Revista Economia & Tecnologia (RET)
Volume 10, Número 1, p. 31-44, Jan/Mar 2014

Seção: Macroeconomia

Cointegração e Correção de Erro para a Formação Bruta de Capital Fixo no Brasil Pós-Plano Real

Angel dos Santos Fachinelli*

Resumo: O investimento em capital fixo é um dos principais componentes gerador de crescimento econômico, promove o aumento da capacidade produtiva e a expansão das atividades. Este estudo analisou os determinantes da Formação Bruta de Capital Fixo com base nas teorias a cerca dos fatores que influenciam os níveis de investimento. As variáveis utilizadas foram o Produto Interno Bruto, taxa de juros real (*over-selic*) e a Utilização da Capacidade Instalada. A identificação de cointegração entre as variáveis permitiu a modelagem de curto e longo prazo pelo mecanismo de correção de erros de Engle e Granger. As conclusões do estudo apontam para uma forte relação de curto e longo prazo entre a variável PIB e FB, as variáveis apresentaram sinais esperados e foram estatisticamente significativos, o ajuste sazonal mostrou-se adequado para a estimação trimestral dos dados e o mecanismo de erro denotou um ajustamento trimestral de cerca de 13%.

Palavras-Chave: Cointegração, Capital Fixo, Correção de Erro.

Classificação JEL: E20; E22; E23.

* Professora e Coordenadora do Curso de Gestão Financeira da Faculdade de Tecnologia da Serra Gaúcha (FTSG). E-mail: angel.fachinelli@ftsg.edu.br

1 Introdução

O investimento para a formação de capital fixo é considerado um dos principais componentes geradores de crescimento do produto, bem como da geração de emprego e renda de um país. Esses aumentos na produção, nos investimentos correntes e nas expectativas futuras de investimentos ditam o rumo da economia.

As decisões de investir são norteadas de incertezas e expectativas quanto ao retorno dos investimentos e a acumulação de riqueza. Segundo Keynes (1985), em *Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*, o empresário tomaria a decisão de investir com base na comparação entre a taxa de retorno esperada do investimento e o custo de oportunidade do capital a ser investido. As decisões de investir que são tomadas em condições de incerteza envolvem a escolha e utilização das informações obtidas até o presente momento e são reflexos da instabilidade do sistema capitalista (Mollo, 1988).

A Formação Bruta de Capital fixo trimestral no Brasil, medida a preços constantes de 1995, vem crescendo a uma taxa média de 2,9% enquanto que a taxa de crescimento trimestral do Produto Interno Bruto (PIB) ficou em torno de 1%. O estudo da relação de impacto do PIB para a formação do investimento, bem como das demais variáveis que segundo as teorias se relacionam direta ou indiretamente a esta variável, advém da identificação empírica e a análise dos parâmetros de curto e longo prazo.

Para entender melhor a relação de curto prazo e de longo prazo entre estas variáveis e as variáveis: juro, utilização da capacidade instalada, a pesquisa tem como objetivo geral analisar a influência dos determinantes para a formação bruta de capital fixo do Brasil no período pós-Plano Real de primeiro trimestre de 1995 ao quarto trimestre de 2012. A variável Formação Bruta de Capital fixo é a *proxy* para o estudo dos investimentos privados e públicos analisados em conjunto nesse estudo.

O estudo visa verificar se as variáveis determinantes do investimento no curto prazo mantêm uma relação de equilíbrio no longo prazo. Como objetivos específicos têm-se; a) Verificar se as variáveis são cointegradas e podem ser modeladas pelo mecanismo de correção de erro; b) Identificar a forma funcional da equação e a velocidade de ajuste entre o curto e longo prazo trimestral; c) demonstrar o quanto o custo de utilização do capital e os períodos de incerteza macroeconômica afetam essas variáveis no curto e longo prazo.

O trabalho está dividido em cinco seções, sendo esta a primeira. Na segunda seção são abordadas teorias a cerca do investimento; a terceira seção descreve o procedimento do teste de estacionariedade e raiz unitária, cointegração, modelo de correção de erros de Engle e Granger; a quarta seção consiste na identificação da forma funcional da equação e evidencia os principais resultados auferidos pelo estudo empírico. Na última seção delineiam-se as considerações finais.

2 Investimento

2.1 Modelo do Acelerador do Investimento e Acelerador Flexível

O modelo acelerador do investimento enuncia uma relação linear proporcional no produto dado um aumento na relação capital/produto (K/Y), o investimento necessário estaria associado a um dado nível de crescimento do produto, de forma que a relação seja mantida constante, tal que: $I = \Delta K = a\Delta Y$. Onde α reflete a relação capital/produto, supostamente constante.

Devido à deficiência do modelo do acelerador do investimento, houve a inclusão de variáveis defasadas no modelo inicial, tal que: $K - K_{t-1} = I = \lambda(K^* - K_{t-1})$. Onde $0 < \lambda > 1$ indica a velocidade de ajustamento do estoque de capital. A equação obtida é: $I = \lambda[aY - K_{t-1}]$. Essa equação supõe uma relação constante entre capital/produto e pressupõe um ajustamento dos investimentos a alterações na renda corrente. Porém, são negligenciados nessa teoria fatores como o custo do capital, rentabilidade e expectativas (Froyen, 1999).

2.2 Teoria Neoclássica do Investimento e modelo flexível

Inicialmente formulada por Jorgenson (1963), afirma que o estoque de capital desejado depende do nível de produto e do custo de utilização do capital, tem-se: $K^* = f(Y, C_k)$. Em que C_k representa o custo do capital. Partindo do problema de otimização de uma firma competitiva, sob hipóteses como ausência de custos de ajustamento, função de produção do tipo Cobb-Douglas e retornos constantes de escala, chega-se ao seguinte modelo: $K^* = \alpha Y / C_k$. Onde C_k indica o custo de utilização do capital e α reflete a parcela de capital na função de produção de Cobb-Douglas.

O modelo neoclássico do investimento flexível surgiu como mudança no modelo neoclássico anterior para levar em consideração a correlação serial do investimento, presente nas defasagens entre a tomada de decisão e a efetivação do investimento, criando uma distância entre o estoque de capital corrente e o desejado. $I = \lambda[(\alpha Y / C_k) - K_{t-1}]$ .Onde $0 < \lambda < 1$ indica a velocidade do ajustamento do estoque de capital.

2.3 Teoria Q

A teoria *q* de investimentos introduzida ainda na obra de Keynes (1985) e elaborada por James Tobin (1969). Relatou que o investimento deve ser uma função crescente da razão entre o valor da firma e o custo de compra dos equipamentos e estruturas nos seus respectivos mercados (*q de Tobim*). Quando o incremento no valor de mercado da firma exceder o custo de reposição, as firmas desejaram aumentar seu estoque de capital, do contrário ocorrerá uma tendência a diminuir. A equação de investimento com base no *q* médio é dada por:$I = \gamma q$. Onde γ é um parâmetro estritamente positivo.

3 Modelagem Econométrica e Base de Dados

3.1 Modelos Dinâmicos

A modelagem dinâmica tem como objetivo montar um modelo geral para explicar o processo gerador dos dados, de forma a capturar as características essenciais dos dados, expressa:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{k=1}^{m} \sum_{i=0}^{n} \beta_{ki} X_{kt-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

De acordo com Hendry (1995) este modelo deve conter uma ordem de defasagem grande o suficiente para incluir a defasagem verdadeira das variáveis e não ocorrer, durante as reduções, a perda de informação importante. Após a seleção do modelo geral busca-se um modelo parcimonioso, uma simplificação baseada em evidências contidas nos dados.

3.2 Teste de Raiz Unitária e Cointegração

A identificação de uma série com raíz unitária e a estimação dessa variável de passeio aleatório tem sido analizada ao longo do tempo por autores como Granger e Newbold (1974), Nelson e Plosser (1982). Frequentemente, as séries precisam ser diferenciadas para tornar-se estacionárias e os testes de identificação de raíz unitária auxilam nesse processo.

Para testar a presença de raiz unitária utilizou-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) em todas as variáveis, sendo aplicado no modo com constante e tendência, Dickey e Fuller (1979). O número de defasagens em cada caso foi determinado pelo critério de informação de Schwarz. O teste ADF o consiste em estimar a seguinte equação:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \overset{m}{K}_{i=1} \alpha_1 \Delta Y_{t-i} + \mathcal{E}_t \qquad (2)$$

Em que ε_t é um termo de ruído branco puro e m é a ordem da defasagen. Segundo Engle-Granger (1987), uma série é chamada integrada de ordem d, denotado por $X_t \sim I(d)$, se, para tornar-se estacionária é necessário tomar diferenças da série em determinada d ordens. Do ponto de vista econômico, duas séries serão cointegradas se tiverem entre elas uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio desde que se verifique que os resíduos dessa regressão sejam estacionários I(0), nesse caso a análise de regressão tradicional incluindo os testes t e F se aplicam a séries temporais não estacionárias (Gujarati, 2006).

Por exemplo, os resíduos obtidos de uma regressão de Y_t contra X_t serão

$I(d)$. Se, entretanto existir um vetor B, tal que o termo de erro da regressão $u_t - y_t - \beta x_t$ é de menor ordem de integração $I(d-b)$, onde $b > 0$, então Engle e Granger (1987) definem y_t e X_t como integradas de ordem (d,b). Portanto, se y_t e X_t são ambas $I(1)$ e $u_t \sim I(0)$, as duas séries serão cointegradas de ordem CI (1,1).

3.3 Modelo de Correção de Erro (MCE)

Engle e Granger (1987) propõem uma regressão de uma variável sobre outras, usando o método dos mínimos quadrados ordinários (*OLS*) em que o termo "erro de equilíbrio" refere-se aos resíduos da equação cointegrada e como estes podem corrigir as estimativas dos parâmetros em questão, o MCE é uma forma de conciliar o comportamento de curto e longo prazo de determinada variável econômica. Considere o seguinte modelo para duas variáveis.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \tag{3}$$

Em que a equação (3) é uma equação cointegrante e os u_t são os resíduos dessa equação, ou seja, a equação (3) representa a relação de longo prazo entre as variáveis. Para representar o equilíbrio de curto e longo prazo, considere:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \beta_3 u_{t-1} + \mathcal{E}_t \tag{4}$$

Em que:

Δ= operador de primeira diferença

$\mathcal{E}_t$= o termo de erro aleatório da regressão de correção de erro

$u_{t-1} = (Y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{t-1})$, o valor defasado do termo de erro da regressão cointegrante (3) e o parâmetro $\beta_3 < 0$ é a velocidade de ajustamento. Portanto ΔY_t depende da ΔX_t(distúrbios de curto prazo) e também do termo de erro de equilíbrio. Como todas as variáveis do MCE são estacionárias, o modelo pode ser eficientemente estimado por *OLS* e o teste de hipóteses-padrão é válido. Se as variáveis forem cointegradas, a estimativa de $\beta_3 < 0$ será negativa e estatisticamente significante.

O método *OLS* mostra-se consistente para o verdadeiro coeficiente de cointegração. Segundo Stock (1987) ocorre uma conversão para o verdadeiro valor a uma taxa T^{-1} mais do que uma taxa $T^{-\frac{1}{2}}$ consequência da variância infinita de todas as combinações lineares.

3.4 Base de dados

A variável a ser explicada é a Formação Bruta de Capital Fixo (*FB*) calculado no Sistema de Contas Nacionais (SCN) do IBGE. que registra a ampliação da capacidade produtiva futura de uma economia por meio de

investimentos correntes em ativos fixos. (IBGE, 2013).

Como determinantes do investimento de FB são utilizados a taxa de juros real *over-selic*[1] (*R*) deflacionada pelo IGP-DI como medida do custo de utilização do capital. O Produto Interno Bruto (*Y*) em valores correntes sendo utilizada em conjunto com a Utilidade da Capacidade Instalada (*UTCI*) como medida do grau de "aquecimento" da economia (IPEADATA, 2013).

Para representar o possível período de instabilidade macroeconômica foi utilizada uma variável binária (D_1) para refletir as expectativas dos agentes no período de mudança estrutural, Alves e Luporini (2007). As séries utilizadas no modelo econométrico apresentam dados com periodicidade trimestral. Os valores e/ou percentuais foram acumulados para, as variáveis *Y, UTCI R* e deflacionados para *FB, Y, R* com vigência de janeiro de 1995 a dezembro de 2012, o modelo geral contém 72 observações.

$$\begin{aligned} FB_t &= f\,(Y_t, UTCI_t, R_t, D_1) \\ FB_t &= \alpha_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 UTCI_t + \beta_3 R_t + D_1 + \mathcal{E}_t \end{aligned} \tag{5}$$

Em que $\mathcal{E}_t$ é um distúrbio aleatório. As séries utilizadas nas estimações são temporais, nesse caso assume-se que essas séries são variáveis aleatórias ordenadas no tempo (subscrito *t*). As variáveis foram transformadas em logaritmos naturais (exceto a taxa de juros e a variável binária) de modo a obter a elasticidade das variáveis. As variáveis foram ajustadas sazonalmente X-12 Census.

De acordo com Hendry e Mizon (1978) se o ajuste sazonal (SA) for corretamente especificado, esté não deverá alterar o *lag* da estrutura. Tendo em vista que o modelo é uma função conjunta de teorias sobre o investimento, optou-se pela identificação da sazonalidade das sérias e a desazonalização via X-12 Censuas ao invés de coletar dados desazonalizados prontos, de modo a ajustar os dados ao modelo proposto. Esse modelo assume a função geral:

$$LnFB_t^a = \alpha_0 + \beta_1 LnY_t^a + \beta_2 LnUTCI_t + \beta_3 R_t + \beta_4 D_1 + \mathcal{E}_t \tag{6}$$

A partir desse modelo espera-se como resultado individual das variáveis independentes: $\beta_1 > 0; \beta_2 > 0; \beta_3 < 0; \beta_4 < 0; \alpha$ é o intercepto do modelo. Todos os testes realizados no trabalho foram obtido utilizando-se o pacote econométrico Eviews 7.

1 A taxa Overnight / Selic é a média dos juros que o Governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Refere-se à média do mês. Serve de referência para outras taxas de juros do país (IPEA,2013).

4. Estimativa Da Função Investimento Agregado

4.1 Teste de Chow

Teste de estabilidade e mudança estrutural de Chow foi realizado de acordo com os estudos empíricos Studart (1992), Melo e Rodrigues Junior (1998), Alves e Luporini (2007). A ideia que embasa o teste de Chow é que a SQR_p[2] das equações no período relacionado e a SQR_t[3] não devem ser estatisticamente diferentes. Sob hipótese nula, o período compreendido da regressão original e as do período com a suposta quebra são estatisticamente iguais.

O resultado obtido no cálculo foi F = 4.19 para os valores críticos de 1% é 1.84 e a 5% é 1.53, rejeita-se a hipótese de estabilidade nos parâmetros, o que confirma a inclusão da variável D_1 no modelo, está variável visa captar o período de instabilidade política ocorrido e como o período de incerteza impacta nos investimentos em capital fixo.

A identificação da quebra estrutural teve por base as análises gráficas das variáves e as informações a *priori* obtidas dos estudos empíricos utilizados neste trabalho.

4.2 Teste de Raíz Unitária

O teste de raíz unitária *ADF* pressupõe como hipótese nula que a série analisada possue raiz unitária. Os resultados apontaram que as séries em nível para 1%, 5% e 10% (exceto a taxa real de juros e a utilizaçao da capacidade instalada) possuem raízes unitárias, ou seja, não são estácionárias e $I(1)$. Os resultados estão demonstrados na Tabela 1.

Tabela 1.Teste de Raiz Unitária e nível de integração, teste ADF com constante e tendência.

Variáveis	Estatística (tau)	Probabilidade	Lag SIC (máximo 5)	$I(d)$
LnFB	-2.38111	0.3861	0	$I(1)$
LnY	-2.23835	0.4612	1	$I(1)$
$\ln UTCI$	-4.49647	0.0031	1	$I(0)$
R	-5.24081	0.0003	1	$I(0)$
$\Delta LnFB$	-7.69546	0.0000	0	$I(0)$
ΔLnY	-7.02850	0.0000	0	$I(0)$

Obs: valores críticos de 1% =-4.09254, 5%=-3.47436

Fonte: Elaboração própria, 2013.

2 SQRp = soma do quadrado dos resíduos dos períodos das regressões.

3 SQRt = soma do quadrado do resíduo do período todo.

Ao realizar o teste *ADF* para as primeiras diferenças das séries *LnY*, *LnFB* verificou-se que estas são estácionárias, ou seja, não apresentam raíz unitária, as relações de curto prazo podem ser verificadas pela estimação do modelo em diferenças.

4.3 Equação Cointegrante

Como a série de dados *LnY* e *LnFB* é não estacionária, Engle-Granger (1987) sugerem identificar se os resíduos são integrados de ordem zero I(0), caso isso ocorra a regressão original é uma regressão de cointegração.

Assim, o resultado da regressão pelo método *OLS* está sumarizado na Tabela 2 e obteve-se:

Tabela 2. Método *OLS* (*last Squares*).

Variável	Parâmetro	Std. Error	t-Statistic
C	-8.889700	1.527948	-5.818064*
LnY_t	3.607942	0.062138	58.06360*
$LnUTCI_t$	0.625071	0.401923	1.555200**
R_t	-0.010359	0.003020	-3.429644*
D_1	-0.025715	0.028834	-0.891826
R^2	0.994381	Média de FB	11.23442
R^2 Ajustado	0.994046	Desvio Padrão de FB	0.611159
Soma dos erros	0.047160	Critério de Akaike	-3.203638
Soma quadrado dos erros	0.149011	Critério de Schwarz	-3.045536
Estatística F	2964.270	Durbin-Watson	0.642233
Prob(F-statistic)	0.000000		

Obs: *Estatisticamente significativo a 1%;

** Estatisticamente significativo aos níveis de 5%.

Fonte: Elaboração própria, 2013.

O resultado do teste de raiz unitária *ADF* nos resíduos é visualizado na Tabela 3. Verificou-se que o resultado da estatística τ (tau) do teste ADF é mais negativo que os valores críticos aos níveis de significância de 1%, 5%, 10%, a conclusão é que os resíduos da regressão de investimento (equação 6) são I(0); isto é, são estacionários. Por conseguinte a equação não é espúria, possui uma relação de longo prazo.

Tabela 3. Teste de Raiz Unitária ADF aplicada aos resíduos.

		Estatística	Prob.*
ADF teste Estatístico		-4.198842	0.0000
Valores críticos	1% level	-2.598907	
	5% level	-1.945596	
	10% level	-1.613719	
Coeficiente	-0.365460		
R^2	0.200885		
Durbin-Watson	2.013938		

Fonte: Elaboração própria, 2013.

Os resultados apresentados na tabela 2 demonstram um elevado grau de ajustamento de 99% (R^2 0.9943) em que os parâmetros são superconsistentes[4].

Para verificar se existe o problema de correlação serial, utilizou-se o resultado da estatística de Durbin-Watson (*DW=0.64*) e verificou-se que o valor da estatística encontrava-se abaixo de *dl*[5] apresentou evidências de presença de correlação serial positiva de primeira ordem. Para confirmar o resultado, utilizou-se o teste de Breusch-Goldfrey (LM), a hipótese nula do teste é de que não existe correlação serial dos resíduos até a defasagem de ordem *q* (Davidson e Mackinnon, 1993).

No teste LM se em uma aplicação $(n-p)R^2$ for superior ao valor crítico de *qui*-quadrado no nível de significância escolhido, rejeita-se a hipótese nula. O resultado do teste para o $lag4(n-p)R^2 = 31.162$ sendo maior que o valor crítico 1%= 13,27 e a 5%=9,48 indicando a presença de correlação serial. Para verificar se os resíduos possuem variância constante (homocedásticos), foi realizado o teste de White. A hipótese nula do teste é a de homocedasticidade, ou seja, os erros $\mathcal{E}_t$, têm a mesma variância em todas as observações do modelo.

O teste de White seque a distribuição de *qui*-quadrado ($n.R^2 \sim x^2$ assintoticamente). Os resultados do teste com 11 graus de liberdade foi de 14.39 sendo menor que os valores críticos de 1% = 24,72 e 5%=19.67, nesse caso os erros são homocedásticos. A normalidade dos Resíduos é garantida pelo teste de *Jarque-Bera* que apresentou uma probabilidade de 0.8306 sendo superior aos percentuais de 1%, 5% e 10%.

O equação de cointegração apresentou bom ajustamento das variáveis, obteve-se elasticidade positiva para *LnY* (3.6) e *LnUTCI* (0.62) refletindo a teoria do modelo acelerador do investimentos. A taxa de juros *Rt* com sinal negativo (-0.01) corroborou com as teorias sobre a elevação do custo do capital como forma de inibição dos investimentos, e mesmo o parâmetro da variável binária D_1 (0.02) não se mostrando estatisticamente significativa, não se rejeitou a hipótese de que a instabilidade macroeconômica de fato, afeta as expectativas de longo prazo.

4 Os parâmetros convergem para os valores verdadeiros a uma taxa mais rápida ao se comparar com a velocidade de ajuste caso as variáveis fossem estacionárias (ENGLE e GRANGER, 1991, p.9).

5 valor de 0.64 e dl=1,494 e du=1,735 para k'=4 e n=72

4.4 Estimação do Mecanismo de correção de erro

Seguindo a modelagem dinâmica partiu-se de um modelo mais geral incluindo uma defasagem para cada variável e, por conseguinte foi-se excluindo as variáveis progressivamente de acordo com os valores estatísticos (*t* e F) e o pelo CIS. A tabela 1 apresenta os resultados do Teste de F , CIS, os *lags* e o resultado de DW para cada equação estimada.

Foram testados 8 (oito) modelos para a seleção da melhor forma funcional e ajuste pelo método de correção de erros, sendo analisado os resultados pelo teste de F, *DW* e SIC.

Tabela 4 - Estatística F, CIS e *lags* das variáveis.

Modelo	F Estatística	SIC	Variáveis Defasadas	DW
1	19.34	-4.25	$\Delta LnFb_{t-1}; \Delta LnY_{t-1}; \Delta LnUtci_{t-1}; \Delta R_{t-1}$	1.66
2	22.02	-4.31	$\Delta LnFb_{t-1}; \Delta LnY_{t-1}; \Delta LnUtci_{t-1}$	1.65
3	24.34	-4.33	$\Delta LnFb_{t-1}; \Delta LnY_{t-1}$	1.83
4	27.33	-4.35	ΔLnY_{t-1}	2.01
5	23.64	-4.25	$\Delta LnFb_{t-1}$	1.90
6	26.25	-4.32	$\Delta LnUtci_{t-1}$	1.78
7	24.11	-4.26	ΔR_{t-1}	1.77
8	27.55	-4.28	sem lag	1.71

Fonte: Elaboração própria, 2013.

Verificou-se que o modelo que melhor se ajustou a estas informações foi o modelo quatro, realçado em cinza, no qual inclui o valor do PIB defasado em um período. A equação (8) descreve a forma funcional da equação (6) ajustada pelo método de correção de erros e a Tabela 4 apresenta os resultados da equação ajustada pelo modelo de correção de erros.

$$\Delta LnFB = c - \alpha_0 u_{t-1} + \beta_0 \Delta LnFB_{t-1} + \beta_1 \Delta LnY_t + \beta_2 \Delta LnUTCI_t + \beta_3 \Delta R_t + \Delta_4 D_1 + \mathcal{E}_t \qquad (7)$$

Tabela 5- Resultado da Equação de Correção de Erro (MCE)

Variável	Coeficiente	Std. Error	t-Statistic
C	0.010427	0.004012	2.598886*
u_{t-1}	-0.135775	0.070490	-1.926140**
ΔLnY	1.390534	0.317828	4.375111*
ΔLnY_{t-1}	0.706886	0.259669	2.722260*
$\Delta LnUTCI$	1.299157	0.391663	3.317028*
ΔR_t	-0.008977	0.001566	-5.731708*
$DD2$	-0.071589	0.017678	-4.049676*
R^2	0.710065	Média de FB	0.026325
R^2 ajustado	0.702452	Desvio Padrão de FB	0.042325
Soma dos erros	0.023851	Critério de Akaike	-4.539370
Soma quadrado dos erros	0.035838	Critério de Schwarz	-4.358279
Estatística F	27.33487	Durbin-Watson	2.011322
Prob(F-statistic)	0.000000		

Obs: *Estatisticamente significativo a 1%;

**Estatisticamente significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria, 2013.

A estatística de Durbin-Watson apresentou resultado de 2.01 para um dl=1.43 e du=1.80 indicou ausências de correlação serial, resultado confirmado pelo teste de LM que apresentou um em uma aplicação $(n-p)R^2$ de 2.23 até o lag 4, F(4,59) sendo menor que os níveis de significância de 1%, 5% (valores críticos escolhidos) aceitando a hipótese nula de que não há correlação serial de qualquer ordem.

O teste de White para heterocedasticidade apresentou resultado de $(n.R^2 = 27.92)$ sendo este valor inferior aos valores críticos de 1% e 5% para 22 graus de liberdade, indicando que os resíduos são homocedásticos.

As variáveis quantitativas, produto e utilização da capacidade instalada, que representam o modelo do acelerador e modelo neoclássico, demonstraram ser de grande relevância na explicação da formação bruta de capital fixo, conforme trabalhos Studart (1992), Melo e Rodrigues Junior (1998), Alves e Luporini (2007) para o Brasil.

O produto e a capacidade instalada no presente representam aumentos mais que proporcionais no investimento fixo, sendo que a variável produto, defasada em um trimestre também sugeriu ser de relevância para as decisões de novos aumentos no investimento atual. Está análise condiz com a teoria do acelerador flexível no qual afirma que o volume de investimento corrente, depende do nível de capital do período anterior.

A taxa de juros real representada pela taxa *over-selic*, apresentou coeficiente negativo, refletiu um custo negativo para os investimentos em capital fixo. Mesmo a variável sendo estatisticamente significativa, não indicou grande

impacto nos investimentos presentes, esse resultado segue o modelo neoclássico e a Teoria *q* que levam em consideração o custo de instalação do capital. O que se observou é que o retorno desses investimentos sendo superior ao custo do capital sugeriu uma rentabilidade esperada maior que o custo do capital implementado.

O mesmo observou-se para a variável D_1 (dummy) que apresentou sinal negativo conforme o esperado e indicado pelas teorias e trabalhos acerca da instabilidade macroeconômica e períodos de incertezas. Esta variável conforme sinalizou Keynes (1985) denotou que mesmo sob condições de incerteza, o empresário visou a tomada de decisão do investimento considerando o cenário incerto ao qual a economia se encontrava.

O coeficiente do "erro de equilíbrio" que faz a ligação entre o comportamento das variáveis no curto com o longo prazo foi significativo a 5%. Assim, podemos afirmar que os desequilíbrios de curto prazo entre as variáveis explicativas e a formação bruta de capital fixo devem desaparecer no momento em que o equilíbrio de longo prazo ocorrer. O valor do coeficiente de (-0.135775) denota o percentual de ajuste trimestral, sugerindo que cerca de 13% do desvio de longo prazo é removido a cada trimestre.

5 Conclusões

Um dos objetivos da econometria de séries temporais consiste na previsão de valores futuros das variáveis. Assim, o estudo dos determinantes da formação bruta de capital fixo em dados trimestrais e dessazonalizados levou em consideração as diferenças nos impactos de curto e longo prazo sendo modelados a partir de um modelo genérico e finalizados pelo método de correção de erro. A equação é um conjunto de teorias que abordaram o investimento sobre diferentes aspectos.

A maior parte dos trabalhos empíricos utilizou tal abordagem, combinação de teorias, para as séries com periodicidade anual, o que motivou o estudo e análise no intra anual. O exercício aplicado para a economia brasileira no período de 1995.1 e 2012.4, produziu conclusões que seguem o demonstrado nas teorias. O resultado do teste de raízes unitárias revelou que as variáveis PIB e formação bruta de capital fixo são I(1), enquanto que as variáveis: taxa de juros e capacidade da utilização instalada, são I(0).

O modelo de curto prazo indicou que a velocidade de ajustamento no trimestre é condizente com a velocidade de ajuste anual encontrada no trabalho de Mello e Rodrigues Júnior (1998), o coeficiente indicou que há um desequilíbrio transitório de curto prazo e sua velocidade de correção rumo ao equilíbrio de longo prazo é estatisticamente significativa e de aproximadamente 13% de ajuste trimestral.

O estudo demonstrou que para dados trimestrais a instabilidade política sugere um impacto maior e mais significativo no curto prazo do que no longo prazo, indicando um possível adiamento da decisão de investir. O ajuste sazonal da série refletiu no bom grau de ajuste da equação e a adequada modelagem

pelo MCE, a complementariedade do estudo, seria a comparação de equações de investimento que incluem a oferta de crédito e a adequada separação da Formação Bruta de Capital Fixo, em investimentos privados e públicos para dados trimestrais, filtrando as informações e auxiliando nos estudos de crescimento do produto, geração de emprego e renda.

Referências

Alves, J. D. O.; Luporini, V. (2007).Evolução da teoria do investimento e análise empírica para o Brasil: *ANPEC*, Rio de janeiro, artigo, encontro

Davidson, R.; Mackinnon.J.G. (1993) *Estimation and inference in econometrics*. Oxford University Press, New York.

Dickey, D.A & Fuller, W.A. (1979) Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association,* 74:427-31.

Engle, R. F.; Granger, C. W. J**.** (1987) Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276.

Engle,R.F.; Granger,C.W.J. introduction.in: ENGLE, R.F.; GRANGER,C.W.J. (1991). *Long-run economic relationships*: readings in cointegration (Advanced tests in Econometrics). New York: Oxford University Press.

Froyen, R. T. (1999); *Macroeconomia*. São Paulo: Saraiva.

Granger, C. W. & Newbold, P. (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 26 n. 1, p. 45-66.

Gujarati, D. N. (2006). *Econometria básica:* Rio de Janeiro. Editora Campus.

Hendry, D. F. (1995) *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.

Hendry, D. F., Mizon, G. E. (1978). Serial Correlation as a Convenient Simplification, not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England", *The Economic Journal*, 88, 549-563.

IBGE. (2013). *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*. Disponível em <http:www.ibge.gov.br> acessado em julho e agosto de 2013.

IPEADATA. (2013). *Indicadores IPEA*. Disponível em: <http:www.ipeadata.gov.br.html> Acesso em de agosto de 2013.

Jorgenson,D.W. (1963) Capital theory and investment behavior. *American economic reviw*.v.53(2), may, p.247-259.

Keynes, J. M. (1985). A Teoria geral do emprego, do juro e da moeda: Inflação e deflação: São Paulo. Nova cultura. e deflação: São Paulo. Nova cultura.

Mello, G. M. Júnior, W. R. (1988). Determinantes do Investimento Privado no

Brasil: 1970 – 1995. *IPEA***.**

Mollo, M.L.R. (1988) Instabilidade do capitalismo, incerteza e papel das autoridades monetárias: uma leitura de Minsky. *Revista de Economia Política,* vol.8,nº1, janeiro/março.

Nelson,C.R.; Plosser,G.J. (1982). Trends and randow walks in macroeconomics time series. *Journal of Monetary Economics*, Local, v.10,n.2,p. 139-162.

Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit, and banking*.v.1(1).

Stock,J.H. (1987). Asymptotic properties of least squares estimation of cointegration vectors. *Econometrica,* 55,p. 1035-1056,.

Studart, G. (1992). Investimento público e formação de capital do setor privado no Brasil: análise empírica da relação de curto e de longo prazos durante o período 1972—1989.— Rio de Janeiro: PUC, 1992. *Dissertação de mestrado*.