

---

# ANÁLISE DE QUEBRA ESTRUTURAL NA FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO DO BRASIL

Joilson Dias<sup>1</sup>

Vicente Junqueira de Castro Jr.<sup>2</sup>

## INTRODUÇÃO

As variações na capacidade produtiva da economia estão intimamente ligadas ao seu estoque de capital físico. As variações deste capital físico dependem, em última instância, da formação bruta de capital físico que reflete os novos investimentos sendo realizados. Especificamente no caso do Brasil, o investimento em capital físico como proporção do Produto Interno Bruto (PIB), medido a preços constantes de 1999, subiu a novos patamares entre as décadas de 1950 e 1990. Para ser mais preciso, o investimento enquanto proporção do PIB foi, em média, 15,49%, na década de 1950, de 16,40% na década de 1960, de 21,71% na década de 1970, de 19,97% na década de 1980 e, finalmente, de 19,52% na década de 1990. Este aumento em um nível superior da média, a partir da década de 1970, também foi seguido de um aumento intenso nas oscilações, conforme pode ser notado no Gráfico 1. Considerado desta forma, essas informações podem levar o analista a concluir que houve uma quebra estrutural na proporção do investimento sendo realizado na economia. No entanto, a comprovação da ocorrência ou não da quebra estrutural depende de efetuarmos testes estatísticos de comprovação.<sup>3</sup>

A importância do estudo da quebra estrutural está relacionada ao estudo de estacionariedade de longo prazo. Portanto, se a série formação bruta do capital fixo for não-estacionária em relação ao PIB, este resultado

<sup>1</sup> Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá.

<sup>2</sup> Programa de Mestrado em Economia da Universidade Estadual de Maringá.

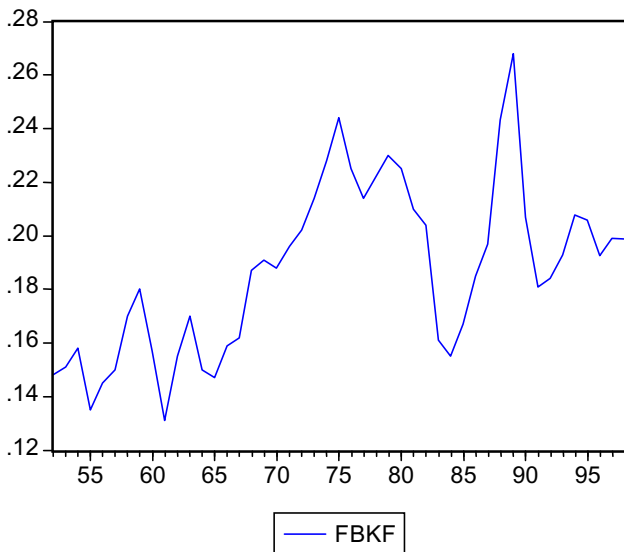
<sup>3</sup> Veja Greene (2000) para detalhes sobre testes de quebra estrutural.

indica que a mesma esteja oscilando em torno de uma tendência. Esta tendência mede seu comportamento de longo prazo, enquanto que as oscilações em torno desta são as ocorrências de ciclos econômicos. Assim, podemos diferenciar esta série de forma a torná-la estacionária e estudar o comportamento desta com relação à mudança da sua média, a mudança no coeficiente da diferença permite auferirmos sobre a mudança na sua tendência de longo prazo.

A análise visual do Gráfico 1 nos indica que a série sofreu um crescimento no período entre 1965 e 1975. Passou então de um patamar em torno de 15% para um em torno de 19%. Se esta mudança for significativa então esta mudança irá refletir um novo patamar de proporção do investimento na economia brasileira.

A metodologia a ser empregada está baseada no uso dos testes de Wald para a análise de quebra estrutural conforme proposto por Quandt (1960), que foi generalizada por Andrews (1993), e também no teste desenvolvido por Andrews e Ploberg (1994). A metodologia econométrica de estimação do coeficiente de tendência será efetuado em acordo com a metodologia sugerida por Volgelsang (1997).

Gráfico 1 - FORMAÇÃO BRUTA DE CAPITAL FIXO



A abordagem deste artigo está dividida da seguinte forma: Introdução, onde apresentamos o objetivo do artigo; Revisão de Literatura, onde abordaremos os desenvolvimentos das metodologias sobre não-estacionariedade e testes de quebras estruturais; Aplicação Econométrica, onde abordaremos a técnica a ser utilizada e os resultados da aplicação desta; e, finalmente, a conclusão.

## REVISÃO DE LITERATURA

O marco inicial do estudo de quebra estrutural é o artigo de Chow (1960). Ao testar a hipótese de estabilidade do modelo de seu trabalho, este acabou transformando-se no que é atualmente conhecido como estudos de quebra estrutural. Quando aplicado aos coeficientes dos regressores, para testar a hipótese de que alguns dos coeficientes dos regressores são diferentes com relação a diferentes subamostras dos dados, introduziu a questão de estabilidade das séries ou o teste Chow. No mesmo período, Quandt (1960) desenvolveu em seu estudo análise similar, mas enquanto que o estudo de Chow partia do princípio de que a data da mudança estrutural era conhecida, no trabalho de Quandt, a data da quebra era desconhecida.

O teste de Chow recebeu atenção no trabalho de Fischer (1970), onde a sua aplicação foi especificamente direcionada para teste estrutural, quando a série de dados não seja grande o suficiente para se estimar uma ou outra regressão em separado. Este teste tem sido denominado de Teste Chow Preditivo, porque é equivalente a estender o modelo restrito para um pequeno subperíodo, realizando o teste de predição dos erros do modelo, para o período em questão.

Brown, Durbin e Evans (1975) desenvolveram um teste para a determinação de estabilidade de um modelo, denominado de teste Cusum. Este teste é fundamentado em resíduos recursivos. A técnica é apropriada para dados de séries temporais e pode ser usada, mesmo quando há incerteza sobre quando pode ter havido uma quebra estrutural. A hipótese nula, é que o coeficiente de um vetor  $b$ , é o mesmo para todo o período; e a hipótese alternativa é que há um distúrbio na variância. É um teste geral e não requer uma especificação, *a priori*, de quando ocorrerá uma quebra estrutural. Entretanto, o poder do teste é bastante limitado, se comparado com o teste Chow, sendo por isto, bastante criticado. O teste Chow é fundamentado em uma parte da informação bastante definida; isto é, quando ocorre uma quebra estrutural. Se a quebra tiver que ser estimada, então a vantagem do teste Chow diminui de maneira considerável.

A importância da estacionariedade das séries temporais torna-se o principal foco com o trabalho de Dickey e Fuller (1979), com a apresentação formal do seu teste ADF. Este teste permitiu aplicações a séries temporais macroeconômicas. A importância de estudos de séries temporais macroeconômicas, quanto a sua tendência, foi efetuado por exemplo por Nelson e Plosser (1982). Neste estudo, as séries temporais macroeconômicas foram caracterizadas como flutuações estacionárias ao redor de uma tendência determinística, ou como um processo não estacionário em que não havia tendência para retornar ao caminho determinístico.

Phillips (1987) desenvolveu uma nova teoria assintótica para auto regressão de primeira ordem, com uma raiz próxima da unidade. Os desvios da teoria de raiz unitária são medidos por meio da não centralização dos parâmetros. Quando este parâmetro é negativo, temos uma alternativa local de que ele é estacionário; quando ele é positivo, a alternativa local é explosiva; e quando é zero, temos a teoria padrão de raiz unitária. Esta teoria assintótica, acomoda essas possibilidades e ajuda a unificar as teorias iniciais, nas quais as raízes unitárias aparecem com singularidade assintótica. A teoria geral é expressa em termos funcionais, num processo simples de difusão funcional. A teoria tem aplicação em estimação de tempo contínuo, na análise de poder assintótico dos testes para raízes unitárias, sob uma seqüência de alternativas locais.

O teste Cusum para quebra estrutural, na forma proposta por Brown, Durbim e Evans (1975), tornou-se o diagnóstico padrão em modelos de regressão linear. A maior desvantagem, notada por muitas discussões a respeito, tem sido a exigência de que todos os regressores devem ser independentes dos distúrbios. Em particular, isto exclui defasagem na variável dependente da equação, uma severa restrição, dado que testes para quebra estrutural são tipicamente desenvolvidos para dados de séries temporais univariadas. Esta restrição recebeu atenção no estudo de Kramer, Ploberger e Alt (1988), onde foi analisada a quebra estrutural na presença de variáveis dependentes defasadas sobre os regressores, num modelo linear. Os autores fizeram duas considerações. Na primeira, mostraram que ambos, o teste Cusum modificado sugerido por Dufour (1982) e o teste Cusum simplificado, continuavam a ter seus níveis de significância assintóticos em modelos dinâmicos, mas o poder do teste depende crucialmente do ângulo entre a média do regressor e da mudança estrutural.<sup>4</sup>

<sup>4</sup> Outra consideração é com respeito ao poder do Cusum, freqüentemente criticado por seu alegado pouco poder, comparado, por exemplo, ao teste Cusum ao quadrado. Esta crença provavelmente se originou dos resultados de Monte Carlo em

O estudo de raiz unitária e o teste de estacionariedade de Dickey-Fuller (1979) ADF foi estendido com o artigo de Phillips e Perron (1988). No trabalho destes autores, a estrutura estocástica é completamente geral. Enquanto que a aproximação de Dickey-Fuller levava em conta a auto correlação das primeiras diferenças de uma série no modo de se determinar um parâmetro, por meio de uma estimação adicional de um parâmetro, esta nova aproximação é realizada por um caminho não paramétrico. Desta forma, o teste dos autores permite que os distúrbios sejam fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos.

O desenvolvimento de testes aplicados à quebra estrutural nos trabalhos de Perron (1988, 1990), onde as séries temporais são caracterizadas por uma mudança estrutural na média da amostra e são analisadas. O último estudo segue a análise de intervenção proposta por Box e Tiao (1975), no sentido de que a mudança ocorre como sendo exógena e em data conhecida. Os testes padrões para a determinação de raízes unitárias demonstram serem viesados em direção à não rejeição da hipótese de raiz unitária, quando é usada uma amostra completa, quando na verdade temos uma mudança na média das séries (estrutural). Uma distribuição limite da estatística é desenvolvida e tabulada sob a hipótese nula de raiz unitária. A análise deste trabalho é ilustrada considerando o comportamento de várias séries temporais univariadas.

O avanço nas séries que sofrem mudanças estruturais nas suas médias foi realizado por Perron e Vogelsang (1992). Neste estudo, referem-se a testes de raiz unitária em séries temporais, caracterizado por quebras estruturais nas médias das amostras. A análise é, no espírito de Perron (1990), que mostrou que a existência de tais mudanças em séries temporais estacionárias, envia os testes usuais de raiz unitária, na direção da não rejeição. O pensamento é, entretanto, dado diferentemente quando se supõe que a data da mudança é desconhecida. A estatística de interesse é aquela que minimiza o teste t para todos os possíveis pontos de quebra, similarmente àqueles propostos por Perron (1990).

Banerjee, Lumsdaine e Stock (1992) investigaram a possibilidade de que as séries temporais pudessem ser caracterizadas como sendo estacionárias em torno do ponto de quebra. Os autores tratam a data da quebra, a priori, como não conhecida. Distribuições assintóticas foram desenvolvidas para testes sequenciais, recursivos, para raízes unitárias e/ou mudanças nos

Garbade (1977). No entanto, os trabalhos de McCabe e Harrison (1980), e Johnston (1984, p. 392) demonstraram que a pobre performance do teste Cusum no estudo Garbade's Monte Carlo é uma generalização experimental particular e não se aplica a outros modelos.

coeficientes em regressões de séries temporais. Os testes recursivos são baseados nas mudanças de parte da amostra. A estatística seqüencial é computada usando todo o conjunto de dados e a seqüência dos regressores indexadas pela data da quebra. Quando os autores aplicam os dados para o produto interno bruto real para sete países da OCDE, estas técnicas falham na rejeição da hipótese de raiz unitária para cinco países (incluindo os EUA), mas sugerem estacionaridade em torno de mudanças de tendências para o Japão.

O não conhecimento, *a priori* da localização do ponto exato da mudança estrutural foi abordado por Chu e White (1992). A distribuição limitante é derivada por meio das funções do teorema do limite central e do valor crítico, com a probabilidade atingida pela ponte Browniana. Aplicando um teste sensível para a alternativa de tendência estacionária com quebra estrutural, os autores encontraram que para as séries do PIB real, PIB per capita real e salário real dos EUA relativo ao período anterior à Segunda Guerra Mundial, a hipótese de tendência estacionária é rejeitada.

Os avanços para um teste de quebra estrutural com possível datação são dados por Hansen (1992a, 1992b). Nestes artigos, o autor compara a distribuição de grandes amostras usando o teste LM (multiplicador de Lagrange)<sup>5</sup> para a determinação da instabilidade dos parâmetros, contra várias alternativas de interesse no contexto de cointegração dos modelos de regressão. O estimador modificado completo apresentado é estendido para cobrir modelos gerais com tendências determinísticas ou estocásticas. O teste estatístico considerado inclui o teste SupF de Quandt (1960), assim como o teste LM de Nyblom (1989). O mais importante resultado deste estudo é a descoberta de que a distribuição assintótica depende da natureza do processo de regressão; isto é, dos regressores serem de tendência determinística ou estocástica.

A evolução do teste de Quandt (1960) é efetuada por Andrews (1993) considerando os testes para a instabilidade dos parâmetros e quebra estrutural em um ponto desconhecido. Os resultados se aplicam a uma larga classe de modelos de parâmetros que são apropriados para estimação, por meio dos procedimentos do método dos momentos generalizados. O autor considerou os testes Wald, LM e LR (razão da função de máxima verossimilhança). Cada teste usou implicitamente uma estimativa de mudança de ponto. A mudança de ponto pode ser completamente desconhecida ou poderá ser conhecida num intervalo restrito. A conclusão foi que a distribuição assintótica dos testes estatísticos considerados não é padrão porque o pon-

<sup>5</sup> Veja detalhes destes testes em Greene (2000).

to de mudança do parâmetro somente aparece sob a hipótese alternativa e não sob a nula. A distribuição assintótica nula é encontrada e esta é dada pelo quadrado supremo do padrão (*tied-down*) processo Bessel, para ordem  $p \geq 1$  (Hawkins, 1987).

Os testes de otimização assintótica de Andrews e Ploberger (1994), desenvolvidos para testar a existência de problemas nos parâmetros sob a hipótese alternativa, mas não sob a hipótese nula, passaram a ser aplicados em testes de quebra estrutural com data desconhecida. Os resultados são de interesse relevante, porque os testes dos problemas considerados não são padrões e os resultados clássicos de otimização assintótica para os testes de LM, Wald e LR não se aplicam.

Mais recentemente, Vogelsang (1997) propôs testes estatísticos, onde engloba todos os testes desenvolvidos anteriormente, para detectar a quebra de tendência de uma função, numa data desconhecida, para séries temporais dinâmicas e univariadas. Os testes são baseados na estatística média e exponencial de Andrews e Ploberger (1994) e na estatística suprema de Andrews (1993). Seus resultados são estendidos para permitir tendenciosidade e regressores com raiz unitária. Resultados assintóticos são derivados para os erros estacionários e integrados de ordem um,  $I(0)$  e  $I(1)$ . Quando os erros forem altamente persistentes e se não se souber, *a priori*, de qual teoria assintótica ( $I(0)$  ou  $I(1)$ ) provêm, uma aproximação conservadora baseada numa integração assintótica é providenciada. O poder da média estatística é mostrado como não monotônico com respeito à magnitude da quebra e é denominada pela estatística suprema e exponencial. Os autores também propuseram versões dos testes aplicáveis para as primeiras diferenças dos dados. Essas versões para diferenças é que utilizaremos na análise da variável Formação Bruta de Capital Fixo do Brasil.

## APLICAÇÃO ECONOMÉTRICA

O propósito do trabalho de Vogelsang (1997) é providenciar um procedimento que possa ser usado para testar uma quebra estrutural na função de tendência de uma série temporal e que permita a auto correlação serial dos erros. A função de tendência é modelada como um polinômio no tempo. Resultados assintóticos são obtidos para ambos os erros  $I(0)$  e  $I(1)$ . A hipótese alternativa é de uma única quebra na função de tendência em uma data desconhecida. O modelo a seguir pode ser considerado tanto em nível, quanto em diferença. O modelo a ser usado é o seguinte:

$$\Delta y_t = f(t) \beta + g(t, T^c_b) \delta + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Onde  $Dy_t$  é a diferença da formação bruta de capital fixo;  $f(t) = \{1, t\}$ ;  $g(t, T^c_b) = \{1, t - T^c_b\}$ ;  $\delta$ ,  $\rho$  e  $c_i$  são parâmetros a serem estimados;  $e_t$  é o vetor de erros; e  $k$  é o número de defasagens. As funções  $f(t)$  e  $g(t, T^c_b)$  nos informam as mudanças no intercepto e na taxa de crescimento da formação bruta de capital fixo,  $\{y_t\}$ . Assim, para  $t > T^c_b$  temos que o intercepto é  $(\beta_0 + \delta_0)$  e a taxa de crescimento  $(\beta_1 + \delta_1)$ . No entanto, como a equação está representada em diferenças, os termos  $(\beta_0 + \delta_0)$  desaparecem, ou seja, as séries em diferenças não permite a análise da quebra estrutural do intercepto, somente da inclinação. Portanto, a análise de quebra estrutural consiste em analisar os testes estatísticos de Wald para a hipótese nula de que o parâmetro  $\delta_1 = 0$ . Ainda na equação (1) acima temos que o terceiro termo,  $\rho$ , diz respeito à análise da presença de raiz unitária. O quarto termo,  $c_i$ , elimina os problemas de correlação serial por meio da adoção de defasagens. A escolha dos períodos de defasagem é efetuada em acordo com a sugestão recomendada por Perron e Vogelsang (1992). A primeira estimativa da regressão deve ser feita utilizando-se o valor máximo de  $k$  igual a 10, testando-se a significância dos coeficientes da última defasagem incluída, usando-se um teste  $t$  bicaudal com 5% de significância. E segue-se num processo iterativo, com a redução de  $k$  em uma unidade, até haver significância, ou até  $k$  ser igual a zero. Se o coeficiente da décima defasagem for significativo, o valor máximo de  $k$  deverá ir até 15. A Tabela 1 a seguir apresenta o resultado para o máximo de defasagens igual a 10.

Tabela 1 - ANÁLISE DE DEFASAGEM

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	t-estatístico	Probabilidade
C	0.043970	0.028581	1.538441	0.1370
FBKF(-1)	-0.221088	0.148878	-1.485023	0.1506
DFBKF(-1)	0.477328	0.200351	2.382463	0.0255
DFBKF(-2)	-0.345809	0.220414	-1.568909	0.1298
DFBKF(-3)	0.170438	0.219271	0.777296	0.4446
DFBKF(-4)	-0.117739	0.222749	-0.528572	0.6020
DFBKF(-5)	-0.056128	0.216219	-0.259588	0.7974
DFBKF(-6)	-0.022907	0.210819	-0.108658	0.9144
DFBKF(-7)	0.124886	0.202668	0.616208	0.5436
DFBKF(-8)	-0.204693	0.197756	-1.035078	0.3110
DFBKF(-9)	0.290860	0.213030	1.365346	0.1848
DFBKF(-10)	-0.239356	0.221743	-1.079433	0.2911
R <sup>2</sup>	0.409431	F-statistic		1.512617
Durbin-Watson	1.887583	Prob(F-statistic)		0.191092

NOTA: dependente: DFBKF; método: OLS; amostra: 1963, 1998.



A regressão foi refeita reduzindo, para cada nova estimativa, o número de defasagens até que, no final, o valor significativo apresentou-se como sendo o DFKF(-1), ou seja, o de somente uma defasagem. A Tabela 2, a seguir apresenta o resultado final.

Tabela 2 - RESULTADO DA ANÁLISE DE DEFASAGEM

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.046503	0.016436	2.829283	0.0071
FBKF(-1)	-0.243925	0.086679	-2.814135	0.0074
DFBKF(-1)	0.302471	0.144458	2.093838	0.0423
R <sup>2</sup>	0.189340	F-statistic		4.904802
Durbin-Watson	1.833636	Prob(F-statistic)		0.012179

NOTA: dependent variable: DFBKF; método: OLS; amostra: 1954, 1998.

De acordo com este resultado, a equação (1) deverá ser estimada com a defasagem de  $k=1$ , sendo que a data da quebra será obtida por meio de um método de escolha ótima. A data da quebra verdadeira,  $T_b^c$ , está contida dentro do conjunto de valores ótimos de datas a serem determinadas, ou seja,  $T_b = [\omega T]$ , onde  $0 < \omega < 1$  e  $T$  é o intervalo dos dados. Assim, a data da quebra  $T_b$  usada na estimação, poderá ser diferente da verdadeira data da quebra  $T_b^c$ . A escolha do conjunto ótimo será efetuada com base nos valores do teste de Wald, onde os maiores valores do conjunto definido para o intervalo  $\omega$  são escolhidos para formar o conjunto  $T_b$  ótimo. Neste caso, obteremos um conjunto da seguinte forma,  $T_b^* = [\omega^* T]$ , onde os valores do teste Wald são os maiores para todo o período  $T$  da amostra.

Os testes Wald do coeficiente é dado pela seguinte fórmula:

$$W = \frac{n}{s^2} (\delta_1 - \delta_m)^2 \quad (2)$$

Onde  $n$  é o tamanho da amostra;  $s^2$  é a variância do coeficiente; e  $\delta_m = 0$  corresponde a nossa hipótese nula. Este teste possui uma distribuição  $X^2(p)$  com  $p$  graus de liberdade. O importante aqui não é a significância em si do teste Wald mas seus valores que serão utilizados para construir uma nova distribuição e é na significância desta nova estatística que estamos interessados. Assim, os valores dos testes de Wald obtidos acima formarão as estatísticas de interesse para a nossa análise. Estas formarão os testes conhecidos como média e exponencial, propostas por Andrews e Ploberger (1994). Mais especificamente temos:

$$\text{Média } W_T^P = T^{-1} \sum_{T_b \in \Lambda} W_T^P(T_b / T), \quad (3)$$

$$\text{Exp } W_T^P = \ln(T^{-1} \sum_{T_b \in \Lambda} \exp(1/2 W_T^P(T_b/T))), \quad (4)$$

Onde  $W_T^P$  é o teste de Wald;  $T$  é o tamanho da amostra;  $T_b$  é o conjunto restrito do intervalo da amostra; e  $\ln$  é a função logarítmica. É interessante notar que a estatística  $\text{Exp } W_T^P$  está projetada para ter poder em detectar alternativas distantes da hipótese nula, como grandes quebras, enquanto a estatística Média  $W_T^P$  está projetada para ter poder em detectar alternativas próximas da hipótese nula, como pequenas quebras.

Uma terceira estatística relacionada, originalmente proposta por Quandt (1960) e generalizada por Andrews (1993), é a estatística suprema definida como sendo

$$\sup W_T^P = \sup_{T_b \in \Lambda} W_T^P(T_b/T) \quad (5)$$

A estatística  $\sup W_T^P$  não pertence à classe de estatísticas ótimas propostas por Andrews e Ploberger (1994), mas é útil porque providencia uma estimativa da verdadeira data da quebra.

Todas as três estatísticas podem ser vistas como médias ponderadas da estatística Wald sobre um conjunto de possíveis datas de quebra. E são estes pesos que determinam se o poder é monotônico (uniforme) ou não. A estatística Média  $W_T$  trabalha com pesos iguais pelas datas de quebra. A estatística  $\text{Exp } W_T$  trabalha com pesos mais altos em grandes valores da estatística Wald e com pesos pequenos para valores menores da estatística Wald, porque a função exponencial é uma função incremental. A estatística  $\text{Sup } W_T$  trabalha com um dos maiores pesos de estatísticas Wald.

A significância das estatísticas dadas acima foi desenvolvida por Vogelsang (1997). Assim, quando  $p = 0$ , isto é, a hipótese nula de não haver quebra no intercepto. Os valores críticos, para este caso, estão disponíveis para um grupo de valores de  $\omega^*$ . À semelhança, nos outros dois casos em que  $p = 1$  (mudança na tendência e no intercepto) e  $p = 2$  (mudança quadrática no intercepto e na tendência), os valores críticos foram obtidos, usando-se métodos de simulação realizados pelo autor e que dependem somente da escolha de  $p$  e  $\omega^*$ . Os resultados a serem considerados dependem assintoticamente dos erros da variável sendo analisada ser  $I(0)$  ou  $I(1)$ .

A análise de raiz unitária dos erros da regressão da Tabela 2 seguem as recomendações de Enders (1995). O autor, por meio de estudos de Monte Carlo, concluiu que o teste de Phillips-Perron tem grande poder em rejeitar uma falsa hipótese nula de raiz unitária em que se tenha presença de médias móveis (MA) negativas e o teste tende também a rejeitar a hipótese nula, tendo ou não uma raiz unitária negativa, sendo melhor, neste caso, usar

o teste ADF-Teste de Dickey Fuller em conjunto com o teste de Phillips-Perron na presença de termos positivamente correlacionados. Por segurança, utiliza-se ambos os testes para a determinação de raiz unitária.

O teste ADF sobre os erros da regressão da Tabela 2 demonstrou ser estacionário, sendo o valor obtido igual a 5,97, sendo o valor crítico de 3,89. Aqui o fizemos somente com o intercepto. Vale ressaltar que, mesmo se estivéssemos trabalhando com um modelo puro de caminho randômico para a determinação de raiz unitária, a adição de um termo para o intercepto ou para a tendência, ou ainda para ambos, em nada modificaria a hipótese nula de raiz unitária. Esta continuaria a mesma para qualquer uma das regressões, mesmo na presença de autocorrelação. No teste de Phillips-Perron, o valor obtido foi de 5,94, sendo o valor crítico de -3,88. Em ambos os casos as séries se apresentam como sendo estacionárias, ou seja,  $I(0)$ .<sup>6</sup>

Considerando que a série da diferença da formação bruta de capital fixo envolve o período de 1952 a 1998, portanto, 47 observações, nos será mais apropriado utilizar um intervalo de quebra de  $\omega^* = 0,15$ . De acordo com este critério, o período de consideração dos valores do teste Wald a ser observado equivale a  $P_{obs} = 0.15 * 47 = 7$ , o que equivale a descartarmos 7 (sete) anos de observações no início e no final. Portanto, o período escolhido para nossa análise de determinação de quebra estrutural será aquele que maximizar os resultados do teste Wald para um conjunto entre os anos de 1959 e 1992.

O modelo econométrico, dado pela equação (1) é então estimado visando encontrar a data da quebra na amostra. Para cada especificação da data da quebra utiliza-se as *dummies* especificadas em acordo com as equações  $f(t)$  e  $g(t, T^c_b)$ , ou seja, para a tendência e para a constante no período de análise em questão. Nesta estimação, considera somente uma diferença defasada, pois é a única diferença significativa na Tabela 1. Após cada estimativa econométrica com uma data de quebra especificada, testa-se a significância para  $\delta_1 = 0$ , usando o teste de Wald. Os valores do teste Wald para o período da quebra passam a fazer parte de um rol de potenciais para ocorrência de uma quebra estrutural. Estes são separados e o teste de significância ou não da quebra estrutural é dado pelas equações (3), (4) e (5). Para facilitar, construímos uma tabela com os resultados dos testes de Wald para o período da nossa análise.

Na Tabela 3, a seguir, aplicamos os resultados das equações da estatística da média (Média) e da exponencial (Exp). Dentre estes valores devemos selecionar os sete maiores que comporão nossa análise sobre a

<sup>6</sup> Detalhes destes testes se encontram em Greene (2000).

existência ou não da quebra estrutural. Os dados da amostra dos testes de Wald devem ser selecionados dentre o período em que produziu os maiores valores, portanto os máximos. De acordo com a tabela 3, este período é compreendido entre os anos de 1959 e 1992.

Tabela 3 - RESULTADOS DO TESTE DE WALD

<b>ANO</b>	<b>Wald</b>	<b>Ano</b>	<b>Wald</b>
1959	2.99	1976	1.08
1960	5.9	1977	0.46
1961	3.7	1978	0.18
1962	5.9	1979	0.14
1963	3.7	1980	0.21
1964	3.84	1981	0.17
1965	8.0	1982	1.24
1966	9.41	1983	1.31
1967	9.74	1984	1.18
1968	12.85	1985	1.18
1969	9.3	1986	0.9
1970	10.34	1987	0.77
1971	10.41	1988	0
1972	7.95	1989	0.34
1973	6.6	1990	0.3
1974	4.34	1991	0.41
1975	1.37	1992	0.41

Assim, aplicamos aos resultados acima para o período como um todo as fórmulas das Equações (1) e (3), sendo que obtemos os seguintes resultados:

Tabela 4 - RESULTADOS DOS TESTES PARA PERÍODOS DISTINTOS

<b>Testes</b>	<b>1959-1992</b>
<i>Média</i> $W_T^P$	1,89
<i>Exp</i> $W_T^P$	0,87
<i>Sup</i> $W_T^P$	9,02

A significância dos testes acima é efetuada em acordo com a Tabela 5, a seguir. O valor para  $T_b$  é de 33, que compreende as observações contidas no período, enquanto que  $T$  é igual ao número de observações totais, 47. Assim, no nosso caso, temos que  $p = 1$ , que é a ordem da funções  $f(t)$  e  $g(t, T_b)$  e  $\omega^* = 0,15$ , que é o corte da amostra. Para o teste da Média, o valor crítico é 3,50 para 90% de confiança, portanto, acima do valor computado de 1,89. O valor exponencial crítico é de 2,39, também acima do valor 0,87 computado. Ou seja, em ambos os casos temos que o valor estimado para o período em questão aceita a hipótese nula de não quebra estrutural no período 1959-1992. O valor crítico da estatística do supremo é 11,25, portanto superior ao valor estimado de 9,02.

Tabela 5 - DISTRIBUIÇÃO ASSINTÓTICA PARA MÉDIA  $W_T^P$ , Exp  $W_T^P$  e Sup  $W_T^P$ 

%	Média $W_T^P$			Exp $W_T^P$			Sup $W_T^P$		
	p=0	p=1	p=2	p=0	p=1	p=2	p=0	p=1	p=2
<b>Caso em que é estacionário, <math>\omega^* = 0,15</math></b>									
1%	0,08	0,29	0,56	-0,30	-0,12	0,13	0,76	2,40	4,04
2,5%	0,10	0,35	0,67	-0,28	-0,06	0,24	0,92	2,74	4,55
5,0%	0,12	0,42	0,77	-0,26	0,01	0,34	1,14	3,16	5,03
10,0%	0,16	0,50	0,92	-0,23	0,09	0,50	1,41	3,66	5,63
50,0%	0,47	1,10	1,76	0,06	0,70	1,35	3,22	6,38	8,84
90,0%	1,58	2,70	3,58	1,23	2,33	3,18	7,32	11,25	13,96
95,0%	2,20	3,50	4,41	1,89	3,13	3,98	9,00	13,29	15,84
97,5%	2,85	4,35	5,25	2,53	3,88	4,68	10,69	15,12	17,61
99,0%	3,70	5,55	6,47	3,46	5,05	5,78	13,02	17,51	19,90

FONTE: Vogelsang (1997).

Ao analisarmos os valores contidos na Tabela 3, verificamos que a partir do ano de 1974 ocorre uma queda brusca no valor do teste Wald calculado. Para verificar ainda se há diferença entre os períodos 1959-1974 e 1975-1992, efetuamos os testes anteriores para os respectivos períodos. Assim, no primeiro período, o valor de  $T_b$  é 16 e, no segundo, é 17. Os valores encontrados foram os seguintes:

Tabela 6 - RESULTADOS DOS TESTES PARA PERÍODOS DISTINTOS

Testes	1959-1974	1975-1992
Média $W_T^P$	2.29	0.26
Exp $W_T^P$	1.33	0.13
Sup $W_T^P$	9.02	3.04

Vemos que os mesmos não se apresentam, sendo significantes a um nível aceitável de 90% de confiança. Desta forma, apesar dos testes apresentarem-se mais elevados no primeiro período em relação ao segundo, o primeiro período não configurou-se como distinto do segundo em termos estatísticos para justificar, por exemplo, uma mudança estrutural no investimento brasileiro como elemento causa do milagre brasileiro<sup>7</sup> contido neste período.

## CONCLUSÃO

A análise da quebra estrutural da série formação bruta de capital fixo do Brasil, no período de 1952 a 1998, nos permite comparar seu comportamento com os demais resultados obtidos na literatura internacional. A literatura apresenta que a maioria das séries temporais macroeconômicas seriam melhor caracterizadas como flutuações estacionárias ao redor de uma tendência determinística ou como um processo não-estacionário. Como a nossa série é medida em termos de proporção do Produto Interno Bruto (PIB), a sua estacionariedade em torno de uma média indica comportamento similar proporcional à do PIB no longo prazo. No entanto, a nossa série possui claras indicações de ser estocástica, dada a sua volatilidade no tempo em torno desta média. No entanto, os testes do tipo Wald aplicados para detecção de quebra estrutural não tiveram resultados significativos e, portanto, o seu comportamento de longo prazo (estrutural) não sofreu alterações do ponto de vista estatístico.

Em termos de política econômica, significa que os investimentos como proporção do PIB, apesar das oscilações, não sofreram mudança estrutural ao longo do período. Ou seja, as políticas econômicas do período não alteraram a sua trajetória principal, mas provocaram somente oscilações em torno desta. O principal desvio ocorrido no período 1959-1974 não apresenta-se significativo em termos de mudança estrutural a ponto de justificar-se como sendo a causa do milagre brasileiro ocorrido dentro deste período. Em síntese, os fatores determinantes do investimento de longo prazo no Brasil não se alteraram em função das políticas econômicas do período.

<sup>7</sup> Denominação em função das altas taxas de crescimento econômico no período 1967-1973, com média de 7% ao ano.

## RESUMO

O objetivo deste artigo é analisar se houve mudança estrutural na formação bruta de capital fixo do Brasil no período 1952-1998. A importância desta variável para o longo prazo da economia está em que alterações em sua tendência quer positivas e/ou negativas reflete diretamente a capacidade produtiva da economia no longo prazo. O estudo de quebra estrutural é um passo posterior às discussões sobre estacionariedade das séries temporais. A não estacionariedade das séries pode ser devido a uma quebra estrutural. Assim, este estudo focaliza-se neste ponto com relação à série mencionada, objetivando verificar se houve uma quebra estrutural na mesma. A metodologia a ser empregada foi desenvolvida por Quandt (1960), Andrews e Ploberg (1994) e Vogelsang (1997). Como resultado, obtivemos que a série formação bruta de capital fixo não sofreu mudança estrutural no período de análise. Quando considerado o sub-período 1959-1974, que inclui o período do milagre brasileiro em termos de crescimento econômico, este não aparece como sendo o elemento de mudança estrutural que suportou a ocorrência deste milagre.

*Palavras-chave:* não-estacionariedade, raízes unitárias, quebra estrutural.

## ABSTRACT

The objective of this paper is to analyze the structural breaks on gross fixed investment for the period 1952-1998. The importance of changes in the behavior of this variable in the long run is that it means direct change in the overall productivity of the economy. Thus, structural breaks studies give us a better understanding of the changes in the variable regarding its nature of being permanent or temporary. In this way, the structural breaks studies go a further on the issue regarding the series being stationary or not. In this study, our focus is to see if the non-stationary condition of the variable gross fixed investment may be caused by a structural break. The methodology to be used were developed by Quandt (1960), Andrews and Ploberg (1993) and Vogelsang (1997). As a result, we found that the gross fixed investment did not have any structural break in the period of our analysis. The analysis of the period 1959-1974 that includes the Brazilian growth miracle period seems not find support on structural changes of the investment.

*Key-words:* non-stationary, unit roots, structural breaks.

## REFERÊNCIAS

ANDREWS, D. W. K. Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 821-856, 1993.

\_\_\_\_\_; Ploberger, W. Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica*, v. 62, n. 6, p. 1383-1414, 1994.

BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. L.; STOCK, J. H. Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 254-269, 1992.

BANERJEE, A. et al. Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analyses of Non-Stationary Data. *Advanced Texts in Econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1996.

BEN-DAVID, D. Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence. *Quarterly Journal of Economics*, v. 66, n. 4, p. 653-679, 1993.

\_\_\_\_\_; PAPELL, D. H. The Great Wars, The Great Crash, and Steady State Growth: Some New Evidence about an Old Stylized Fact. *Journal of Monetary Economics*, v. 36, n. 4, p. 453-475, 1995.

\_\_\_\_\_. International trade and structural change. *Journal of International Economics*, v. 43, n. 4, p. 513-523, 1997.

BOX, G. E. P.; TIAO, G. C., Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. *Journal of the American Statistical Association*, n. 70, p. 70-79, 1975.

BROWN, R.; DURBIN, J.; EVANS, J. Techniques for testing the constancy of regressions relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, n. 37, p. 149-172, 1975.

CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. *NBER Macroeconomics Conference*, Cambridge, MA, March 8-9, 1991.

CHOW, G. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, n. 28, p. 591-605, 1960.

CHU, C. S. J.; WHITE, H. A Direct Test for Changing Trend. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 289-300, 1992.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, n. 74, p. 427-431, 1979

DUFOUR, J-M. Some Impossibility Theorems in Econometrics with Applications to Structural and Dynamic Models. *Econometrica*, v. 65, n. 6, p. 1365-1387, 1997.

\_\_\_\_\_. Recursive stability analysis of linear regression relationships. *Journal of Econometrics*, n. 19, p. 31-76, 1982.

\_\_\_\_\_; RENAULT, E. Short Run and Long Run Causality in Time Series: Theory. *Econometrica*, v. 66, n. 5, p. 1099-1125, 1998.



- ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. Hoboken: John Wiley & Sons Inc., 1995. p. 243-260.
- FISHER, F. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions: an expository note. *Econometrica*, n. 28, p. 361-366, 1970.
- GABRIEL, Vasco J. C. R. A. Testes de alteração de estrutura no modelo de regressão linear. Uma digressão pela literatura com aplicações empíricas. *Instituto Superior de Economia e Gestão*, Universidade Técnica de Lisboa, 1997.
- GARBADE, K. Two methods for examining the stability of regression coefficients. *Journal of American Statistical Association*, n. 72, p. 54-63, 1977.
- GARDNER JR., L. A. On Detecting Changes in the Mean of Normal Variates. *The Annals of Mathematical Statistics*, v. 40, n. 1, p. 116-126, 1969.
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. New York: Prentice Hall, 2000.
- HALL, A. Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest DataBases Model Selection. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 12, n. 4, p. 461-470, 1994.
- HANSEN, B. E. Convergence to Stochastic Integrals for Dependent Heterogeneous Processes. *Econometric Theory*, v. 8, n. 4, p. 489-500, 1992a.
- \_\_\_\_\_. Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 489-500, 1992b.
- \_\_\_\_\_. Testing for Structural Change in Conditional Models. *Journal of Econometrics*, v. 97, n. 1, p. 93-115, 2000.
- HAWKINS, D. L. A test for a change point in a parametric model based on a maximal wald-type statistic. *The Indian Journal of Statistics*, n. 49, p. 368-376, 1987.
- HENDRY, D. F. On Detectable and Non-Detectable Structural Change. *Structural Change and Economic Dynamics*, v. 11, n. 1-2, p. 45-65, 2000.
- JOHNSTON, J. *Econometric methods*. New York: McGraw-Hill, 1984.
- KORMENDI, R. C.; MEGUIRE, P. A. Multicountry Characterization of the Nonstationarity of Aggregate Output. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 22, n. 1, p. 77-93, 1990.
- KRAMER, W.; PLOBERGER, W.; ALT, R. Testing for Structural Change in Dynamic Models. *Econometrica*, v. 56, n. 6, p. 1355-1369, 1988.
- McCABE, B. P. M.; HARRISON, M. J. Testing the consistency of regression coefficients over time using least squares residuals. *Applied Statistics*, n. 29, p. 142-148, 1980.
- NELSON, C. R.; KANG, H. Spurious Periodicity in Inappropriately Detrend Time Series. *Econometrica*, v. 49, n. 3, p. 741-751, 1981.
- \_\_\_\_\_; Plosser, C. I. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, n. 1, p. 139-162, 1982.
- NEWBOLD, P.; LEYBOURNE, S.; WOHAR, M. Trend-Stationarity, Difference-Stationarity, or neither: Further Diagnostic Tests with an Applications to U.S. Real GNP, 1875-1993. *Journal of Economics and Business*, v. 53, n. 1, p. 85-102, 2001.
- Ng, S.; PERRON, P. Units Root Tests in ARMA Models With Data-Dependent Methods

for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, v. 90, n. 2, p. 268-281, 1995.

NYBLUM, J. Testing the constancy of parameters over time. *Journal of American Statistical Association*, v. 84, n. 2, p. 223-230, 1989.

PERRON, P. Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. Further Evidence from a New Approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2, p. 297-332, 1988.

\_\_\_\_\_. Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 8, n. 2, p. 153-162, 1990.

\_\_\_\_\_; VOGELSANG, T. J. Nonstationary and Level Shifts with an Applications to Purchasing Power Parity. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 10, n. 3, p. 259-278, 1992.

PHILLIPS, P. C. B. Towards a Unified Asymptotic Theory for Autoregression. *Biometrika*, v. 74, n. 3, p. 535-547, 1987.

QUANDT, R. E. Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, v. 55, n. 2, p. 324-330, 1960.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *American Statistical Association. Journal of Business & Economic Statistics*, v. 14, n. 1, p. 75-87, 1996.

VOGELSANG, T. J. Wald-Type Tests for Detecting Breaks in the Trend Function of a Dynamic Time Series. *Econometric Theory*, v. 13, n. 6, p. 818-849, 1997.

\_\_\_\_\_. Trend Function Hypothesis Testing in the Presence of Serial Correlation. *Econometrica*, v. 66, n. 1, p. 123-148, 1998.

ZIVOT, E.; PHILLIPS, P. C. B. A Bayesian Analysis of Trend Determination in Economic Time Series. *Econometric Reviews*, v. 13, n. 3, p. 291-336, 1994.