

CRESCIMENTO BALANCEADO E O EFEITO DOS CHOQUES PERMANENTES E TRANSITÓRIOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA.

Nicolino Trompieri Neto – IPECE e UNIFOR
João Paulo Martins Guedes – CAEN/UFC
Ivan Castelar – CAEN/UFC

Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Resumo

O presente artigo tem como objetivo utilizar o modelo básico de crescimento neoclássico sugerido por King *et. al.* (1988a, 1988b) e King *et. al.* (1991) para verificar a relação de equilíbrio de estado estacionário e as flutuações macroeconômicas entre as variáveis *per capita*, consumo, investimento e produto, da economia brasileira nas últimas décadas e obter uma relação de longo prazo representada por um vetor de cointegração teórico. Aplica-se o vetor de cointegração teórico em um modelo de tendências comuns baseado em Warne (1993) para analisar os impactos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis e verificar qual a importância relativa deles na explicação do comportamento temporal das variáveis. As evidências empíricas estão de acordo com as suposições teóricas do modelo. As variáveis apresentam um comportamento de passeio aleatório e existe um equilíbrio de longo prazo entre elas, apontando uma relação de estacionariedade entre consumo – produto e investimento – produto. A hipótese de crescimento balanceado entre as variáveis foi verificada e representam um impacto positivo, significativo e de mesma magnitude sobre elas.

Palavras-Chave: Crescimento balanceado, Tendências comuns, Choques permanentes e transitórios.
Código JEL: E13, E20, C32

Abstract

This paper uses the basic neoclassical growth model suggested by King *et. al.* (1988a, 1988b) and King *et. al.* (1991) to verify the equilibrium steady state and macroeconomic fluctuations between per capita variables, consumption, investment and product, of the Brazilian economy in recent decades and get a long-term relationship represented by a theoretical cointegration vector. Applies the theoretical cointegration vector in a model of common trends based on Warne (1993) to analyze the impacts of permanent and transitory shocks on the variables and check what their relative importance in explaining the temporal behavior of the variables. Empirical evidence are consistent with the theoretical assumptions of the model. The variables present behavior of random walk and there is a long-term equilibrium between them, pointing a stationary relationship between consumption - output and investment - product. The hypothesis of balanced growth between variables was checked and represent a positive, significant and of the same magnitude impact on them.

Keywords: Balanced growth, Common trends, Permanent and transitory shocks.
JEL Code: E13, E20, C32

CRESCIMENTO BALANCEADO E O EFEITO DOS CHOQUES PERMANENTES E TRANSITÓRIOS SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA.

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, investigar a importância dos choques permanentes e transitórios se tornou um importante ramo da macroeconomia aplicada, pois possibilita aos agentes e ao governo, observar como as principais variáveis econômicas respondem aos choques originados por mudanças políticas e tecnológicas e por fatores externos a economia.

Uma das principais questões discutidas na literatura macroeconômica recente é qual tipo de choque causa o ciclo de negócios. A teoria dos Ciclos Reais, afirma que os choques permanentes, principalmente os originados por mudanças tecnológicas (choques de oferta), são os responsáveis pelas flutuações macroeconômicas. Por sua vez, a teoria Keynesiana assume as flutuações nos ciclos sendo gerada por choques transitórios (choques de demanda) de natureza monetária (Cubadda e Centori, 2003). Os efeitos dos choques de demanda são refletidos principalmente sobre preços e salário. Enquanto os choques de oferta, que incluem os choques de produtividade, são mais prováveis ter um efeito de longo prazo sobre o produto. Assim os movimentos no produto são dominados por choques de demanda no curto prazo e por choques de oferta no longo prazo. (Blanchard, 1989)

Dentro da teoria dos Ciclos Reais, o trabalho de King *et. al.* (1991) surge como uma referência no estudo dos efeitos das inovações permanentes e transitórias sobre as principais variáveis macroeconômicas. Segundo os autores, as inovações permanentes são originadas por mudanças na produtividade (ou tecnológicas) do fator trabalho e atinge a economia por meio de uma tendência estocástica comum entre o consumo privado, investimento privado e produto nacional *per capita*. A partir de um modelo crescimento neoclássico fundamentado em um arcabouço econométrico desenvolvido por Beveridge e Nelson (1981), Stock e Watson (1988) e Engle e Granger (1987), os autores constroem um modelo estrutural multivariado assumindo que a produtividade é um processo de passeio aleatório compartilhado pelas variáveis do sistema. Logo as mudanças na produtividade repercutem em todas as variáveis, causando mudanças permanentes sobre as mesmas.

Esse artigo seminal tornou-se referência na literatura macroeconômica, sendo utilizado como base para o desenvolvimento de novas formas de entender e interpretar as flutuações econômicas (Mellander *et. al.*, 1992) e como exercício empírico em trabalhos inovadores, que desenvolvem novos métodos econométricos para estudar os efeitos das flutuações e como elas se propagam pela economia (Issler e Vahid, 2001; Cubadda e Centori, 2003; Camacho, 2005)

Nas últimas décadas, o Brasil passou por várias mudanças no seu cenário econômico, como a implantação do Plano Real; a adoção do sistema de metas de inflação e do câmbio flutuante; as mudanças na condução das políticas monetárias e fiscais para combater a inflação; e as mudanças ocasionadas por crises internacionais. Todos esses fatores geram impactos sobre o comportamento dos agentes no curto e no longo prazo, causando mudanças nas decisões de consumo e investimento por parte dos consumidores e das firmas, respectivamente. Essas mudanças refletem nos movimentos das principais variáveis macroeconômicas, como consumo agregado, investimento e por consequência na produção agregada do país.

Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no ano de 2013 a participação percentual do consumo das famílias na composição do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro foi de aproximadamente 62%, enquanto o investimento (formação bruta de capital fixo mais variação de estoques) foi responsável por 18%. Em períodos de crise ou mudanças políticas essas participações sofreram alterações, como por exemplo, a crise de 2008, que diminuiu a participação do consumo para 58,9% e aumentou a do investimento para 20,7%.

Essas mudanças na composição e as flutuações no PIB são respostas das variáveis aos choques originados internamente ou em outras economias. Diante desse cenário, entender como consumo, investimento e produto respondem as mudanças políticas e econômicas são ferramentas úteis para os

policy makers articularem políticas mais adequadas para cada cenário. Da mesma forma, entender qual a importância relativa dos choques de oferta e de demanda também se configura como uma informação útil aos agentes econômicos.

O objetivo desse artigo é utilizar o modelo básico de crescimento neoclássico sugerido por King *et. al.* (1988a, 1988b) e King *et. al.* (1991) para verificar a relação de equilíbrio de estado estacionário entre as variáveis *per capita*, consumo, investimento e produto, da economia brasileira nas últimas décadas e obter uma relação de longo prazo representada por um vetor de cointegração teórico. Aplica-se o vetor de cointegração teórico em um modelo de tendências comuns baseado em Warne (1993) para analisar os impactos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis e verificar qual a importância relativa deles na explicação do comportamento temporal das variáveis.

Além dessa introdução, o artigo está subdividido em mais três seções e as considerações finais. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura empírica; na terceira seção, tem-se o modelo teórico e o instrumental econométrico; na quarta seção apresentam-se as evidências empíricas encontradas sobre a economia brasileira; por último, tem-se as considerações finais.

2. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

A literatura empírica sugere a existência de uma relação entre as oscilações do *business cycle* e as flutuações na tendência de variáveis macroeconômicas. No campo teórico, duas correntes se destacam na explicação dos determinantes das flutuações de importantes variáveis macroeconômicas, por exemplo, consumo, investimento e produção. Uma delas, a teoria dos Ciclos Reais de Negócios, afirma que os choques associados a mudanças de produtividade e mudanças tecnológicas são os fatores causadores das flutuações; por sua vez, a Teoria Keynesiana, supõe que as mudanças na demanda geram os movimentos transitórios causadores das flutuações macroeconômicas. Nessa seção fazemos um apanhado com os principais artigos da literatura empírica abordando o modelo básico de crescimento neoclássico sugerido por King *et. al.* (1991) e os trabalhos que utilizam modelos multivariados cointegrados.

Estimando um modelo desenvolvido para uma pequena economia aberta, na linha do modelo proposto por King *et. al.* (1991), Mellander *et. al.* (1992) permite a existência de um setor externo no modelo de crescimento neoclássico. Os autores avaliam os efeitos das inovações permanentes e transitórias na economia da Suécia utilizando as variáveis: consumo público e privado, investimento doméstico, produto doméstico e termos de troca (representada pela razão entre o índice de preços das exportações e o índice de preços das importações), com periodicidade anual, para o período de 1871 a 1986. Como conclusão, foram identificadas duas tendências estocásticas comuns, interpretados como uma tendência estocástica externa e a tendência estocástica doméstica, e dois ciclos comuns entre as variáveis do modelo. Os choques permanentes domésticos são importantes para explicar as variações no investimento, mas não explicam as oscilações nos termos de troca. Outro resultado encontrado mostrou que a tendência estocástica comum estimada difere daquela encontrada pelo modelo de crescimento neoclássico para uma pequena economia aberta.

No trabalho de Engle e Issler (1993), analisam-se os co-movimentos de curto e longo prazo entre países da América Latina, através de um modelo de Tendências e Ciclos Comuns. Empregando dados anuais do PIB real *per capita* de México, Brasil e Argentina no período de 1948 a 1988, os autores encontraram duas tendências estocásticas comuns e um ciclo comum entre as três economias, revelando um alto grau de co-movimentos de curto e longo prazo. Os choques permanentes mostraram-se mais importantes que os transitórios nas flutuações das variáveis dessas economias.

Na mesma linha teórica estudada por King *et. al.* (1991), Issler e Vahid (2001) aplicam o modelo de tendências e ciclos comuns com o objetivo de examinar a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre o produto, o consumo e o investimento *per capita* dos Estados Unidos, no período de 1947 a 1988. Segundo os autores, há um ganho de eficiência na estimação gerado pelas restrições de cointegração e correlação serial comum sobre a estimação dos parâmetros de um modelo multivariado. As conclusões do trabalho revelam uma importância relativa dos choques transitórios de 50% na explicação das variações do produto no período de dois anos. Quanto ao investimento, as

oscilações transitórias são responsáveis por mais de 80% das suas flutuações. Apesar deste resultado, a variação no consumo é em grande parte explicada por choques permanentes, o que fornece evidência de que a variação no consumo é suave ao longo do tempo. Além disso, os autores afirmam que ignorar as restrições de ciclos comuns em um processo multivariado, leva a uma perda não trivial de eficiência na estimação de um vetor de correção de erros – VECM.

Em Kim e Piger (2002) o objetivo é investigar a assimetria nas flutuações econômicas dos Estados Unidos, por meio de um modelo de fatores dinâmicos. A partir de um modelo de crescimento baseado em King *et. al.* (1991) e definindo o consumo como uma tendência estocástica comum, os autores assumem a existência de uma tendência estocástica comum e de um componente transitório comum entre o logaritmo do produto nacional bruto, consumo de bens duráveis e investimento doméstico bruto *per capita* da economia americana, entre os anos de 1995 e 1998. Os resultados indicaram a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo e de curto prazo entre as variáveis. Outro resultado mostrou que as mudanças permanentes na tendência comum (consumo) geram uma mudança permanente nas variáveis, mas que há uma assimetria nas respostas das variáveis aos choques.

Cubbada e Centoni (2003) trazem um avanço à análise dos choques permanentes e transitórios ao propor uma fundamentação estatística para avaliar as contribuições das inovações permanentes e transitórias na explicação das flutuações cíclicas em um sistema cointegrado. A metodologia desenvolvida pelos autores permite mensurar os efeitos permanentes e transitórios por meio de bandas de frequência (*frequency band*) e calcula os intervalos de confiança por *bootstrap*. Para ilustrar a metodologia proposta, os autores procederam a um exercício empírico estimando um modelo de crescimento neoclássico proposto por King *et. al.* (1991). Os resultados indicaram que os choques de produtividade não é o principal determinante das flutuações de consumo, investimento e produto dos Estados Unidos, entre os anos de 1947 e 2001.

Em Narayan (2008), a importância dos choques transitórios e permanentes dentro do horizonte dos ciclos de negócios é investigada para a economia do Reino Unido, no período de 1950 a 2004. O modelo teórico assumido pelo autor é um modelo de crescimento neoclássico baseado em King *et. al.* (1987, 1991). As variáveis do modelo são renda *per capita*, o consumo *per capita* e o investimento *per capita*, com periodicidade trimestral. A decomposição dos componentes transitórios e permanentes indicou que, no curto prazo, as flutuações da renda *per capita* e do consumo *per capita* são determinadas principalmente pelos choques permanentes. Esse resultado está de acordo com os resultados propostos pelo modelo de Ciclos Reais de Negócios. O investimento *per capita*, por sua vez, é afetado principalmente pelos choques transitórios, estando de acordo com o proposto pela teoria Keynesiana de ciclos de negócios.

Trompieri *et. al.* (2007) analisam o produto, a taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial do Brasil, a partir do início da vigência do Plano Real até 2002, com o objetivo de identificar e estimar as respostas dessas variáveis aos choques permanentes e transitórios. Os resultados dos testes univariados e multivariados mostraram que as variáveis são integradas de primeira ordem $I(1)$ e que há duas relações cointegrantes entre elas, ou seja, uma tendência comum entre as séries. O teste de ciclos comuns indicou a existência de um ciclo entre as variáveis. A função impulso resposta e da decomposição da variância revelou que o produto agrícola brasileiro é predominantemente influenciado por choques transitórios. Quanto à taxa de câmbio e o saldo da balança comercial, essas variáveis estão mais associadas aos choques permanentes do que a choques transitórios e suas trajetórias são estritamente interligadas. Segundo os autores, esse comportamento do produto agrícola se deve a associação do câmbio e da taxa de juros criada pela política econômica adotada no período.

Como pode-se observar por essa breve revisão, o modelo de crescimento neoclássico básico foi bastante explorado pela literatura internacional nos últimos anos, evidenciando que esse tipo de metodologia pode fornecer um arcabouço teórico fundamental para investigar os fatores responsáveis pelas flutuações macroeconômicas brasileiras nas últimas décadas.

3. MODELO TEÓRICO E INSTRUMENTAL ECONOMÉTRICO

O modelo empregado nesse artigo é frequentemente utilizado na análise de crescimento econômico, mas também auxilia na investigação dos fenômenos dinâmicos, de uma forma mais ampla, envolvendo as escolhas de consumo, esforços do trabalho e investimento (King *et. al.* 1988a). Apresenta-se uma descrição de um simples modelo de Ciclos Reais de Negócios com efeitos permanentes gerados por choques de produtividade e mudanças tecnológicas, baseados nos trabalhos de King *et. al.* (1988a, 1988b, 2001), King *et. al.* (1991), Mellander *et. al.* (1992) e Issler e Vahid (2001).

O objetivo é apresentar a descrição e solução do modelo macroeconômico neoclássico, considerando o alicerce teórico desse artigo, sobre os determinantes das flutuações de importantes variáveis macroeconômicas brasileiras. Essa seção teórica será dividida em três partes: a primeira apresenta o modelo de crescimento com trajetória de crescimento exógena e determinística, apresentando as funções e restrições que compõem o cenário econômico; na segunda parte, apresenta-se o modelo supondo que a produtividade é regida por um processo de crescimento estocástico; na última parte, descreve-se o instrumental econométrico necessário para estimarmos os efeitos das inovações permanentes e transitórias sobre as variáveis. Esse modelo teórico é o foco central da discussão desse artigo, onde são apresentadas as hipóteses a serem verificadas, tomando como cenário a economia brasileira.

3.1. Modelo básico de crescimento neoclássico

Inicia-se a descrição teórica a partir do ambiente econômico, onde a população é composta por muitos agentes idênticos, com número suficiente para que cada escolha individual não tenha influência sobre as quantidades agregadas. As preferências do consumidor são descritas por uma função utilidade, onde o indivíduo escolhe entre consumo e lazer num horizonte de tempo infinito.

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t), \quad \beta < 1 \quad (1)$$

onde C_t representa o consumo no período t e L_t é o lazer no período t . Ambos são assumidos como bens permutáveis e a função utilidade é crescente com relação a consumo e lazer. A função é, por hipótese, estritamente crescente, côncava, contínua e duas vezes diferenciável, satisfaz a condição Inada e garante que a solução ótima para consumo e lazer, caso exista, será sempre uma solução interior.

Para cada agente, a economia produz um único bem final em cada ponto do tempo. A função de produção neoclássica com tecnologia, assume retornos constantes de escala.

$$Y_t = A_t F(K_t, N_t X_t) \quad (2)$$

em que, o estoque de capital (K_t) é predeterminado em $t - 1$, N_t é a quantidade de mão de obra e A_t é o termo que capta as variações temporárias na produtividade total dos fatores. A função de produção é, por hipótese, côncava, duas vezes diferenciável, contínua, satisfaz a condição Inada e ambos os fatores são essenciais para a produção do bem.

As variações tecnológicas permanentes são restritas à produtividade do fator trabalho X_t . No modelo há apenas uma *commodity*, que pode ser consumida ou investida, sendo usada na produção no próximo período. A evolução da acumulação de capital segue um processo dinâmico, onde o estoque de capital no período seguinte depende do capital disponível no presente, descontado a taxa de depreciação (δ_K) mais o investimento bruto (I_t).

$$K_{t+1} = (1 - \delta_K)K_t + I_t \quad (3)$$

Em cada período, o indivíduo está sujeito a duas restrições. Na primeira, cada agente aloca uma parcela do seu tempo em horas trabalhadas e em horas de lazer, de forma que a soma dos dois não exceda o total de horas disponível em cada período (assume-se o numerário normalizado igual a 1); a segunda

restrição está relacionada a alocação do produto disponível nessa economia. O uso total da *commodity*, entre consumo e investimento, não deve exceder a renda total disponível na economia¹.

$$L_t + N_t \leq 1 \quad (4)$$

$$C_t + I_t \leq Y_t \quad (5)$$

O modelo construído sob as condições estabelecidas satisfaz os critérios que tornam o Segundo Teorema do Bem-Estar válido, garantindo que a acumulação de capital ótima será realizada num ambiente de equilíbrio competitivo. (King *et. al.* 1988a).

Precisa-se impor restrições adicionais às preferências e a tecnologia para obter o equilíbrio de estado estacionário. Sob as hipóteses acima, para que as mudanças tecnológicas tenham efeito permanente, é preciso expressar as mudanças por meio de uma função de produção Cobb-Douglas cujas mudanças tecnológicas são do tipo *labor augmenting*.

$$Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} (N_t X_t)^\alpha \quad (6)$$

onde $N_t X_t$ se refere as unidades efetivas de trabalho. Como as mudanças na produtividade total dos fatores (A_t) são assumidas temporárias, as influências desse fator não são importantes para a análise do crescimento no estado estacionário. Isso implica que, dadas a função de produção (equação (3)) e a equação de acumulação (equação (3)), as taxas de crescimento no estado estacionário do produto, consumo, capital e investimento são todas iguais a taxa de crescimento do progresso tecnológico *labor augmenting*.

Portanto, qualquer solução de estado estacionário factível necessita que todas as taxas de crescimento sejam iguais. Visto que a quantidade de tempo destinado ao trabalho (N) não se altera, a única taxa de crescimento constante factível é zero (as horas de trabalho não crescem no estado estacionário)². Dessa forma, temos que

$$\gamma_Y = \gamma_C = \gamma_K = \gamma_I = \gamma_X \quad (7)$$

Pela restrição da *commodity*, $Y_t = C_t + I_t$, se $I_t > 0$ a taxa de crescimento de estado estacionário do consumo e investimento devem ser iguais a taxa de crescimento do produto. ($\gamma_Y = \gamma_C = \gamma_I$); pela equação de acumulação do capital, a taxa de crescimento do investimento deve ser igual a taxa de crescimento do capital, e $\gamma_Y = \gamma_K = \gamma_X$ surge da suposição de retornos constantes de escala. Portanto, se existe o equilíbrio de estado estacionário, ele será o ponto em que o consumo, investimento e produto crescem a uma taxa determinada pelo progresso tecnológico *labor augmenting*. (Kim e Piger, 2002)

Para assegurar a factibilidade do equilíbrio de estado estacionário e a compatibilidade com a solução de equilíbrio competitivo, é necessário impor que a elasticidade intertemporal do consumo seja constante em relação aos níveis de consumo; a renda e o efeito substituição associados com o crescimento sustentado na produtividade do trabalho, não devem auterar a oferta de mão de obra. Tais restrições permite-se trabalhar com um tipo específico de função utilidade com elasticidade substituição intertemporal do consumo constante e igual a $1 / \sigma$.

$$u(C, L) = \frac{1}{(1-\sigma)} C^{1-\sigma} v(1-N), \text{ para } 0 < \sigma < 1 \text{ e } \sigma > 1 \quad (8)$$

$$u(C, L) = \log(C) + v(1-N); \text{ para } \sigma = 1 \quad (9)$$

A solução de estado estacionário para o modelo neoclássico básico pode ser obtida pela maximização da função utilidade, em termos *per capita*, sujeito as restrições de possibilidade de produção e acumulação de capital³.

¹ Há também as restrições de não negatividade, $L_t \geq 0, N_t \geq 0, C_t \geq 0, I_t \geq 0$.

² $\gamma_W = \frac{W_{t+1}}{W_t}$

³ Função utilidade *per capita*: $U = (X_0^{1-\sigma}) \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^*)^t \left[\frac{1}{(1-\sigma)} c_t^{1-\sigma} v(L_t) \right]$, para $\sigma \neq 1$; $U = \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^*)^t [\log(c_t) + v(L_t) + \log(X_t)]$, para $\sigma = 1$. Para mais detalhes, ver King *et. al.* (1988a, 1988b)

Com base nos resultados do processo de otimização, pode-se chegar a um sistema linear de equações em diferenças, onde as variáveis são expressas em termos de desvios do ponto estacionário⁴. Sob a hipótese de condição tecnológica *labor augmenting* crescer em proporções constantes, o resultado do processo indica que as flutuações transitórias de cada variável são influenciadas pelos desvios do estoque de capital com relação ao valor de estado estacionário (\hat{k}_t).

$$\hat{c}_t = \pi_{ck}\hat{k}_t; \quad \hat{i}_t = \pi_{ik}\hat{k}_t; \quad \hat{y}_t = \pi_{yk}\hat{k}_t; \quad \hat{N}_t = \pi_{nk}\hat{k}_t \quad (10)$$

em que \hat{c}_t , \hat{i}_t , \hat{y}_t , \hat{N}_t são os desvios percentuais em relação aos respectivos valores de estado estacionário. O termo π_{jk} expressa a elasticidade da variável com relação ao desvio do capital do estado estacionário.

Essas conclusões implicam que produto, consumo e investimento, em termos *per capita*, possuem, sob a ótica das séries temporais, tendências determinísticas. No entanto, a literatura considera que essas séries possuem tendências estocásticas estacionárias em primeira diferença, ou seja, elas são processo de passeio aleatório. Beveridge e Nelson (1981) mostrou que séries temporais integradas em primeira ordem, podem ser representadas como a soma de um termo permanente *random walk* e um termo transitório estacionário. Como o objetivo desse artigo é trabalhar com variáveis que supostamente são processos $I(1)$, assume-se algumas hipóteses adicionais transformando o modelo neoclássico básico em um modelo com estado estacionário estocástico⁵.

3.2. Modelo de crescimento com tendência estocástica

Na seção anterior, o índice de crescimento da condição técnica *labor augmenting* (X_t), cresce a uma taxa constante proporcional ($\gamma_X = X_{t+1} / X_t$) e no equilíbrio de estado estacionário, todas as variáveis possuem uma tendência determinística comum. Contudo, sob o arcabouço estocástico, supõe-se que o crescimento tecnológico é representado por um passeio aleatório, em que o logaritmo do progresso tecnológico é representado por,

$$\phi(L)\Delta \log(X_t) = \log(\gamma_X) + \theta(L)\varepsilon_t \quad (11)$$

Os termos $\phi(L)$ e $\theta(L)$ são polinômios do operador de defasagem L ; e todas as raízes do polinômio característico estão, por hipótese, fora do círculo unitário. Sendo o crescimento tecnológico um processo $I(1)$, Beveridge e Nelson (1981) mostram que podemos decompor $\log(X_t)$ em um componente permanente *random walk* e num processo estocástico estacionário. Modelando o passeio aleatório com intercepto, temos

$$\log(X_t^P) = \log(\gamma_X) + \log(X_{t-1}^P) + \varepsilon_t^P \quad (12)$$

$$\log(X_t^P) = \log(X_0) + t \cdot \log(\gamma_X) + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{t-i}^P \quad (13)$$

ε_t^P é um termo proporcional à ε_t e representa os desvios do crescimento atual com relação a média; $\log(\gamma_X)$ mede a taxa média de crescimento da produtividade. Perceba que os choques em ε_t^P , ocorridos no tempo t , causam uma mudança permanente sobre $\log(X_t^P)$ e por consequência em $\log(X_t)$. Quando essa hipótese é estabelecida, o sistema linear de equações em diferenças, que descreve a evolução temporal do produto, consumo, investimento, horas e tecnologia é a soma de uma tendência estocástica comum e de um componente estacionário.

$$\log(Y_t) = \log(X_t^P) + \bar{y} + \hat{y}_t; \quad \log(C_t) = \log(X_t^P) + \bar{c} + \hat{c}_t; \quad \log(I_t) = \log(X_t^P) + \bar{i} + \hat{i}_t \quad (14)$$

em que, \bar{y} , \bar{c} , \bar{i} são os valores de estado estacionário de $\log(Y_t / (X_t^P))$, $\log(C_t / (X_t^P))$, $\log(I_t / (X_t^P))$, respectivamente. Os elementos \hat{y}_t , \hat{c}_t , \hat{i}_t são os desvios dos valores de produto, consumo e

⁴ Esse método de aproximação será omitido dessa seção por não se tratar do foco dessa análise, para mais detalhes ver (King *et. al.* 2001).

⁵ Ver Kim e Piger (2002).

investimento, dos seus respectivos valores de estado estacionário, em outras palavras, são variáveis aleatórias que captam os efeitos transitórios sobre as variáveis.

Pela equação (14), as mudanças permanentes na produtividade ou tecnologia, induzem à mudanças na trajetória do equilíbrio de longo prazo do consumo, investimento e produto, em termos *per capita*. A partir dessas equações pode-se construir duas combinações lineares que eliminam a tendência estocástica. As combinações $\log(I_t) - \log(Y_t)$ e $\log(C_t) - \log(Y_t)$ são estacionárias e cointegradas no sentido de Engle e Granger (Vahid e Issler, 2001), ou seja, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o logaritmo dessas variáveis em termos *per capita*. Ao eliminar os efeitos permanentes da produtividade, pode-se traçar o comportamento de curto prazo das variáveis por meio dos termos de desvios ($\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{i}_t$).

Combinar linearmente essas variáveis tem uma implicação teórica em termos de cointegração. Seja $Z_t = [\ln i \quad \ln c \quad \ln y]'$ o vetor composto pelo logaritmo das variáveis investimento, consumo, e produto, em termos *per capita* no tempo t . Como já mencionamos, cada variável é um processo de tendência estocástica estacionário em primeira diferença, por causa do comportamento *random walk* da produtividade. Logo, as implicações teóricas desse comportamento, nos dizem que as variáveis compartilham de uma tendência estocástica comum (também interpretada como crescimento balanceado⁶). Ou seja, na terminologia de cointegração, existem dois vetores linearmente independentes $\alpha_1 = (1,0,-1)'$ e $\alpha_2 = (0,1,-1)'$ que separadamente geram combinações estacionárias de Z_t ⁷. (King *et. al.* 1991)

Diante dessa fundamentação teórica, o objetivo do presente artigo é verificar se o logaritmo das variáveis consumo, investimento e produto, em termos *per capita*, apresentado pela economia brasileira nas últimas décadas podem ser representados por uma tendência estocástica estacionária em primeira diferença; verificar empiricamente se existem uma combinação linear estacionária entre elas e se essa combinação está de acordo com os pressupostos teóricos; constatar a existência de uma tendência estocástica comum; e observar o comportamento de curto e longo prazo das variáveis com relação as inovações permanentes (choques de produtividade ou tecnológicos) e as inovações transitórias ($\hat{y}_t, \hat{c}_t, \hat{i}_t$).

O instrumental econométrico empregado nessa análise consiste de teste de raiz unitária para verificar se as variáveis são $I(1)$; o teste de cointegração de Johansen, para encontrar uma possível relação de equilíbrio de longo prazo, indicando que existe um crescimento balanceado de longo prazo; e caso as variáveis satisfaçam as condições anteriores, aplicar a metodologia proposta por Warne (1993) e avaliar o comportamento das variáveis frente aos choques permanentes e transitórios, por meio da função impulso resposta e da decomposição da variância do erro de previsão.

3.3.Cointegração e Crescimento balanceado

O modelo de tendências comuns consiste de um vetor de tendências e um vetor de variáveis estacionárias, onde nenhum componente pode ser observado isoladamente. De acordo com a literatura, modelos lineares são geralmente compostos pela soma de um termo puramente não determinístico e um termo de erro serialmente não correlacionado no tempo. Esse modelo possibilita a inclusão de um elemento estocástico na tendência, permitindo que alguns choques tenham um efeito permanente sobre a economia; se houverem menos tendências do que variáveis, o modelo permite que exista uma relação de estado estacionário entre as variáveis (Warne, 1993).

Sendo $Z_t = [\ln i \quad \ln c \quad \ln y]'$ um vetor de séries de tempo, composto pelas variáveis do modelo teórico. Podemos representar o vetor como a soma de dois componentes.

$$Z_t = Z_t^p + Z_t^s \tag{15}$$

⁶ Ver King *et. al.* (1991).

⁷ Na literatura, a combinação linear $\log(C_t) - \log(Y_t)$ e $\log(I_t) - \log(Y_t)$ recebe o nome de *great ratios*. Devido à existência de uma tendência estocástica comum entre as variáveis, o logaritmo da razão entre consumo e produto e investimento e produto, são processos estocásticos estacionários.

em que, Z_t^p representa um vetor de tendências estocásticas e o termo Z_t^s representa o componente transitório, composta por resíduos estacionários. Se as variáveis forem integradas em primeira ordem, ou seja, se as séries são estacionárias em primeira diferença, então pode existir uma relação de longo prazo estacionária entre elas. Se esse equilíbrio de longo prazo existir, diz-se que a combinação linear das variáveis é estacionária e as variáveis são cointegradas. Particularmente, o número de tendências comuns entre os dados e a forma como eles se relacionam é determinado pelas restrições de cointegração impostas pela estimação do Vetor de Correção de Erros – VEC. De forma que, $\alpha'Z_t^p = 0$ e $\alpha'Z_t = \beta'Z_t^s$ e α' é o vetor de cointegração.

Contudo, tal restrição não específica e nem sugere se essa tendência está relacionada a choques gerados por mudanças na condução de políticas econômicas ou mudanças tecnológicas. Para interpretar as tendências como mudanças tecnológicas ou políticas, precisa-se garantir algumas condições de identificação (Warne, 1993). Para construir tais condições, deve-se inicialmente considerar um modelo multivariado, onde pode-se definir o vetor Z_t , 3-dimensional composto pelas variáveis, cuja dinâmica é determinada por $k \leq 3$ tendências estocásticas comuns. Especificamente, o modelo na forma estrutural é descrito por,

$$Z_t = z_0 + Y\tau_t + \Phi(L)v_t \quad (16)$$

O termo L representa o operador de defasagem⁸; o vetor v_t de dimensão 3 é composto por termos de erro. Por suposição, um ruído branco com média zero e matriz de variância – covariância igual a identidade⁹ e $v_s = 0$ para todo $s \leq 0$; e o termo z_0 é estacionário. A matriz polinomial $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j$ é absolutamente somável e $\Phi(L)v_t$ é estacionário.

As tendências ou componente de crescimento do vetor Z_t são descritas pelo termo $Y\tau_t$, tal que, a matriz de coeficientes Y tem dimensão $3 \times k$ e posto igual a k . Ou seja, as tendências são linearmente independentes entre si e Y é interpretado como os efeitos das inovações da tendência comum sobre as variáveis. Se as tendências são linearmente determinísticas, então $\tau_t = \mu t$, e $\Delta\tau_t = \mu$ (μ é um vetor de dimensão k composto apenas por constantes). Como estamos tratando com tendências estocásticas lineares, devemos modelar τ_t como um passeio aleatório (*random walk*) com intercepto, de forma que¹⁰,

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t \quad (17)$$

O termo φ_t é um vetor estrutural de choques independentes com dimensão k , que causam efeitos permanentes sobre Z_t , se Y for diferente de zero. Esses choques estruturais podem dar origem às flutuações transitórias em torno da tendência, já que o termo v_t pode conter elementos de φ_t . Logo, solucionando (3) e substituindo em (2) pode-se reescrever a equação, da seguinte forma:

$$Z_t = z_0 + \Phi(L)v_t + Y[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j] \quad (18)$$

Assim, o vetor de tendências estocásticas é representado pela solução de um processo *random walk* com intercepto, multiplicado pela matriz Y , ou seja, $Z_t^p = Y[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j]$ e o vetor de componentes transitórios é composto apenas por termos estacionários, definido por $Z_t^s = z_0 + \Phi(L)v_t$. Além disso, se o número de tendências comuns for menor do que o número de variáveis incluídas no modelo ($k < 3$), então existe exatamente $r = 3 - k$ vetores linearmente independentes à matriz estimada Y . Portanto, sob as hipóteses assumidas e dada a ortogonalidade entre os r vetores e as colunas de Y , existe uma matriz α composta pelos r vetores que satisfazem a condição $\alpha'Y = 0$. Logo, $\alpha'\{Y[\tau_0 + \mu t + \sum_{j=1}^t \varphi_j]\} = \alpha'Z_t^p = 0$.

⁸ $L^j Z_t = Z_{t-j}$, para qualquer inteiro j .

⁹ $E(v_t) = 0$ e $E(v_t v_t') = I_3$, tal que I_3 é uma matriz identidade de dimensão n .

¹⁰ Por hipótese φ_t é um ruído branco. $E(\varphi_t) = 0$ e $E(\varphi_t \varphi_t') = I_k$

Garantida essa condição, a matriz α de dimensão $3 \times r$ elimina a tendência estocástica de todos os elementos de Z_t e a nova variável ($w_t = \alpha'Z_t$), gerada pelo processo, é estacionária mesmo que todos os elementos de Z_t , sejam individualmente não estacionários. (Mellander *et. al.*, 1992).

Se φ_j e v_t forem correlacionados, os distúrbios da tendência (φ_j) podem influenciar não apenas o crescimento, mas também, as flutuações em torno da tendência. Dessa forma, os k primeiros elementos de v_t são dados por φ_j e os r elementos restantes, são compostos pelo vetor ψ_t de dimensão r , representando os choques transitórios que atingem Z_t . (Oliveira Júnior *et. al.*, 2008)

Ao trabalhar com um modelo estrutural, tem-se o interesse em saber, como a hipótese de crescimento balanceado (tendência estocástica comum) pode restringir as relações entre as variáveis (King. *et. al.*, 1991). Por se tratar de uma análise multivariada, pode-se assumir que o vetor Z_t é representado por um VAR irrestrito de ordem p , que deve ser estimado na forma reduzida, através da imposição de restrições para identificar os choques estruturais que atingem as variáveis.

Suponha um VAR irrestrito escrito da seguinte forma,

$$A(L)Z_t = \rho + \varepsilon_t \quad (19)$$

O vetor de distúrbios ε_t é por hipótese um ruído branco com média zero e matriz de variância-covariância (Σ) positiva definida. O termo $A(L)$ é uma matriz polinomial 3×3 , tal que $A(\lambda) = I_3 - \sum_{j=1}^p A_j \lambda_j$ e o $\det[A(\lambda)] = 0 \Leftrightarrow |\lambda| \geq 1$; λ são os autovalores de $A(L)$.

Como as variáveis aplicadas nesse artigo, por hipótese, são um processo de raiz unitária, pode-se reescrever a equação (19), de forma que ela seja estacionária. Usando o Teorema de Representação de Granger (TRG), tem-se que,

$$A^*(L)\Delta Z_t = \rho - \gamma w_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

em que, $w_{t-1} = \alpha'Z_{t-1}$, $A^*(L) = I_3 - \sum_{j=1}^p A_j^* \lambda_j$, $A_j^* = -\sum_{j=i+1}^p A_j$; $i = 1, \dots, p-1$ e γ é uma matriz composta por parâmetros de ajustamento. Assumindo que as variáveis que compõem o presente modelo estrutural são não estacionárias e cointegradas, então existem r vetores de cointegração e pelo TRG¹¹ o posto de $A(1) = r$ e $A(1) = \gamma\alpha'$. As matrizes γ e α são de dimensão $3 \times r$ e as colunas de α são chamadas de vetores de cointegração. A existência de cointegração implica que o processo w_t é conjuntamente estacionário. Sob a ótica do nosso modelo estrutural, se considerar o vetor de cointegração como um equilíbrio de estado estacionário dos elementos de Z_t , então o termo γw_{t-1} representa as correções das mudanças em Z_t devido ao erro em relação ao equilíbrio de longo prazo¹².

Visto que os elementos do vetor de variáveis, no presente artigo, são um processo de raiz unitária, então ΔZ_t é um processo estacionário e pela decomposição de Wold, pode-se representar o VAR como um vetor de médias móveis VMA.

$$\Delta Z_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \quad (21)$$

em que $C(\lambda) = I_3 - \sum_{j=1}^{\infty} C_j \lambda^j$ e a matriz $C(\lambda)$ pode ser escrita da seguinte forma, $C(\lambda) = C(1) + (1 - \lambda)C^*(\lambda)$ ¹³. Rearranjando a equação (7) e resolvendo recursivamente por *backward-looking*, obtém-se:

$$Z_t = z_0 + C(1)\xi_t + C^*(L)\varepsilon_t \quad (22)$$

$$\xi_t = \rho + \xi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

e $\delta = C(1)\rho$. Reescrevendo a equação (8) em conformidade com a equação (4), tem-se

¹¹ Ver Engle e Granger (1987), pág. 255.

¹² Ver Warne (1993), pág. 5.

¹³ $C^*(\lambda) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i^* \lambda^i$ é absolutamente somável e $C_j^* = -\sum_{j=i+1}^{\infty} C_j$; $i \geq 0$.

$$Z_t^p = C(1)[\xi_0 + \rho t + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j] \quad (24)$$

$$Z_t^s = y_0 + C^*(L)v_t \quad (25)$$

Garantindo a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis do modelo, a matriz $C(1)$ tem posto reduzido, indicando que apenas os $k = 3 - r$ elementos de $C(1)\varepsilon_t$ resultaram em efeitos permanentes independentes sobre Z_t . (Warne, 1993).

Dessa forma, pode-se encontrar uma igualdade entre a representação inicial do componente permanente e transitório com a representação obtida pela decomposição de Wold (eq. (24) e (25)).

$$\begin{aligned} Y\varphi_t &= C(1)\varepsilon_t \\ Y\Upsilon' &= C(1)\Sigma C(1)' \\ Y\mu &= C(1)\rho \end{aligned} \quad (26)$$

Portanto, para estimar a matriz (Y) composta pelos parâmetros correspondentes aos efeitos dos choques permanentes sobre as variáveis, precisa-se obter informações sobre os parâmetros das matrizes $C(1)$ e Σ , que são obtidas através de um VAR restrito e pela equação (20), respectivamente. Observe que a matriz $C(1)$ é encontrada por meio da estimação do modelo irrestrito na equação (19) e que trabalha-se aqui com um modelo cointegrado, como descrito em (20). Logo, precisa-se reescrever a equação (20) de uma forma que seja possível estimar os valores de $C(1)$.

Define-se uma matriz não singular M de ordem 3, dada por $[S'_k \ \alpha]'$, em que as linhas da matriz $k \times 3$, S_k satisfazem $S_{i,k}C(1) \neq 0$ para todo $i \in \{1, \dots, k\}$. Define-se γ^* uma matriz 3×3 da forma $[0 \ \gamma]$; duas matrizes polinomiais $D(\lambda) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1-\lambda)I_r \end{bmatrix}$ e $D_\perp(\lambda) = \begin{bmatrix} (1-\lambda)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}$; $\theta = M\rho$ e $\eta_t = M\varepsilon_t$. Munido dessas expressões, pode-se representar a equação (20) como um VAR condicionado aos vetores de cointegração e o resultado do processo é definido como VAR restrito. O processo para obter o modelo restrito é descrito a seguir: pré-multiplique a equação (20) pela matriz M ,

$$MA^*(L)\Delta Z_t = M\rho - M\gamma w_{t-1} + M\varepsilon_t \quad (27)$$

$$MA^*(L)\Delta Z_t = \theta - M\gamma w_{t-1} + \eta_t \quad (28)$$

Agora define-se uma variável aleatória 3 – dimensional x_t , tal que $x_t = D_\perp(\lambda)MZ_t$ e sabendo que $(1-\lambda)I_3 = D(\lambda)D_\perp(\lambda)$ e $\gamma w_t = \gamma^*x_t$, pode-se expressar o sistema restrito como se segue,

$$B(L)x_t = \theta + \eta_t \quad (29)$$

$$B(\lambda) = M[A^*(\lambda)M^{-1}D(\lambda) + \gamma^*\lambda] \quad (30)$$

No modelo restrito, a matriz polinomial representa a dinâmica de curto prazo do modelo, enquanto os termos $(D_\perp(\lambda), D(\lambda))$ e M representam a integração e cointegração das variáveis, respectivamente. Os parâmetros da equação (29) podem ser estimados por máxima verossimilhança gaussiana incluindo uma constante e p defasagens¹⁴. As matrizes M e $D_\perp(\lambda)$, necessárias para construir a variável x_t , podem ser construídas tomando como base os valores de equilíbrio de longo prazo, ou seja, os vetores de cointegração (α). Em outras palavras, o espaço gerado pelas linhas de α' são suficientes para determinar as matrizes M e $D_\perp(\lambda)$.

Tem-se duas formas de estimar os valores dos elementos que compõem a matriz α . O primeiro é pelo método de Máxima Verossimilhança proposto por Johansen (2000), que permite estimar e analisar os vetores de cointegração; o segundo é através de um modelo estrutural derivado a partir de um modelo econômico, em que os vetores de cointegração representam uma relação de estado estacionário entre as variáveis.

¹⁴ Para mais detalhes sobre o Teorema de Representação de Granger da equação (29) e as condições que garantem a estimação dos componentes das matrizes, ver Warne (1993) e Mellander *et. al.* (1992).

Após definir os elementos de α e usando as relações em (26), a expressão que identifica os choques permanentes e os choques transitórios, a partir do vetor de inovações estruturais v_t , pode ser obtida por meio das equações abaixo.

$$\varphi_t = (\Upsilon\Upsilon')^{-1}\Upsilon'c(1)\varepsilon_t \quad (31)$$

$$\psi_t = (\gamma'\Sigma^{-1}\gamma)^{-1/2}\gamma'\Sigma^{-1}\varepsilon_t \quad (32)$$

As equações acima têm algumas características que devem ser observadas. As inovações permanentes são dadas por φ_t e estão associadas aos choques na tendência comum; as inovações permanentes (φ_t) e transitórias (ψ_t) são independentes entre si; e inovações transitórias são mutuamente independentes.

Definido a metodologia utilizada para verificar os efeitos dos choques permanentes e transitórios sobre as variáveis do modelo, o próximo passo é proceder com os testes de raiz unitária e cointegração; estimar o modelo estrutural e verificar a validade da restrição teórica imposta sobre a relação de longo prazo dessas três variáveis.

4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

4.1. Base de Dados

A base de dados utilizada nesse artigo é composta por três séries de tempo com periodicidade trimestral. Tendo como fonte de referência o IPEADATA, obtive-se as séries de Produto Interno Bruto (Y_t), Consumo Final (C_t) e Investimento¹⁵ (I_t), entre o primeiro trimestre de 1991 ao último trimestre de 2013, sendo no total, 92 observações para cada variável. A escolha desse intervalo temporal se deu pela disponibilidade de dados trimestrais para essas variáveis.

Os dados foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI) e ajustados sazonalmente via filtro Census X-12. Os resultados do processo de otimização, discutido na seção “Modelo Teórico e Instrumental Econométrico”, foram obtidos considerando as variáveis em termos *per capita*. Portanto, procede-se na criação das variáveis em termos *per capita*.

Devido à indisponibilidade de dados trimestrais da população residente brasileira, fez-se necessário a criação de uma série com essa periodicidade, por meio de uma interpolação dos dados¹⁶ anuais disponíveis no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. A partir da construção da série trimestral criam-se as séries *per capita*. As variáveis logaritmizadas são apresentadas na figura 1¹⁷.

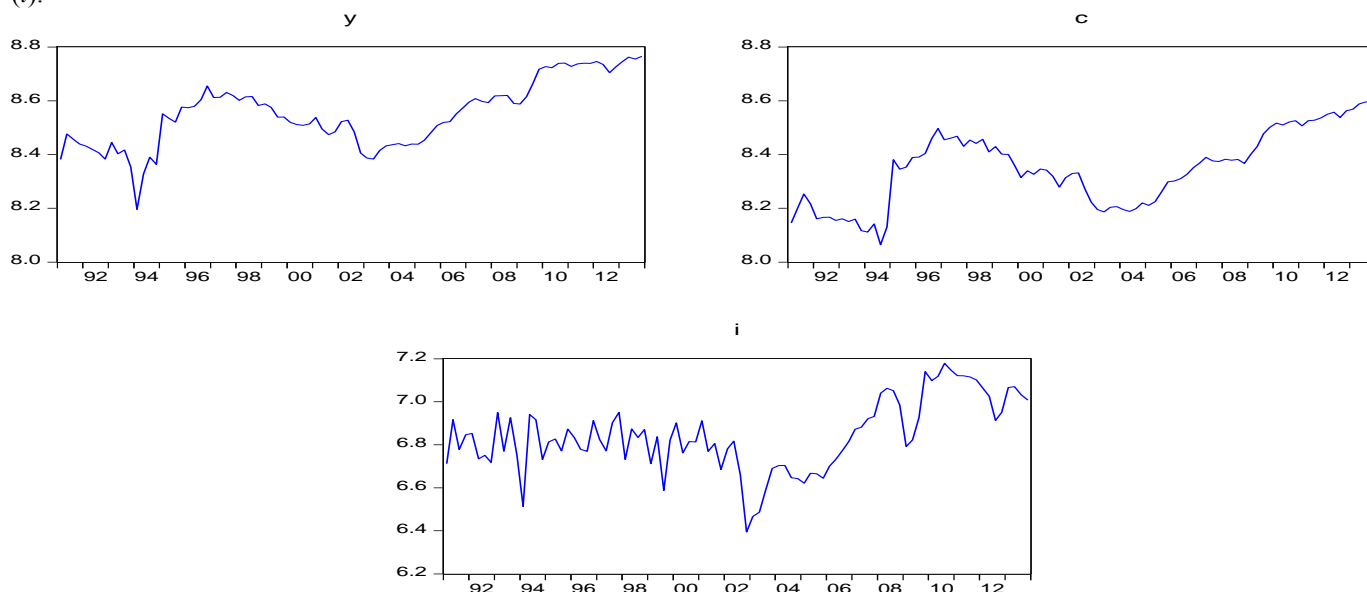
O modelo de crescimento neoclássico assume que as variáveis do modelo são um processo integrado de primeira ordem $I(1)$. Logo, faz-se necessário verificar se essa hipótese condiz com o comportamento apresentado pelos dados da economia brasileira nos últimos anos. Uma forma de verificar essa hipótese é através dos testes de raiz unitária. Na próxima subseção, serão empregados métodos amplamente explorados pela literatura para testar a estacionariedade de série econômicas.

¹⁵ Variável composta pela formação bruta de capital fixo mais variação de estoques.

¹⁶ O método utilizado foi a interpolação cúbica. Escolhemos esse tipo de procedimento por ser uma metodologia utilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE na interpolação de dados populacionais.

¹⁷ O processo de otimização do modelo é construído assumindo restrições em termos de consumo privado *per capita*, investimento privado *per capita* e produto nacional privado *per capita*. Os dados empregados nessa análise diferem das variáveis do modelo teórico. Contudo, encontramos precedentes na literatura que nos permite trabalhar com variáveis que incluem os gastos do governo com consumo e no investimento. Ver Mellander *et. al.* (1992) e Narayan (2008).

Figura 1 - Comportamento temporal do logaritmo do produto *per capita* (*y*), consumo *per capita* (*c*) e investimento *per capita* (*i*).



Fonte: IPEADATA, IBGE. Elaborado pelo autor.

4.2. Análise de estacionariedade

A produtividade do trabalho, segundo a hipótese assumida, é um processo *random walk* que determina o comportamento do produto, consumo e investimento *per capita*¹⁸. Para verificar se essa suposição é factível aos dados da economia brasileira, aplica-se quatro diferentes testes de raiz unitária. Inicialmente aplicando os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, e Shin - KPSS (1992) para verificar a hipótese de raiz unitária e de estacionariedade, respectivamente. Contudo, como pode ser observar na figura 1, existem quebras nas séries e esses testes não são robustos na presença de quebras estruturais. Observando a figura 1 identifica-se uma quebra em 1994 originada pela mudança na política econômica, com a implantação do Plano Real; outra quebra estrutural ocorre nos dados do investimento no ano de 2002, possivelmente em resposta aos aumentos consecutivos na taxa de juros ocorridos naquele ano, em resposta as fortes pressões inflacionárias.

Dessa forma, empregam-se mais três testes adicionais: o teste de Lanne *et. al.* (2002), o de Zivot-Andrews (1992) e o teste proposto por Lumsdaine-Papell (1997), que possibilitam verificar a hipótese de raiz unitária com quebra estrutural. Os testes de raiz unitária com quebra utilizados apresentam duas características distintas. No primeiro, Lanne *et. al.* (2002), a data da quebra é determinada exogenamente e o teste permite a inclusão de apenas uma quebra; já o teste de Zivot-Andrews (1992), a data de quebra é determinada endogenamente; e o teste de Lumsdaine-Papell (1997), a data da quebra é determinada endogenamente e o teste permite a existência de múltiplas quebras na série. Esse último teste foi empregado nos dados do investimento devido às quebras observadas nos dados. Os resultados dos testes são apresentados na tabela 1.

Os resultados dos testes ADF e KPSS sugerem que produto, consumo e investimento são não estacionários em nível, mas estacionários em primeira diferença nas duas especificações de teste selecionadas. Esse resultado configura que todas as séries são um processo de passeio aleatório conforme pressupõe a teoria. As evidências encontradas com os testes ADF e KPSS também são observadas nos resultados dos testes com quebra de Lanne *et. al.* (2002), em que considera-se exogenamente a quebra no ano de 1994 e no teste de Zivot-Andrews que determina endogenamente as datações das quebras. O teste

¹⁸ Para evitar a repetição desnecessária de termos, as palavras produto, consumo e investimento referem-se, respectivamente, ao logaritmo do produto *per capita*, consumo *per capita* e investimento *per capita*.

Lumsdaine-Papell (1997), aplicado apenas para a série de investimento, indica a estacionariedade em primeira diferença dessa série.

Tabela 1 - Teste de Estacionariedade

		y		c		i	
ADF ¹	Nível	$\tau_{(u)*}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(u)}$	$\tau_{(t)}$	$\tau_{(u)}$	$\tau_{(t)}$
	1ª diferença	-0,819	-1,717	-0,907	-1,539	-1,848	-2,325
	V. críticos	-5,747	-5,726	-8,890	-8,856	-9,606	-9,568
		-2,86 (nível)		-3,41 (1ª diferença)			
KPSS ²	Nível	1,581	0,327	1,275	0,324	1,032	0,466
	1ª diferença	0,076	0,067	0,108	0,1	0,038	0,035
	V. críticos	0,463 (nível)		0,146 (1ª diferença)			
Lanne <i>et. al.</i> (2002)	Nível	-1,399	-1,686	-0,808	-1,698	-2,158	-3,354
	1ª diferença	-5,823	-4,311	-9,178	-7,123	-6,292	-5,633
	V. críticos	-2,88 (nível)		-3,03 (1ª diferença)			
		y	c	i	v. críticos		
Zivot-Andrews	$\tau_{(u)}$	-2,828	-3,044	-3,994	-4,93		
	$\tau_{(t)}$	-2,847	-2,850	-4,725	-5,08		
Lumsdaine-Papell	Nível	1ª diferença	v. críticos				
	$\tau_{(u)}$	-5,157	-7,2085	-6,160			
	Tendência	-4,692	-6,9638	-6,620			
	$\tau_{(t)}$	-6,828	-7,7803	-6,750			

Fonte: Elaborado pelo autor. *As estatísticas $\tau_{(u)}$ e $\tau_{(t)}$ são referentes às especificações do teste incluindo o intercepto e com intercepto e tendência, respectivamente. Os valores críticos são para o nível de 5% de significância e a ordem de defasagem segue o critério de Schwarz. ¹O teste ADF assume a hipótese nula de raiz unitária nos dados. ²A estacionariedade é a hipótese nula assumida pelo teste KPSS. ³Teste realizado considerando uma shift dummy; *O teste tem sob hipótese nula que a série é um processo de raiz unitária com múltiplas quebras.

Esses resultados corroboram a suposição teórica do modelo, indicando que as variáveis são influenciadas pelo comportamento *random walk* da produtividade. Confirmado esse pressuposto teórico, nosso próximo passo é verificar a existência de uma relação cointegrante entre consumo, investimento e produto e testar a validade da restrição teórica sobre os vetores de cointegração imposta pelo modelo.

4.3. Restrição teórica e teste de cointegração

Por meio de um processo de otimização e sob as hipóteses do modelo de crescimento estocástico, chega-se à conclusão de que consumo, investimento e o produto são cointegradas no sentido de Engle e Granger (1987), ou seja, existe uma combinação linear estacionária entre as variáveis. Conforme apresentado, as combinações $\log(c_t) - \log(y_t)$ e $\log(i_t) - \log(y_t)$ eliminam a tendência estocástica dos dados e geram duas restrições teóricas sobre a matriz de cointegração α_{Nxr} . De acordo com essa restrição, para o

vetor de variáveis dado por $z_t = \begin{bmatrix} i \\ c \\ y \end{bmatrix}$, existem dois vetores de cointegração teórica (restrita), dada por,

$$\alpha = [\alpha_1 \quad \alpha_2] = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{bmatrix}.$$

O teste de cointegração de Johansen é a técnica empregada para verificar a validade da restrição entre os dados. Escolhe-se o procedimento de Johansen (2000) por se tratar de um método robusto à existência de mudanças estruturais nos dados. O teste não identifica a data de quebra endogenamente, portanto, devido à implantação do Plano Real em 1994, determina-se exogenamente a data de quebra no trimestre em que o plano entrou em vigor. A tabela 2 reporta os resultados do teste, considerando uma dummy de quebra em 1994.

Tabela 2 - Teste de Johansen para cointegração com quebra estrutural

Nº de vetores	Estatística do traço	Valores críticos a 5%	Valor - p
$r = 0$	79,11	41,41	0.000
$r \leq 1$	32,25	24,66	0.003
$r \leq 2$	5,12	11,92	0,495

Fonte: Elaborado pelo autor. Teste realizado incluindo uma constante no vetor de cointegração. A ordem de defasagem foi determinada pelo critério de Schwarz.

Conforme a tabela acima, a hipótese nula de não haver cointegração ($r = 0$) deve ser rejeitada ao nível de 5% de significância pela estatística de traço. A hipótese da existência de pelo menos uma relação cointegrantes ($r \leq 1$), entre as variáveis, também é rejeitada, mas não rejeitamos haver pelo menos dois vetores de cointegração. Dessa forma, os resultados do teste corroboram a teoria econômica e existem duas relações cointegrantes estacionárias entre os dados. Esse procedimento também nos fornece o vetor de cointegração normalizado tal que as r primeiras linhas no vetor são normalizadas para uma matriz identidade. Então, de acordo com os resultados, a matriz de cointegração $\alpha_{3 \times 2}$ empírica assume a seguinte

forma: $\alpha = [\alpha_1 \quad \alpha_2] = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1.304 & -1.090 \\ (0.187) & (0.059) \end{bmatrix}$. Os valores entre parênteses correspondem aos erros padrão dos

vetores e indicam que a estimação é significativa ao nível de 5%.

Para verificar se os vetores restritos são consistentes com os dados apresentados pela economia brasileira, estimamos um Vetor de Correção de Erros (VEC) impondo restrições sobre os parâmetros dos vetores de cointegração¹⁹. Aplica-se o método proposto por Boswijk (1995) para testar a validade da restrição teórica sobre o espaço de cointegração gerado pelos vetores estimados. Sob a hipótese nula o teste assume $\mathcal{H}_0: \alpha = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{bmatrix} \vartheta$, em que ϑ é um vetor arbitrário, ou seja, o vetor estrutural é um subespaço

3-dimensinal que gera todas as possíveis relações cointegrantes entre as variáveis. O resultado do teste de Razão de Verossimilhança reporta um p -valor igual a (0.158), indicam que não pode-se rejeitar, ao nível de 5% de significância, a hipótese de que as restrições são validas²⁰. Em outras palavras, existe uma relação de equilíbrio entre a razão investimento – produto e consumo – produto para a economia brasileira.

King *et. al.* (1991) assumem que existe uma tendência estocástica comum (crescimento balanceado) entre consumo, investimento e produto, devido ao comportamento da produtividade e das mudanças tecnológicas. Segundo Warne (1993), existem $N - r$ tendências estocásticas comuns em um modelo cointegrado, em que N é o número de variáveis no sistema e r é o número de relações cointegrantes entre elas. Portanto, dados o número de variáveis ($N = 3$) e o *rank* de cointegração ($r = 2$), existe uma tendência estocástica comum determinando a dinâmica de crescimento de longo prazo do consumo, investimento e produto brasileiro nas últimas décadas. Esse resultado é consistente com a hipótese de crescimento balanceado (tendência estocástica comum) entre as séries.

4.4. Crescimento balanceado e os choques de produtividade.

Após confirmar as hipóteses do modelo, parte-se para a estimação da tendência estocástica comum, ou seja, estimar a taxa de crescimento balanceado entre as três variáveis do modelo. Além disso, estima-se os efeitos permanentes e transitórios dos choques de produtividade e a sua importância relativa sobre as flutuações do consumo, investimento e produto utilizando a função impulso resposta e a decomposição da variância do erro de previsão.

Para estimar a tendência comum, utiliza-se a rotina²¹ para RATS, desenvolvida por Warne (1993), que utiliza os vetores de cointegração estimados para gerar a tendência comum. Foram empregadas duas

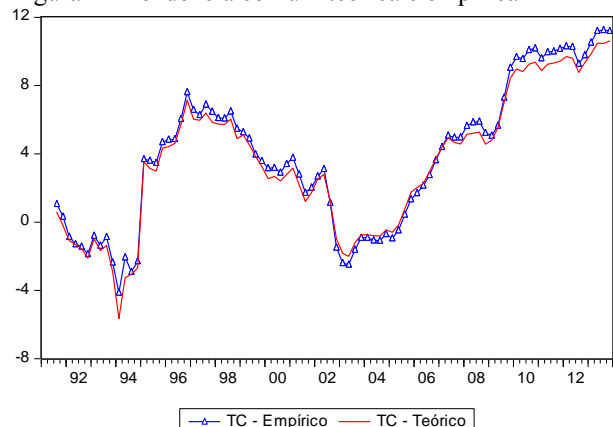
¹⁹ VEC estimado usando uma dummy para captar os efeitos da mudança no plano econômico. O número de defasagens foi determinado pelo critério de Schwarz.

²⁰ Valor χ^2 igual a 4,577; teste implementado por meio do software Eviews 8.

²¹ Disponível em <http://www.texlips.net/awarne/>.

especificações de vetores: a primeira é definida pelo vetor estrutural teórico; a segunda é a matriz de cointegração revelada pelos dados. A tendência comum teórica, diz respeito à tendência gerada a partir do vetor de cointegração teórico (restrito) e a tendência comum empírica é gerada pelos vetores de cointegração estimados pelo teste de Johansen (2000). A figura 2 mostra as duas tendências estimadas.

Figura 2 - Tendência comum teórica e empírica



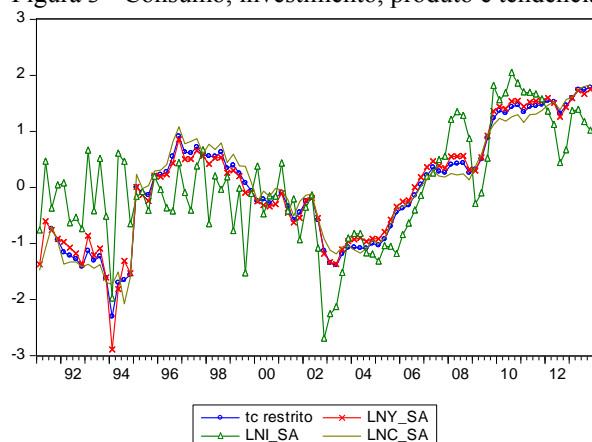
Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme a figura 2 existe uma proximidade entre as duas tendências, corroborando os resultados do teste de razão de verossimilhança, indicando que o modelo teórico tem uma boa capacidade para explicar as flutuações das variáveis.

A hipótese de crescimento balanceado significa que as variáveis crescem a taxas constantes no longo prazo. Conforme pode-se observar, a implantação do Plano Real causou uma mudança no crescimento das três variáveis. A estabilidade do novo plano gerou um aumento nas taxas de crescimento entre 1994 e 1996. A partir daí consumo, investimento e produto passam a decrescer até o ano de 2002. Esse foi um período bastante conturbado para a economia brasileira, devido aos choques externos gerados pelas crises do México, Rússia, Argentina, e pela crise de confiança no Real, que obrigou o governo a adotar o câmbio flutuante em 1999.

No ano de 2002, houve um forte aumento na inflação, levando as autoridades monetárias a elevar a taxa básica de juros para conter as pressões sobre o nível de preços da economia. Todos esses fatores podem estar relacionados com o desempenho das variáveis no período entre 1994 e 2002. Após 2002, a tendência comum apresenta uma tendência crescente, com exceção no ano de 2008, indicando os possíveis efeitos da crise internacional sobre a economia brasileira.

Figura 3 - Consumo, investimento, produto e tendência comum.



Fonte: Elaborado pelo autor.

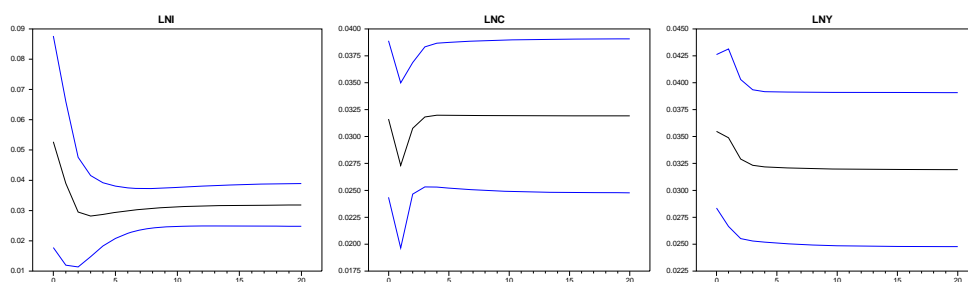
A trajetória temporal das séries e da tendência estocástica comum pode ser encontrada na figura 3. O consumo e produto tem um comportamento bem próximo daquele apresentado pela tendência comum, indicando que as duas séries são mais influenciadas por mudanças permanentes do que pelas transitórias. Essa impressão inicial será fortalecida pela decomposição da variância estimada. Quanto ao investimento, é evidenciado um comportamento mais volátil em relação às outras variáveis.

A matriz Υ , mede os efeitos de longo prazo da tendência comum sobre as variáveis. De acordo com os valores estimados, consumo, investimento e produto reagem de forma positiva e significativa as mudanças tecnológicas. Esse resultado fortalece a hipótese de crescimento balanceado entre as séries do modelo²².

$$\begin{bmatrix} i \\ c \\ y \end{bmatrix}_t = z_0 + \begin{bmatrix} 0,031 \\ (0,003) \\ 0,031 \\ (0,003) \\ 0,031 \\ (0,003) \end{bmatrix} \tau_t + \Phi(L)v_t \quad (39)$$

Sob as suposições de identificação apresentadas na subseção “Cointegração e tendência estocástica comum”, podemos estimar os efeitos das inovações permanentes (choques na tendência comum, ou seja, choques no crescimento balanceado) e os efeitos transitórios (desvios dos valores correntes em relação aos seus respectivos valores de estado estacionário), por meio da função impulso resposta. As Figuras 4 e 5 mostram a resposta das variáveis num período de vinte trimestres aos dois choques transitórios e ao choque permanente²³.

Figura 4 - Impulso Resposta nas inovações permanentes



Fonte: Elaborado pelo autor. Os termos LNI, LNC e LNY, referem-se respectivamente ao investimento, consumo e produto.

De acordo com a figura 4, as mudanças permanentes têm um impacto positivo sobre as variáveis no primeiro trimestre. Inicialmente os choques de produtividade causam um efeito positivo sobre o investimento brasileiro, mas que decrescem nos dois trimestres seguintes e converge para o equilíbrio após 12 trimestres. Em outras palavras, o investimento leva em torno de quatro anos para se ajustar as mudanças tecnológicas. Já o produto, responde de forma expansiva no primeiro trimestre, mas decresce ao longo de nove trimestres seguintes, quando o efeito do choque se dissipa.

²² Da mesma forma, estimamos os efeitos de longo prazo da tendência comum irrestrita.

$$\begin{bmatrix} i \\ c \\ y \end{bmatrix}_t = z_0 + \begin{bmatrix} 0,036 \\ (0,003) \\ 0,030 \\ (0,003) \\ 0,028 \\ (0,003) \end{bmatrix} \tau_t + \Phi(L)v_t.$$

Os resultados do modelo irrestrito também mostram um efeito positivo e significativo das

inovações permanentes na tendência comum sobre as variáveis. Tais efeitos têm um impacto maior sobre o investimento, mas bem próximo daquele obtido pelo modelo teórico.

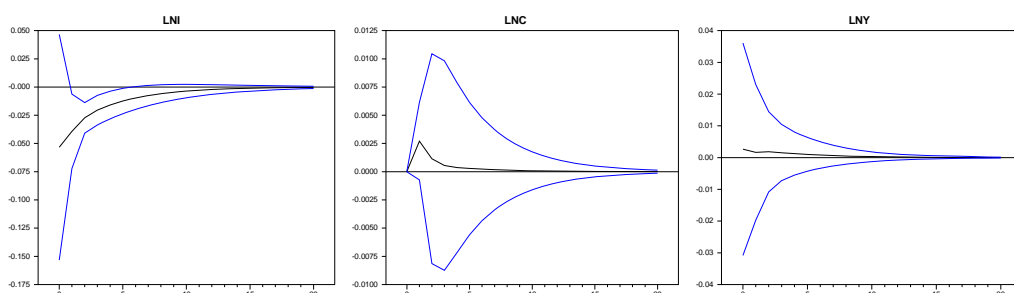
²³ Choque de um desvio padrão. Intervalos de confiança de 95%.

O consumo, por sua vez, reage de forma positiva, mas decresce dentro do primeiro trimestre e volta ao nível inicial a partir do terceiro trimestre, onde converge para o equilíbrio depois de seis trimestres. O comportamento do consumo indica que os agentes ajustam suas escolhas de consumo dentro de um ano e meio.

Devido às características dos dados, identifica-se a existência de dois choques transitórios influenciando a dinâmica de curto prazo das variáveis do sistema. Os choques transitórios refletem as oscilações de curto prazo de consumo, investimento e produto. Em outras palavras, são os desvios das variáveis ao seu respectivo estado estacionário.

Dentro do horizonte de ciclos de negócios, as inovações temporárias são interpretadas como flutuações geradas por mudanças na política fiscal, preferências e investimentos autônomos (Narayan, 2008). Como todas as variáveis do modelo são reais, a teoria econômica sugere que os choques transitórios são de natureza nominal, sendo induzidas por mudanças monetárias (Hjelm, 2001).

Figura 5 - Função Impulso Resposta na 1ª inovações transitórias

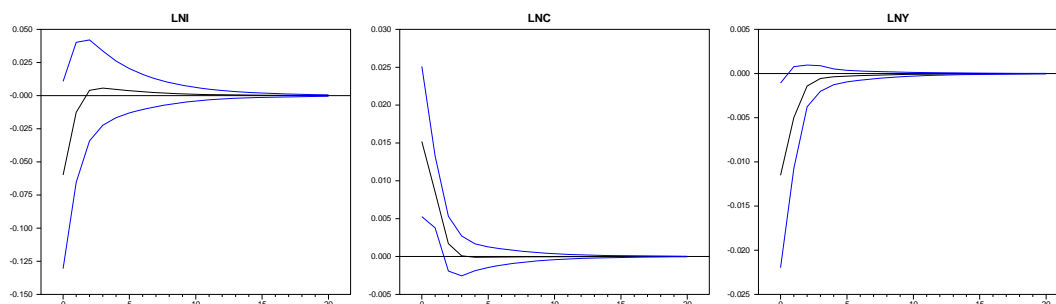


Fonte: Elaborado pelo autor. Os termos LNI, LNC e LNY, referem-se respectivamente ao investimento, consumo e produto.

Conforme podemos observar nas figuras 5 e 6, o consumo responde positivamente aos dois choques transitórios no curto prazo. As oscilações transitórias geram um aumento no consumo no curto prazo e uma diminuição no investimento, conforme o gráfico 5. Por sua vez, o produto responde positivamente, mas de forma pouco expressiva. O segundo choque transitório tem o mesmo efeito observado anteriormente. Contudo, o produto responde negativamente as oscilações transitórias.

A resposta de consumo e investimento as mudanças transitórias parecem estar de acordo com a interpretação dada aos choques transitórios. Se a natureza dos choques é de origem monetária, os efeitos de mudanças na condução da política monetária, no sentido de elevar a taxa de juros, causam uma resposta negativa do investimento e por consequência, um aumento no consumo. Em outras palavras, com o aumento nos juros, o custo de investir aumenta e diminui o custo de consumir, no curto prazo. Os efeitos de tais mudanças se dissipam dentro de 15 trimestres aproximadamente, indicando que esse tipo de inovação tem impacto somente no curto prazo.

Figura 6 - Função Impulso Resposta na 2ª inovações transitórias



Fonte: Elaborado pelo autor. Os termos LNI, LNC e LNY, referem-se respectivamente ao investimento, consumo e produto.

Após verificar os resultados da função impulso resposta, procede-se na estimação da decomposição da variância do erro de previsão. Esse instrumento será utilizado para verificar a importância relativa dos choques permanentes e transitórios sobre as flutuações das variáveis. A decomposição da variância foi construída assumindo um horizonte de 20 trimestres.

Examinando a tabela 3, pode-se notar que dentro de um horizonte de quatro trimestres, mais de 60% das flutuações no investimento são ocasionadas por choques transitórios. Após 12 trimestres, os choques permanentes passam a prevalecer sobre os choques transitórios na explicação das flutuações do investimento.

Tabela 0 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão

Períodos		1º C. transitório	2º C. transitório	C. Transitório ¹	C. Permanente
1	<i>i</i>	0.309 (0.592)	0.389 (0.465)	0.698 (0.192)	0.302 (0.192)
	<i>c</i>	0.000 (0.000)	0.188 (0.127)	0.188 (0.127)	0.812 (0.127)
	<i>y</i>	0.005 (0.065)	0.095 (0.089)	0.100 (0.112)	0.900 (0.112)
4	<i>i</i>	0.363 (0.066)	0.248 (0.178)	0.610 (0.156)	0.390 (0.156)
	<i>c</i>	0.002 (0.006)	0.076 (0.019)	0.078 (0.021)	0.922 (0.021)
	<i>y</i>	0.003 (0.003)	0.033 (0.015)	0.037 (0.015)	0.963 (0.015)
8	<i>i</i>	0.314 (0.214)	0.198 (0.166)	0.512 (0.361)	0.488 (0.361)
	<i>c</i>	0.001 (0.004)	0.038 (0.009)	0.039 (0.011)	0.961 (0.011)
	<i>y</i>	0.002 (0.013)	0.018 (0.007)	0.020 (0.013)	0.980 (0.013)
12	<i>i</i>	0.264 (0.285)	0.165 (0.173)	0.429 (0.446)	0.571 (0.446)
	<i>c</i>	0.001 (0.003)	0.025 (0.006)	0.026 (0.008)	0.974 (0.008)
	<i>y</i>	0.002 (0.012)	0.012 (0.004)	0.014 (0.012)	0.986 (0.012)
16	<i>i</i>	0.226 (0.301)	0.140 (0.174)	0.367 (0.466)	0.633 (0.466)
	<i>c</i>	0.001 (0.002)	0.019 (0.005)	0.019 (0.006)	0.981 (0.006)
	<i>y</i>	0.001 (0.010)	0.009 (0.003)	0.011 (0.010)	0.989 (0.010)
20	<i>i</i>	0.197 (0.297)	0.122 (0.169)	0.319 (0.459)	0.681 (0.459)
	<i>c</i>	0.000 (0.002)	0.015 (0.004)	0.016 (0.005)	0.984 (0.005)
	<i>y</i>	0.001 (0.009)	0.008 (0.003)	0.009 (0.008)	0.991 (0.008)

* Os valores em parênteses são referentes ao erro padrão. ¹.Referente ao efeito acumulado dos dois choques transitórios. Fonte: Elaborado pelo autor.

Quanto a consumo e produto, suas flutuações são dominadas pelos choques permanentes. Como pode-se observar, tanto no horizonte entre 1 e 20 trimestres, mais de 90% das flutuações no produto e consumo são explicadas pelos choques de produtividade ou variações tecnológicas. Esses resultados evidenciam uma regra dominante nas flutuações das duas variáveis. Os resultados do consumo brasileiro apontam para mudanças suaves ao longo do tempo e a baixa influência dos fatores transitórios nas variações do consumo. Indicando que apenas mudanças que tem efeito permanente sobre a renda dos agentes podem alterar o consumo. As políticas com efeitos temporários sobre a renda, não são capazes afetar o consumo.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desse artigo foi verificar se um modelo neoclássico básico poderia explicar as flutuações macroeconômicas do consumo, investimento e produto, em termos *per capita*, para o Brasil entre 1991 e 2013. O arcabouço teórico apresentado é fundamentado no modelo de crescimento neoclássico estocástico proposto por King *et. al.* (1988a, 1988b) e King *et. al.* (1991), em que essas variáveis, em logaritmo, são integradas de ordem um ($I(1)$) e existe um componente estocástico comum, representando a produtividade.

As evidências empíricas estão de acordo com as suposições teóricas do modelo. As variáveis apresentam um comportamento de passeio aleatório e existe um equilíbrio de longo prazo entre elas, apontando uma relação de estacionariedade entre consumo – produto e investimento – produto. A hipótese de crescimento balanceado entre as variáveis foi verificada e representam um impacto positivo, significativo e de mesma magnitude entre elas.

Os choques de produtividade refletem numa mudança positiva nas variáveis, embora exista uma queda no consumo nos primeiros trimestres. Esses choques são responsáveis pela maior parte das flutuações do consumo e do produto brasileiro no longo prazo, fortalecendo a teoria dos ciclos reais, que assume que as flutuações dos ciclos de negócios são geradas pelos choques de produtividade (choques de oferta).

Os choques transitórios estimados geram uma resposta positiva por parte do consumo no curto prazo, enquanto o investimento responde negativamente aos choques. Esse comportamento está de acordo com a restrição teórica imposta pelo modelo, segundo a qual, os indivíduos devem alocar seus recursos entre consumir e investir (equação 5). Portanto, no curto prazo, os choques transitórios gerados na economia fazem com que o custo do consumo se torne menor, em relação ao custo de investir, fazendo com que o consumidor opte por gastar seus recursos com consumo.

Esse artigo pode ser estendido para um modelo teórico incluindo setor externo e verificando a existência de correlação serial comum e de uma tendência estocástica comum não linear entre as variáveis do sistema.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. 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**, v. 7, p. 151-174, 1981.
- BLANCHARD, Olivier J. A traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. **The American Economic Review**, v. 79, n. 5, p. 1146 – 1164, 1989.
- BOSWIJK, H. P. **Identifiability of Cointegrated Systems**. Working Paper. University of Amsterdam, 1995.
- CALCAGNINI, G. Common Trends and Common Cycles in International Labor Productivity. **Economics Letters**, v. 48, p. 179-184, 1995.
- CAMPBELL, John Y.; MANKIW, Gregory. Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. **NBER Working Paper Series**, n. 2169, 1987.
- CANOVA, F. Detrending and Business Cycle Facts. **Journal of Monetary Economics**, 41, p. 475-512, 1998.
- CERRO, A.M.; Pineda, J. Do Common Cycles Exist in Latin American Countries? **Latin American Research Abstracts**, n. 17, Dallas: Federal Reserve Bank of Dallas, Center for Latin American Economics, 2002.
- CUBADDA, G. Common Serial Correlation and Common *Business cycle*: A Cautions Note. **Empirical Economics**, 24, p. 529-535, 1999.
- CUBADDA, G.; CENTONI M. Measuring the *Business cycle* Effects of Permanent and Transitory Shocks in Cointegrated Time Series. **Economics Letters**, v. 80, p. 45-51, 2003.

CUBADDA, G.; CENTONI M. Modelling Comovements of Economic Time Series: A Selective Survey. **Statistica**, n.2, 2011.

ENGLE, ROBERT F.; GRANGER, C. W.J. co-Integration and Error Correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251 – 276, 1987.

GUTIERREZ, Carlos E. C.; GOMES, Fábio A. R. Evidence on Common Features and Business Cycle Synchronization in Mercosur. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 29, n. 1, p. 37-58, 2009.

HECQ, Alain. Common Cycles and Common Trends in Latin America. **Medium Econometrische Toepassingen**, Vol. 10, p.20-25, 2002.

HJELM, GORAN. Total Factor Productivity and the Real Exchange Rate in a Small Open Economy: The Relative Importance of Permanent and Transitory Shocks. Working Paper, 2001.

IPEADATA. Disponível em: www.ipeadata.gov.br, acesso em 04 de maio de 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/>, acesso em 04 de maio de 2014.

ISSLER, JOÃO V.; ENGLE, ROBERT F. Common Trends and Common Cycles in Latin America. **Revista Brasileira de Economia**. v. 47, p. 149-176, 1993.

ISSLER, JOÃO V.; VAHID, FARSHID. Common cycles and the importance of transitory shocks to macroeconomic aggregates. **Journal of Monetary Economics**. v. 47, n. 3, p. 449-475, 2001.

JOHANSEN, SØREN; MOSCONI, ROCCO; NIELSEN, BENT. Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. **Econometrics Journal**, v. 3, p. 216-249, 2000.

KIM, CHANG-JIN; PIGER, JEREMY. Common Stochastic Trends, Common Cycles, and Asymmetry in Economic Fluctuations. **Journal of Monetary Economics**. v. 49, p. 1189-1211, 2002.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; STOCK, JAMES H.; WATSON, MARK W. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. **The American Economic Review**, v. 81, n. 4, p. 819-840, 1991.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; REBELO, SERGIO T. Production, Growth and *Business cycle*: I. The Basic Neoclassic Model. **Journal of Monetary Economics**. v. 21, p. 195-232, 1988a.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; REBELO, SERGIO T. Production, Growth and *Business cycle*: II. New Directions. **Journal of Monetary Economics**. v. 21, p. 309-341, 1988b.

KING, ROBERT G.; PLOSSER, CHARLES I.; REBELO, SERGIO T. Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix. **Working Paper**, 2001.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H. Unit Root for Time Series with Level Shifts: A Comparison of Different Proposals. **Economics Letters**, 75, p. 109-114, 2002.

LUMSDAINE, ROBIN L.; PAPELL, DAVID H. Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 2, p. 212-218, 1997.

MELLANDER, E.; VREDIN, A.; WARNE, A. Stochastic Trends and Economic Fluctuations in a Small Open Economy. **Journal of Applied Econometrics**, v. 7, p. 369-394, 1992.

MILLS, Terence C. Business Cycle Volatility and Economic Growth: a Reassessment. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 23, p. 107-116, 2000.

NARAYAN, PARESH K. Understanding the Importance of permanent and Transitory shocks at Business Cycles horizons for the UK. **Physica A**, p. 2879 – 2888, 2008.

OLIVEIRA JUNIOR, José N.; CASTELAR, I.; TROMPIERI NETO, N.; FERREIRA, Roberto T. Setor Agrícola Brasileiro: Uma Aplicação do Modelo de Tendências e Ciclos Comuns no Período de 1990 a 2005. **Revista Economia**. v. 9, n. 2, p. 385-409, 2008.

STOCK, JAMES H.; WATSON, MARK W. Testing for Common Trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n. 404, p. 1097-1107, 1988.

TROMPIERI NETO, N; CASTELAR, I; SILVA, A.B. Tendências e Ciclos na Economia Brasileira Pós-Real. In: Encontro Nacional de Economia da ANPEC, XXXI, 2003, Porto Seguro (Bahia), **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**.

WARNE, A., A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference, University of Stockholm, **Seminar Paper**, n. 555, 1993.

VAHID, F.; ENGLE, R.F. Common Trends and Common Cycles. **Journal of Applied Econometrics**, v. 8, p. 341-360, 1993.