$y_t = y_{t-1} + \delta + \Phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (16)$$

Alternativamente a Equação (16) pode ser escrita como:

$$y_t = (1 + \Phi)y_{t-1} + \delta + \epsilon_t \quad (17)$$

Ao encontrar o valor de ϕ na Equação (17) e substituí-lo na Equação (18) obtém-se o componente permanente da série p_t dada por: :

$$p_t = p_{t-1} + \delta + [1/(1 - \Phi)]\epsilon_t \quad (18)$$

Por fim, mas não menos importante, deve ser considerada a possibilidade de existência de quebra estrutural na série estudada. Para tanto, uma sugestão de um modelo especificado com esse intuito pode ser devidamente representado como segue:

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \beta_1 ano_{68_74} + \beta_2 ano_{78_90} + \epsilon_t \quad (19)$$

Disso decorre que y_t representa a produtividade efetiva do trabalho por hora no período t ; ϕ_j compreende um parâmetro autoregressivo de ordem (j); β_1 é o coeficiente da variável *dummy* que assume valor igual a 1, ao longo do período de 1980 a 1996 e zero nos demais anos; β_2 também configura o coeficiente da variável *dummy* que assume valor igual a 1, para o período de 1996 a 2008, e zero nos demais anos. Espera que se os sinais das variáveis *dummy* sejam estatisticamente significativos e com o sinal positivo, caso haja existência de uma quebra estrutural nessa série nos períodos ressaltados; e por fim, ϵ_t representa o termo estocástico do modelo.

4.2 Procedimentos econométricos

Antes de definir o modelo ARIMA (p,d,q) realizou-se, inicialmente, o teste de raiz unitária KPSS⁶ com constante e tendência, dado que esse teste permite identificar algum caráter de persistência da série, ou seja, se não há reversão das médias no longo prazo. Por fim, com base nos argumentos avultados na Seção 2, em que se identifica forte retração da produtividade efetiva brasileira a partir do ano de 1980, procedeu-se à análise de quebra estrutural da série entre 1980 a 1995 e entre 1996 a 2008, com vistas a cobrir o período posterior à “década perdida”. Para isso,

⁶ Ver Bueno (2011) para detalhes formais desses testes.

utiliza-se Método dos Mínimos Quadrados Ordinários e incorporou-se ao modelo uma *dummy* multiplicativa, com o intuito de identificar mudanças significativas no comportamento da série⁷.

Na especificação do modelo ARIMA (p,d,q) mais adequado para o escopo do presente estudo, avaliou-se o correlograma para um referência inicial na identificação d dos coeficientes autorregressivos e de médias móveis significativas em termos estatísticos, com vistas a obter o *drift* e os valores de ϕ , utilizados para calcular os componentes cíclicos (de curto prazo) e permanentes (de longo prazo), com base nas Equações (17) e (18).

O presente trabalho também aplicou o teste de causalidade de Granger com o intuito de analisar a relação entre os fatores decompostos pela aplicação da metodologia Beveridge-Nelson e a variação da formação bruta de capital fixo no Brasil. Conforme Maddala (1992), o teste de Causalidade de Granger (1969) não visa identificar a relação de causalidade no sentido estrito de endogeneidade. Basicamente, o teste de Granger-Causa ajuda a descobrir se o y prevê z . Caso essa relação não seja estatisticamente significativa, diz-se que y não Granger-Causa z . A hipótese nula do teste é de que y não Granger-Causa z . Cabe ressaltar que as séries utilizadas na realização do teste de Causalidade de Granger estão em variação percentual anual, sendo representada por $\Delta FBCF_t$.

O teste de Granger se baseia no teste F ou χ^2 , os quais avaliam a significância estatística dos coeficientes estimados das variáveis defasadas a um baixo nível de significância. Então, se a hipótese nula for rejeitada, pode-se inferir que os valores defasados de uma variável contribuem para a previsão de outra variável no período t . (BUENO, 2011; ENDERS 2009). Finalmente, para a escolha do número ótimo de defasagens do VAR são utilizados os critérios de minimização das Funções de Akaike, Schwarsz, Hannan-Quinn.

4.3 Fonte e base dos dados

Os dados do presente estudo têm como fontes o *Center for Internacional Comparisons At University of Pennsylvania* acerca do produto *per capita* dos países por horas trabalhadas ajustadas a preços constantes (produtividade), mediante dólar deflacionado pelo Índice de Laspeyres a preços de 2005. Adicionalmente, os dados referentes à variação percentual de um ano para outro do estoque líquido de capital fixo foram obtidos a partir da base de dados do IPEADATA, cuja representação doravante será $\Delta FBCF_t$.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Resultados do teste de raiz unitária para as variáveis e da análise de quebra estrutural da variável produtividade por hora trabalhada (y_t).

Para verificação da presença de raiz unitária na série da produtividade efetiva por hora trabalhada (y_t), utilizou-se o teste KPSS, incluindo-se a constante e a tendência ao longo da série. O resultado do teste de raiz unitária está disposto na Tabela (1), com o qual percebe-se que, ao nível de significância de 1% e 10%, não há evidência estatística para sustentação da hipótese de estacionariedade para a variável, cuja estatística calculada foi 1,0777; sendo que a mesma é superior ao valor crítico. Disso depreende-se que a série possui caráter persistente e não se reverte a choques de curto prazo, conforme os argumentos aludidos na literatura especializada por Beveridge e Nelson (1981) e Nelson e Plosser (1982).

⁷ Com base na Equação (17).

Tabela 1. Teste de raiz unitária na série produtividade efetiva por hora trabalhada (y_t).

Variável	Hipótese nula	Variável em nível	Em primeira diferença I (1)
y_t	Estacionariedade	1,0777	0,0757

Fonte: Elaboração Própria.

Nota: 10%: 0,119; 5%: 0,146; 1%: 0,216

Após a realização do teste supracitado, estimou-se um modelo autorregressivo de ordem (5), cujas estimativas estão dispostas na Tabela (2). Ressalta-se que, devido a não significância estatística das demais defasagens (1, 2, 3 e 4), fora reportado somente a estimativa referente a 5 defasagens ao apresentar menor erro quadrado médio e resíduo branco.

Os resultados encontrados com o teste de quebra estrutural estão na Tabela (2). Pode-se identificar uma ruptura estrutural estatisticamente significativa a 1% na produtividade por horas trabalhadas (y_t) no período de 1980 a 1995. Isso evidencia uma reversão estatisticamente significativa do padrão estabelecido pela produtividade por hora trabalhada antes da década de 1980, e uma outra que perdurou durante todo o período de inflação crônica e aguda desorganização macroeconômica.

Tabela 2 – Resultados da estimação com base na Equação (19).

Regressores	Coefficiente	Erro padrão
Const	0,212430 ***	0,0415928
y_{t-5}	-0,310448 ***	0,120270
<i>dummy</i> ₁₉₈₀₋₁₉₉₅	-0,187551 ***	0,0724548
<i>dummy</i> ₁₉₉₆₋₂₀₀₈	-0,126269	0,0774033

Fonte: Elaboração Própria

Nota: *** Parâmetros significativos a 1%; ** Parâmetros significativos a 5%

Com vistas a verificar se após o ano de 1995 seria possível identificar alguma quebra estrutural, realizou-se esse mesmo teste para os anos entre 1996 a 2008. Nesse caso, infere-se que não houve quebra estrutural durante o restante do período avaliado. Portanto, evidencia-se que a década de 1980 e a primeira metade da década ulterior, marcam uma ruptura estatisticamente relevante com o padrão de crescimento da produtividade do trabalho que predominava pelo menos até os anos finais da década de 1970; o que sugere que a ruptura identificada esteja em alguma medida associada com: i) a expressiva queda dos investimentos brasileiros concernentes ao período identificados no Gráfico (1); ii) com o cenário de inflação crônica e desorganização macroeconômica do período concernente à década de 1980 e à primeira metade da década ulterior.

5.2 Seleção do modelo ARIMA (p,d,q) e análise do componente cíclico e permanente da série produtividade do trabalho no Brasil

Conforme apontado a existência de raiz unitária na série da produtividade efetiva por hora trabalhada (y_t) pela Tabela (1), a fim de eliminar a raiz unitária, utilizou-se as variáveis defasadas em primeira diferença. Analisando-se na função de autocorrelação e a função de autocorrelação parcial foi possível estimar um modelo ARIMA (2,1,2)⁸, cujos resultados estão dispostos na Tabela (3).

Tabela 3: Estimativa do processo ARIMA (2,1,2)

Regressores	Coefficiente	Erro Padrão
Const.	0,130296 ***	0,0443576
$\Theta_1 y_{t-1}$	-1,13952 ***	0,118969
$\Theta_2 y_{t-2}$	-0,723593 ***	0,108456
$\Phi_1 \epsilon_{t-1}$	1,35990 ***	0,0911612
$\Phi_1 \epsilon_{t-2}$	1,00000 ***	0,116495

Fonte: Elaboração Própria

Nota: *** Parâmetros significativos a 1%; * Parâmetros significativos a 10%

De posse dessas estimativas, procedeu-se a operacionalização dos cálculos dos componentes de curto (C_t) e longo prazo (P_t) da produtividade do fator trabalho, conforme o método BN-D. Ressalta-se que as estimativas foram significativas a 1%. Assim foi possível encontrar o componente de longo prazo da produtividade do trabalho no Brasil, com base na Equação (18):

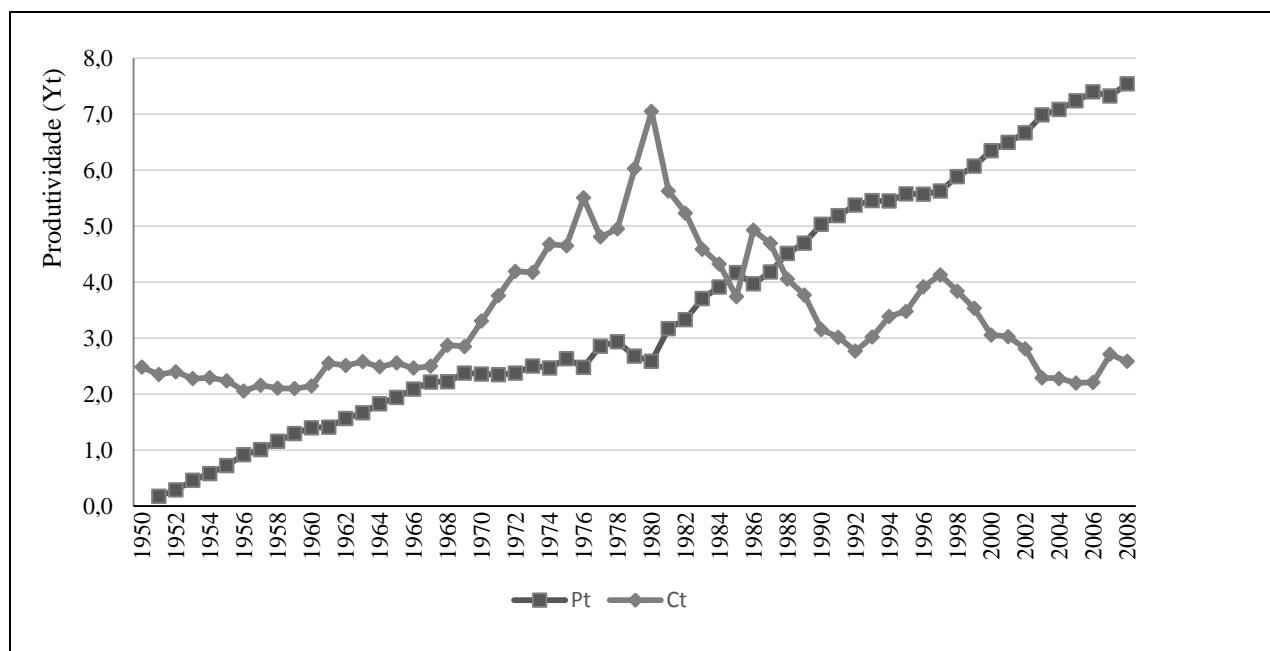
$$p_t = p_{t-1} + 0,130296 + \left(\frac{(1 - 1,3599 - 1,00)}{(1 + 1,13952 + 0,723593)} \right) \hat{\epsilon}_t$$

Uma vez encontrada a tendência de longo prazo procede-se a diferença entre a série efetiva e esse componente com o intuito de serem obtidos os componentes de curto prazo da série, cuja demonstração se desenvolve a partir da Equação (7). Os resultados encontrados após essa operacionalização estão retratados no Gráfico (3). Nesse gráfico é possível vislumbrar uma tendência claramente convergente entre o curto e longo prazo da produtividade do trabalho até o ano de 1966, embora o componente de curto prazo (C_t) tenha se mantido acima do fator permanente, e com níveis em meados da década de 1960, similares àqueles apresentados no início da década de 1950. Durante o período do “Milagre Econômico” e da “Marcha Forçada” a

⁸ E escolha desse modelo se deu com base na geração de ruído branco e menor erro quadrado médio.

tendência de longo prazo mantém-se crescente, enquanto o fator cíclico apresenta a sua dinâmica mais favorável em toda a série histórica circunscrita entre 1950 a 2008; inclusive, com uma taxa de elevação substancial nos últimos três anos da década de 1970.

Gráfico 3: Componente cíclico e permanente dos processos P_t e C_t



Fonte: Elaboração própria com base nas estimações da pesquisa.

O fato é que o período circunscrito entre 1950 até o final da década de 1970, foi marcado por um nítido crescimento dos fatores cíclicos e de longo prazo da produtividade do trabalho no Brasil. Isso sinaliza, em alguma medida, a eficiência dos Planos Econômicos na realização de maciços investimentos, com vistas a modernização da economia brasileira.

Portanto, a tendência de crescimento da produtividade efetiva do trabalho no Brasil, entre 1950 a 1970 (analisado na Seção 2), pode ser explicado pelo desempenho favorável dos seus fatores cíclicos e de longo prazo. Basicamente, propõe-se que o movimento dos dois componentes em uma mesma direção atenuou a possibilidade de instabilidade no comportamento da produtividade, uma vez que a resultante final da tendência de alta dos dois fatores (cíclico e de longo prazo) foi de ascensão, com a ausência de instabilidades que caracterizariam uma série cujos fatores divergissem quanto suas tendências.

É possível verificar que as inferências discutidas acima estão em consonância com aquelas obtidas por Veloso, Villela e Giambiagi (2008), dado que esses autores demonstraram que o período do “Milagre” esteve associado às reformas institucionais realizadas na economia brasileira em período anterior. Esse argumento é reforçado pelas inferências do presente trabalho, ao elucidar que tanto o comportamento do componente de curto prazo quanto o de longo prazo apresentam franca expansão desde o início da série até o final da década de 1970, denotando que o favorável desempenho econômico do “Milagre” não pode ser explicado *a per se*.

O panorama da produtividade do trabalho no Brasil se modificou substancialmente a partir da década de 1980. No Gráfico (3), mesmo sendo observado que o componente de longo prazo mantém seu ritmo de crescimento, dado que não se reverte a choques de curto prazo, o

mesmo não pode ser asseverado para o fator de curto prazo, uma vez que declina substancialmente e torna-se mais volátil durante a “década perdida”. Esse descolamento entre o comportamento dos fatores de curto e de longo teve como resultante o desempenho negativo da produtividade efetiva do trabalho (y_t) na “década perdida”, como retratado no Gráfico (2).

A taxa de crescimento da produtividade do trabalho no Brasil, durante a década de 1990, apresentou certo nível de descolamento entre o componente cíclico e o permanente, dado que o primeiro manifestou certa queda no ano de 1990 e 1991, mas a partir de 1992 apresenta recuperação até o ano de 1997, e volta a declinar nos últimos dois anos da década, período em que a economia brasileira é afetada de maneira mais contundente pelas crises financeiras internacionais. Enquanto isso, o fator permanente permaneceu em franco crescimento durante a década.

No decênio de 2000, o componente cíclico permaneceu em declínio até o ano de 2002 e a partir disso apresenta certa estabilidade e algum crescimento após 2006, enquanto o fator permanente mantém-se em crescimento, dado sua insensibilidade aos choques de curto prazo. Uma das inferências importantes que resulta da análise do Gráfico (3) é que em 2008 o fator de curto prazo se encontra praticamente no mesmo patamar que se apresentava no início da década de 1950. Portanto, é possível constatar um fenômeno de mais de meio século de estagnação do componente de curto prazo (C_t) da produtividade do trabalho no Brasil, quando compara-se as duas datas limites do presente estudo (1950 e 2008).

Portanto, a resultante de um fator de longo prazo crescente e de um curto prazo instável e que cresceu até os anos finais da década de 1970, passando a declinar de forma vertiginosa a partir disso, foi uma produtividade efetiva por hora trabalhada (y_t) em 2008 que ainda permanecia praticamente no mesmo nível observado nos primeiros anos da década de 1950, conforme demonstrado na Seção 3. Esse conjunto de resultados, em alguma medida, também coaduna com Gomes, Pessôa e Veloso (2003), uma vez que esses últimos comprovam a forte relação entre a queda da produtividade dos fatores de produção e a taxa de crescimento brasileira entre 1970 e início da década de 1990, enquanto no presente trabalho é possível verificar o comportamento desfavorável da produtividade do trabalho durante esse mesmo período, e até mesmo ao longo do decênio ulterior.

5.3. Análise da Causalidade de Granger

Preliminarmente, efetuou-se o teste de raiz unitária (KPSS) para as variáveis C_t , P_t e $\Delta FBCF_t$, cujas estatísticas calculadas, respectivamente, foram de 1,0771; 1,0724 e 0,4053; com as quais também não foi possível sustentar a hipótese de estacionariedade. Ou seja, verifica-se que as variáveis que contemplam o presente estudo possuem raiz unitária.

Tabela 3: Teste de raiz unitária para C_t , P_t e $\Delta FBCF_t$

Variável	Hipótese nula	Variável em nível	Em primeira diferença I(1)
C_t	Estacionariedade	1,0771	0,0735
P_t	Estacionariedade	1,0724	0,0604
$\Delta FBCF_t$	Estacionariedade	0,4053	0,1090

Fonte: Elaboração Própria

Nota: 10%: 0,119; 5%: 0,146; 1%: 0,216.

Após a detecção da presença de raiz unitária, procedeu-se ao cálculo de primeira diferença a fim de estacionarizar as séries, cujos valores calculados foram inferiores aos valores críticos do teste KPSS. A partir disso é possível trabalhar com as variáveis em primeira diferença.

Estudos clássicos como o de Solow (1956) demonstraram a relação intrínseca mantida entre as inversões de capital e a produtividade dos fatores. Mais especificamente quanto às pesquisas realizadas para o Brasil, o estudo de Bacha e Bonelli (2005) evidenciou a estreita relação entre a redução da taxa de acumulação de capital físico e o desempenho da economia brasileira. Uma vez que na Seção 5.1 identificou-se quebra estrutural a partir da década de 1980, cujo resultado é o declínio da produtividade efetiva (y_t) e do componente de curto prazo (C_t), a aplicação do teste de Causalidade de Granger entre os investimentos e as séries consideradas a partir desse decênio, tornou-se um imperativo para a devida compreensão desse fenômeno. Esse conjunto de argumentos teóricos e econométricos justificam o teste de Causalidade de Granger realizado a seguir.

Ressalta-se ainda que as séries utilizadas para a análise do teste de Causalidade de Granger são estacionárias em primeira diferença, conforme se pode verificar na Tabela (1) e na Tabela (3). A partir disso, efetuou-se o teste de Causalidade de Granger, cujos resultados estão dispostos na Tabela (4).

Tabela 4: Resultado do teste de Causalidade de Granger para o período de 1979-2008.

Hipótese nula:	χ^2	p-valor
$\Delta FBCF_t$ Não Granger-Causa em c_t	18,376	0,000
$\Delta FBCF_t$ Não Granger-Causa em p_t	18,488	0,000
p_t Não Granger-Causa em c_t	0,53113	0,767
c_t Não Granger-Causa em p_t	1,5266	0,466

Fonte: Elaboração própria com base nas estimações da pesquisa.

Conforme o teste de Causalidade de Granger, observa-se que, ao nível de significância de 1%, a variação do estoque de capital fixo líquido ($\Delta FBCF_t$) antecede os valores do componente de curto prazo da produtividade do trabalho (C_t). Por outro lado, ao nível de significância de 1%, a variação da formação bruta de capital fixo ($\Delta FBCF_t$) antecede o componente de longo prazo da

produtividade do trabalho (P_t). Por fim, tem-se que não há causalidade (no sentido de Granger) entre o curto e longo prazo para essa variável.

É possível inferir que os resultados do teste de Causalidade de Granger demonstram que existe uma relação estatisticamente significativa de precedência entre as variáveis entre os investimentos ($\Delta FBCF_t$) e a tendência de curto prazo da produtividade brasileira do trabalho; ou seja, verifica-se que a variação da formação bruta de capital fixo Granger-Causa o componente de curto prazo da produtividade do trabalho no Brasil. Esse resultado pode ser interpretado como sendo a variação de $\Delta FBCF_t$ antecedendo a produtividade de curto prazo. Assim, mudanças no desempenho de curto prazo da produtividade do trabalho foram precedidas por mudanças na mesma direção na variação dos investimentos.

De modo geral, os resultados indicam que a tendência de curto prazo da produtividade depende em alguma medida dos choques de investimentos, e como esses últimos apresentaram desempenho desfavorável a partir da década de 1980, conforme demonstrado no Gráfico (1), a tendência de curto prazo também apresentou fraco desempenho; inclusive retornando para níveis observados na década de 1980. Os investimentos também precedem o fator de longo prazo, no entanto, como o fator de longo prazo possui trajetória persistente e não se reverte a choques de curto prazo na produtividade, infere-se que os fortes investimentos avultados até a década de 1970, engendraram a persistência da trajetória de longo prazo, mesmo após a reversão desfavorável dos investimentos depois da “Marcha Forçada”. Além disso, a inexistência de Causalidade de Granger entre o curto e longo prazo, reforça a inferência obtida na Seção 5.1 em que a presença de raiz unitária na produtividade efetiva do trabalho (y_t), sinaliza um caráter persistente do componente de longo prazo, que não se reverte a choques de curto prazo.

Portanto, o fator de curto prazo manteve-se acima da tendência de longo prazo até parte da década de 1980, em função dos pacotes de investimentos estabelecidos até esse período, como demonstrado pelo Gráfico (1); e que pelo teste de Causalidade de Granger é possível afirmar que precedem o comportamento da produtividade no curto prazo. Com a queda dos pacotes de investimentos, a tendência de longo prazo — que não se reverte a choques de curto prazo — continuou em ascensão e ultrapassou o fator de curto prazo.

Com a análise individual dos componentes de curto e longo prazo foi possível diagnosticar quão estagnada esteve a produtividade brasileira do trabalho no período avaliado. Isso porque se a produtividade efetiva em 2008 se mantinha em níveis próximos àqueles observados no início da década de 1950, por outro lado, o componente de curto prazo dessa mesma série em 2008 se encontrava em níveis observados no início da década de 1980 no Brasil. Essa inferência exigirá novos estudos e aprofundamentos na identificação dos fatores que levaram a tal estagnação, isto é, ao fenômeno designado no escopo do presente trabalho de enigma da estagnação da produtividade do trabalho no Brasil.

6. CONCLUSÃO

As inferências empíricas obtidas no presente estudo revelaram que até o final da década de 1970, a produtividade brasileira do trabalho apresentou tendência de crescimento, tanto em termos cíclicos quanto de longo prazo. Isso foi viabilizado pelos diversos Planos Econômicos, levados a cabo com a realização de investimentos maciços entre 1950 até fins dos anos de 1970, adotados no intuito de fomentarem o crescimento e a modernização da economia brasileira.

Os resultados, no que se refere à análise de quebra estrutural da série da produtividade do trabalho, revelaram que o ponto de inflexão deste processo ocorreu na década de 1980, com a

estagnação econômica interna e com o cenário internacional desfavorável. A partir disso, a formação bruta de capital fixo começa a declinar, refletindo no componente cíclico da produtividade do trabalho no País, que ainda não demonstrou sinal de recuperação significativa desde então.

Ao desagregar tal série em componentes de curto e longo prazo, constatou-se que os fortes investimentos de 1950 até 1970 permitiram a economia brasileira experimentar alguma modernização, implicando na tendência persistente de alta no crescimento de sua produtividade no longo prazo, de modo que mesmo com reversão dos investimentos esse padrão se manteve. Entretanto, a partir de 1980 até o ano de 2008, evidencia-se que o componente cíclico foi desfavorável, dado o fato de ser precedido pelos fluxos de investimentos que, por sua vez, mantiveram-se em patamares aquém daqueles verificados até o período de “Marcha Forçada”.

À guisa de inferência geral, é possível assinalar que o Brasil, em termos de crescimento da produtividade do trabalho forte estagnação, dado que a produtividade efetiva do trabalho (y_t) apresentava em 2008 níveis observados no início da década de 1980, bem como o componente de curto prazo (C_t) em 2008 apresentava níveis observados no início da década de 1950. Tais inferências exigem que futuros trabalhos aprofundem essas investigações e perscrutem, sobretudo, o motivo que levou a essa estagnação da produtividade do trabalho no País, face a um componente de longo prazo com tendência de franca elevação.

REFERÊNCIAS

ALBERTON, V. *Distribuição dos ganhos da produtividade do trabalho no complexo metal-mecânico brasileiro*. 2006. 86f. (Dissertação de Mestrado em Economia) – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, PUCRS, Porto Alegre – RS.

AGUIRRE, A., FERREIRA, A.H.B., 1. The (in) existence of a Unit Root in Brazilian Gross Domestic Product. *Applied Economics Letters*, v.8, n. 10, p.645-647, 2001.

AREND, M. P. *50 Anos de Industrialização do Brasil (1955-2005): uma análise evolucionária*. 2009. 252f. Tese (Doutorado em Economia). Programa de Pós-Graduação em Economia – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre – RS.

BACHA, E; BONELLI, R. Uma interpretação das causas da desaceleração econômica do Brasil. *Revista de Economia Política*, v.25, n.3, p.163-189, 2005.

BEVERIDGE, S. 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*, n.2, v.7, p. 151-174. Disponível em: <http://www.uh.edu/~cmurray/courses/econ_7395/Beveridge%20Nelson.pdf>. Acesso em: 12 jun. 2015.

BUENO, R. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAMPBELL, John Y.; MANKIW, N. Gregory. *International evidence on the persistence of economic fluctuations*. *Journal of Monetary Economics*, n. 23, 1989. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w2498.pdf>>. Acesso em: 14 jun.2015.

CANO, W. A desindustrialização no Brasil. *Textos para discussão*. Campinas: Instituto de Economia, Unicamp, n. 200, jan.2012.

CASTRO, Lavínia Barros. Privatização, abertura e Desindexação: a primeira metade dos anos 90. In: GIAMBIAGI, Fábio (Org.). *Economia Brasileira e Contemporânea*. Rio de Janeiro: Campus, 2005.

CASSIOLATO, José Eduardo; LASTRES, Helena Maria Martins. Sistemas de inovação e desenvolvimento: as implicações de política. *São Paulo Perspec.* 2005, vol.19, n.1, p. 34-45, 2005.

CRIBARI NETO, F. O comportamento estocástico do produto no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n.2, p.381-402, 1990. Disponível em:< file:///C:/Users/pccli/Desktop/907 13181-PB%20(1).pdf>. Acesso em: 13 jun. 2015.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. 3. Ed Nova York: Wiley, 2009.

FISCHER, S. Long-term Contracts, Rational Expectations, and The Optimal Money Supply Rule. *The Journal of Political Economy*, v. 85, n.1, p. 191-205, fev.1977.

FREITAS, M.C; PRATES, D.M A abertura financeira no governo FHC: impasse e consequências. *Economias e Sociedade*, n.17, dez.2001.

GIAMBIAGI, F; VILLELA, A; BARROS, C. HERMANN, J. *Economia Brasileira e Contemporânea*. 2.ed. São Paulo: Editora Campus/Elsevier, 2011.

GOMES, V; PESSÔA, S; VELOSO, F.A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa. *Pesquisa e Planejamento*, v.33, n.3, p.389-434, 2003.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral, *Econometrica*, v. 37, 424-438. 1969.

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. Post-war U.S business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1, p.1-16, 1997.

KYNDLAND, F. E; PRESCOTT, E.C. Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, v. 50, n.6, nov. 1982.

LEE, J; STRAZICICH, M. Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Working paper*, Department of Economics, University of Central Florida, jul.1999.

LUCAS, J. Some international evidences on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, vol. 63, n.3, p.326-334, jun.1973.

LONG, J.B; PLOSSER, C. I. Real Business Cycle. *The Journal of Political Economy*, v.91, n.1, fev. 1983.

MADDALA, G.S. *Introduction to Econometrics*, 2.ed, MacMillan: Nova York, 1992.

MAGALHÃES, M.A. Explicando os ciclos de negócios. *Economia Aplicada*, v.4, n.1, p.157 - 189, jan-mar.2000.

MANKIW, N.G. Small Menu Costs and Large Business Cycles. A Macroeconomic Model of Monopoly. *Quartely Journal of Economic Literature*, v. 100, n.2, 1985.

MICHELACCI, C; ZAFFARONI, P. (Fractional) beta converge. *Journal of Monetary Economics*, n.45, p.129-153, 2000. Disponível em:

<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393299000458>>. Acesso em: 10 jun.2015.

MUTH, J.F. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, v.29, n.2, p.315-335, abr.1961.

NELSON, R.; WINTER, S. *An Evolutionary theory of economic change*. 1.ed., Cambridge: Harvard University Press, 1982.

NELSON, C. PLOSSER, C.I. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economic*, v. 10, p. 139-162, 1982. Disponível em: <<http://www.ccee.edu.uy/ensenian/catmetec/material/Plosser.PDF>>. Acesso em: 10 jun 2015.

SARGENT, T; WALLACE, N. Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, v.83, p.241-254, abr.1975.

SILVA, C. G.; GOMES, F. A. R. A Persistência das Flutuações no Produto: Uma Análise Secular do Crescimento Econômico Brasileiro. *Revista Economia*, v. 12, n.3, 2011.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, v. 48, n.1, p. 1-48. 1980.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.70, p.65-94, 1956.

TAYLOR, J. B. Staggered Wage Setting in a Macro Model. *The American Economic Review*, v. 69, n.2, p.108-113, mai.1979.

VELOSO, F; VILLELA, A; GIAMBIAGI, F. Determinantes do “Milagre” econômico brasileiro. (1968-1973): uma análise empírica. *Revista Brasileira de Economia*, v.62, n.2, p.221-246, 2008.

VERSIANI, F. R.; SUZIGAN, W. *O processo brasileiro de industrialização: uma visão geral*. Universidade de Brasília – Departamento de Economia, 1990. Disponível em:<<http://www.angelfire.com/id/SergioDaSilva/industrializacao.pdf>> Acesso em: 12 jun 2015.