



UMA ANÁLISE ECONOMETRICA DOS COMPONENTES QUE AFETAM O INVESTIMENTO PRIVADO NO BRASIL, FAZENDO-SE APLICAÇÃO DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Área: ECONOMIA

COELHO JUNIOR, Juarez da Silva

PONTILI, Rosangela Maria

Resumo:

Um bom nível de crescimento econômico de um país é o resultado do aumento de agregados produtivos macroeconômicos. O investimento agregado privado é um dos principais componentes e gerador deste crescimento, sendo considerado, também, gerador do crescimento de longo prazo de uma economia. Em vista disso, o objetivo deste trabalho foi o de verificar se as teorias a cerca dos fatores que afetam o nível de investimento privado aplicam-se para o Brasil. Para tanto, buscou-se investigar a relação existente entre a Formação Bruta de Capital Fixo e algumas variáveis macroeconômicas, a saber: o Produto Interno Bruto (PIB) e a Taxa Real de Juros. Foi feita uma análise de regressão múltipla aplicando-se o teste de raiz unitária, o teste de co-integração e o mecanismo de correção de erro. As variáveis aqui mencionadas foram obtidas na base de dados do IPEADATA. Os resultados obtidos foram os esperados, demonstrando que a taxa real de juros possui uma relação inversa com o investimento privado. Além disso, os aumentos na Formação Bruta de Capital Fixo são influenciados pelo bom crescimento do PIB. Sendo assim, políticas expansionistas, tanto fiscal, quanto monetária, aumentam o nível de investimentos das empresas, tanto no curto, como no longo prazo.

Palavras chave: Investimento Privado. Taxa real de juros. PIB.

1. INTRODUÇÃO

Um bom nível de crescimento econômico de um país é o resultado do aumento de agregados produtivos macroeconômicos. Assim, fatores produtivos como mão-de-obra, capital e tecnologia estimulam a acumulação de riqueza, gerando empregos e bem-estar para determinada população. No Brasil, a riqueza do país é medida pelo PIB (Produto Interno Bruto), que é a soma de todos os bens e serviços produzidos em certo período de tempo. Logo, para que haja crescimento econômico, é necessário que se tenha um aumento da performance da produtividade de seus fatores. O investimento agregado privado é um dos principais componentes e gerador deste crescimento, sendo considerado, também, gerador do crescimento de longo prazo de uma economia.



Além disso, o investimento privado é conceituado como o gasto destinado ao aumento ou à manutenção do estoque de capital e, segundo a teoria de Keynes, a decisão de investir para um empresário, leva em conta o otimismo e/ou o pessimismo quanto às expectativas futuras [(DORNBUSCH e FISCHER, 1991); (SACHS e LARRAIN, 2000); (BACHA e LIMA, 2007)].

As decisões de investir de um empresário é uma questão estudada por vários pensadores econômicos, os quais acreditam que estas decisões estão permeadas de incertezas. Na teoria keynesiana, o investimento está ligado às expectativas futuras e, como uma aproximação dessas expectativas, a decisão de investir está em função da eficiência marginal do capital. Neste caso, o empresário compararia a eficiência marginal do capital com os juros resultantes de empréstimos obtidos junto ao mercado financeiro. Quanto maior a eficiência marginal do capital, em comparação aos juros, tanto maior é a propensão a investir em máquinas e equipamentos. Segundo a teoria neoclássica, o investimento está em função, tanto da produção esperada – que se associa ao nível de vendas - quanto do custo de oportunidade da aquisição do capital - que é comparado com a taxa de juros. Assim, quanto menor a taxa de juros, mais atraente será o investimento em máquinas e equipamentos, já que o custo do empréstimo necessário para realizar o investimento torna-se mais barato. Já a elevação do nível de vendas torna as expectativas com relação às vendas futuras positivas, elevando, assim, o investimento realizado no momento presente (BLANCHARD, 2007).

No Brasil, historicamente, os níveis de investimentos são acentuados. Nos últimos anos a evolução positiva, principalmente em Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), fez com que o investimento agregado acompanhasse o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e contribuísse para o crescimento econômico do país. Entre 1900 até 1950, os investimentos em FBCF não acompanharam e não tiveram grandes participações na produção agregada, como o visto nos períodos atuais, pelo fato de que, a industrialização e a implantação de novas tecnologias eram mínimas, obrigando a aquisição de maquinários importados o que dificultava e encarecia o aumento do parque produtivo do país (MACHADO, 2007). Entre 1951 e 1980, o investimento privado acompanhou o crescimento econômico e também populacional do Brasil. Isto se deve à industrialização e implantação de políticas estruturais por parte do setor público, o que incentivou os investidores. A década de 1980, também chamada de década perdida, foi marcada pela queda dos investimentos, tanto por parte do setor privado, quanto por parte do setor público. Também foi neste período que houve aumentos das taxas inflacionárias do país e o que levou os governantes a adotarem



medidas políticas de contração da demanda, provocando uma fuga dos investidores, que não tinham certeza quanto ao futuro. Nos anos de 1990, as mudanças políticas que geraram a abertura comercial atraíram investidores externos e contribuíram para o desenvolvimento da indústria, gerando o crescimento observado nos anos de 1995 a 1997. Além disso, o Plano Real derrubou as crises hiperinflacionárias, tendo-se uma retomada da confiança do investidor. Nos anos de 2000, a estabilidade econômica e financeira do país, assim como as políticas internacionais com negociações bilaterais e a melhoria dos investimentos do setor público atraíram investidores externos e propiciaram aos empresários um cenário de menor risco para novos investimentos. Em vista disso, teve-se um aumento do nível de vendas e, conseqüentemente, do investimento privado brasileiro [(GRENAUD, VASCONCELLOS e TONETO JR., 1999); (SOUZA, 2008)].

Em vista do acima exposto, o objetivo geral deste trabalho foi o de verificar se as teorias a cerca dos fatores que afetam o nível de investimento privado aplicam-se para o Brasil. Para tanto, buscou-se investigar a relação existente entre o investimento privado e algumas variáveis macroeconômicas, a saber: o PIB e a Taxa Real de Juros.

Utilizou-se, assim, da análise de regressão linear múltipla, fazendo-se o “teste de raiz unitária”, para verificar se as séries temporais eram estacionárias. Dada a possibilidade de não-estacionariedade das séries, também se propôs a realização do teste de co-integração e do mecanismo de correção de erro. Deste modo, foi possível verificar se, no curto e no longo prazo ocorre diferenças na forma como as variáveis se relacionam.

Tomada esta decisão, os dados foram extraídos do IPEADATA, tendo-se escolhido as seguintes variáveis: A Formação Bruta de Capital Fixo, que é a *proxy* de Investimento Privado; o PIB, que é uma *proxy* da renda agregada ou do nível geral de vendas da economia, tendo-se deflacionado estas duas séries pelo INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor); e a Taxa de juros Over/Selic que é a *proxy* da taxa nominal de juros, da qual se subtraiu o índice de inflação para que fosse possível utilizar a taxa real de juros no modelo proposto. Os dados utilizados neste trabalho referem-se ao último trimestre de 1994 até o segundo trimestre de 2010, período este posterior à implantação do Plano Real no Brasil.

Partiu-se, assim, das seguintes hipóteses: i – o PIB afeta positivamente o nível de investimento em Formação Bruta de Capital Fixo; ii – a taxa real de juros afeta negativamente o investimento privado.

Visto isso, optou-se por dividir o presente trabalho em quatro tópicos, começando-se por esta introdução. No próximo tópico é apresentada a metodologia proposta para se alcançar



os resultados, fazendo-se também uma explanação dos dados aqui utilizados. No terceiro tópico tem-se a apresentação dos resultados e no último tópico são colocadas as considerações finais.

2. METODOLOGIA E DADOS

2.1 Modelo Econométrico

Com a pretensão de estimar a função investimento privado da economia brasileira, foi utilizado o modelo de regressão linear múltipla, com base na seguinte equação:

$$I = \alpha + \beta_1 .PIB - \beta_2 .i + \epsilon \quad (1)$$

onde:

I = Formação Bruta de Capital Fixo;

α = Intercepto;

PIB = Produto Interno Bruto da Economia, em valores reais;

i = Taxa real de juros, calculada a partir da Taxa Selic;

ϵ = Erro aleatório

Propôs-se, assim, em analisar a existência de uma relação linear entre a variável dependente e suas correspondentes variáveis explicativas, através de um modelo de regressão linear múltipla. O método escolhido foi o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) que é utilizado com mais frequência pelas análises de regressão linear (HILL *et al.*, 1999; GUJARATI, 2006).

Entretanto, quando se tem séries de observações ordenadas no tempo pode ocorrer de a Covariância dos Erros ser diferente de zero, verificando-se uma dependência entre as observações, de modo que uma observação pode afetar a próxima. Assim, os pressupostos clássicos não são atendidos e a esta situação dá-se o nome de autocorrelação. Simbolicamente:

$$E(\epsilon_i \epsilon_j) \neq 0 \quad i \neq j \quad (2)$$

O teste comumente para a detecção de correlação serial foi desenvolvido pelos estatísticos Durbin e Watson, sendo o teste conhecido como estatística d de Durbin-Watson (HILL *et al.*, 1999). Em vista disso, o referido teste foi utilizado para verificar a existência de autocorrelação entre as variáveis selecionadas. Além disso, levou-se em conta outra singularidade de dados obtidos a partir de séries temporais.



Ressalta-se, assim, que quando se trabalha com dados em séries temporais, uma simples correção da autocorrelação pode não ser suficiente para evitar o problema da regressão espúria ou regressão sem sentido. Por isso, Alves (2002) sugere que seja verificado se as séries têm problema de não-estacionariedade.

Segundo Gujarati (2006) uma série temporal é estacionária se em todos os momentos de sua distribuição de probabilidade, e não apenas nos dois primeiros, a média e a variância são constantes ao longo do tempo. A estacionariedade também existe quando o valor da covariância entre dois períodos depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos de tempo, em que a covariância é calculada. Já as séries temporais não-estacionárias terão uma média que varia com o tempo ou uma variância que varia com o tempo, ou ambas as coisas. Deste modo, cada conjunto de dados da série temporal é entendido como um episódio específico, já que só é possível estudar seu comportamento para um período considerado.

Um exemplo clássico de série não estacionária, segundo Gujarati (2006), é o modelo de passeio aleatório, no qual se diz que, com relação à variável investimento, o investimento realizado hoje é igual ao o investimento de ontem, mais um choque aleatório. Distinguem-se dois tipos de passeio aleatórios: 1 - passeio aleatório sem deslocamento, isto é, não há um termo constante ou intercepto; e 2 - passeio aleatório com deslocamento, isto é, existe um termo constante. Além destes, um outro modelo de não estacionariedade é chamado de *processo estocástico de tendência estacionária*, o qual se subdivide, ainda, em: *passeio aleatório puro*, *passeio aleatório com deslocamento*, *tendência determinística*, *passeio aleatório com tendência e com tendência determinística*, ou *tendência determinística com componente auto-regressivo AR(1) estacionário*.

Considera-se, assim, que por meio de determinada característica um processo pode ser estacionário ou não. Assim, para se avaliar se uma série é ou não estacionária uma alternativa muito utilizada refere-se à aplicação do teste de raiz unitária.

Tomando por base o modelo de passeio aleatório tem-se:

$$Y_t = \rho.Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (3)$$

Um teste de raiz unitária muito utilizado nos últimos anos é o que avalia se Y_t é uma série não estacionária. Para se desenvolver o teste subtrai-se Y_{t-1} de ambos os lados da equação (3) para obter:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho.Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$



$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Que pode ser reescrita como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

sendo:

$$\delta = (\rho - 1);$$

Δ = operador de primeiras diferenças.

Ao invés de estimar a equação (4) estima-se a equação (5) e assim testa-se com a estimativa dos parâmetros a hipótese $H_0: \delta = 0$, contra a hipótese alternativa $H_1: -1 < \delta < 1$.

No resultado do teste, se δ for zero, conclui-se que Y_t é não-estacionário, mas se δ for negativo, conclui-se que Y_t é estacionário.

O valor do teste t do coeficiente estimado de Y_{t-1} não segue a distribuição t -student. A alternativa, segundo Gujarati (2006), é utilizar a tabela elaborada por Dickey e Fuller denominada estatística τ (tau). Os valores desta estatística têm como base a simulação de Monte Carlo. Vale ressaltar que, em homenagem aos seus descobridores, na literatura especializada a estatística ou teste de tau (τ), é conhecida como teste de Dickey-Fuller (DF).

Aplicar um teste de Dickey-Fuller envolve várias decisões, em que um processo aleatório pode ter ou não deslocamento; ou pode ter tendências, tanto determinísticas, quanto estocásticas. Levando-se em conta essas possibilidades testam-se de três maneiras diversas ou diferentes as hipóteses nulas. Em cada caso, a hipótese nula é que $\delta = 0$.

Para se encontrar o valor de τ , segue-se o procedimento que é efetuado para encontrar o t calculado, do teste t -student.

$$\tau_{calc.} = \frac{\hat{\delta}}{ep(\delta)} \quad (6)$$

Em seguida, consulta-se a tabela Dickey-Fuller. Se o valor absoluto calculado da estatística tau (τ) exceder o valor crítico nas estatísticas tau (τ) de Dickey-Fuller rejeita-se a hipótese de que $\delta = 0$. Sendo assim, para $\tau_{calc} > \tau_{crítico}$ a série é estacionária.

Tem-se, ainda, que co-integração é a combinação linear decorrente das tendências estocásticas de duas (ou mais) séries que se alinham entre si. Assim, embora individualmente uma ou mais variáveis apresentem passeio aleatório, pode-se haver uma co-integração entre as séries temporais. Deste modo, a co-integração é uma relação de longo prazo de equilíbrio, entre duas ou mais séries.



Um método para ser verificada a existência de co-integração é estimar os parâmetros e encontrar o erro estimado (\hat{u}_t), para depois elaborar a seguinte equação:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} \quad (7)$$

Seguem-se, então, os procedimentos já descritos para testar a estatística τ (tau), admitindo que se o resíduo for I(0) a regressão é co-integrante. Se confirmada a co-integração, é necessário que se estime o modelo com um mecanismo de correção de erro.

Desenvolvido por Engle e Granger o mecanismo de correção de erro é uma forma de reconciliar o comportamento em curto prazo de uma variável econômica, com seu comportamento de longo prazo, considerando o seguinte modelo:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

sendo:

Δ = operador de primeiras diferenças;

ε_t = um termo aleatório;

$u_{t-1} = (Y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{t-1})$, o valor defasado do termo de erro da regressão co-integrante, em um período.

Portanto, ΔY_t depende de ΔY_{t-1} e também do termo de erro de equilíbrio.

2.2 Dados

Para análise da função investimento agregado do Brasil, optou-se por uma série de dados de 64 observações, distribuídas trimestralmente, as quais se iniciam no quarto trimestre de 1994 seguindo até o segundo trimestre de 2010. A escolha deste período foi motivada pelo interesse em verificar se o comportamento da função investimento agregado sofreu influência com alterações de outras variáveis agregadas após o plano real.

Estes dados foram obtidos junto à base de dados eletrônica do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA), sendo eles: a Formação Bruta de Capital Fixo; o Produto Interno Bruto (PIB) e a Taxa de Juros Over/Selic.

Definição de Investimento Agregado - Investimento agregado é o gasto com bens que foram produzidos, mas não foram consumidos no período, os quais, conseqüentemente, aumentam a capacidade produtiva da economia. O investimento também é chamado de acumulação de capital, por ser composto por bens de capital, máquinas e equipamentos, agregando também a variação de estoque de produtos que não foram consumidos. No Brasil, segundo o IBGE (2000) os bens de capital, nas Contas Nacionais, são chamados de Formação Bruta de Capital Fixo, sendo que essa nomenclatura é utilizada para identificar a ampliação da



capacidade produtiva futura de uma economia, por meio de investimentos correntes em ativos fixos. Ou seja, trata-se de bens produzidos em determinado período de tempo, que são factíveis de utilização repetida e contínua em outros processos produtivos, por tempo superior a um ano sem, no entanto, serem efetivamente consumidos pelos mesmos. Tem-se, portanto, que nessa pesquisa a Formação Bruta de Capital Fixo foi utilizada como uma *proxy* do Investimento Agregado. Após a obtenção dessa variável, os dados foram deflacionados pelo INPC (Índice Nacional de Preços ao Consumidor).

Definição do PIB - O Produto Interno Bruto ou PIB é um dos principais indicadores de uma economia, pois demonstra toda riqueza gerada por uma nação, sendo representado pelo conjunto de todos os bens e serviços finais produzidos nos limites geográficos de um país, em certo período de tempo (IBGE, 2000). O PIB influencia o nível de investimento das empresas para obtenção de maquinários e novas instalações. Sendo assim, quanto maior for o valor do PIB mais o nível de investimento tende a crescer. Do contrário, uma queda no PIB pode reduzir o investimento.

Segue-se, assim, que o investimento está ligado a duas variáveis principais, que são a renda nacional e a taxa de juros. Com relação à renda nacional, parte-se do princípio que o aumento das vendas de uma empresa indica a existência de um ambiente favorável para a elevação dos investimentos. Mas, este aumento das vendas depende de um aumento da renda nacional. Deste modo, considera-se que quanto mais a empresa obtém lucro, mais tem condições de investir e, assim, a elevação da renda nacional faz com que a lucratividade da empresa sofra uma elevação. Isto provoca um aumento dos investimentos em capital fixo da economia. Sabendo que o PIB é interpretado como sinônimo da renda nacional, nos estudos macroeconômicos, escolheu-se o PIB como uma das variáveis explicativas do modelo. Esta variável também foi deflacionada pelo INPC.

Definição da Taxa de Juros Selic - A taxa nominal de juros diz quantas unidades monetárias uma pessoa precisará para pagar no futuro, em troca de uma unidade monetária hoje. Para representar esta variável optou-se pela taxa de juros Over/Selic. A Selic identifica a taxa que reflete a média de remuneração dos títulos federais, negociados com os bancos, no financiamento interbancário com o prazo de um dia útil (*overnight*). O Banco Central do Brasil (BACEN) através de reuniões efetuadas pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) define a meta para esta taxa. Na sequência, o BACEN garante que a taxa de mercado fique próxima do patamar almejado comprando e vendendo títulos da dívida pública federal,



indexados à taxa Selic, os quais são listados e negociados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic, sigla também utilizada para denominar a taxa).

A regulação das quantidades de moeda e títulos públicos disponível no mercado é uma responsabilidade do Banco Central do Brasil, o que se caracteriza como principal instrumento da política monetária brasileira. Portanto, a Selic é usada pelo governo como instrumento monetário de combate a inflação, isto porque um aumento dos juros ocasiona a restrição do consumo e dos investimentos. Com relação aos investimentos, a taxa de juros, para o empresário, é encarada como um custo de oportunidade, de obtenção de capital. Sendo assim, quanto maior o valor da taxa de juros, menos atraente para o investidor buscar créditos para expandir sua capacidade produtiva. Também para uma empresa que tenha um bom retorno com certa quantia de capital aplicada no sistema financeiro, não será viável para que se efetuem investimentos em capital fixo.

Desde 1999 o governo adotou um regime de metas inflacionárias para a economia brasileira, como referencial de política monetária. Sendo assim, cumprir com essas metas é demonstrar para aos investidores que o país promove políticas econômicas coerentes com a realidade do país, mostrando que aqui há estabilidade econômica o que permite a realização dos investimentos. Para os investidores que optam por investimentos a taxas pós-fixadas, principalmente em fundos, o aumento da Selic é favorável, pois as taxas de juros seguem o aumento dessa taxa (BRASIL, 2006).

Ressalta-se que para o interesse deste trabalho entende-se que, na verdade, é a taxa real de juros que afeta a decisão de investimento, pois o empresário está interessado no custo de um financiamento em termos da quantidade de bens que será necessário produzir para pagar este financiamento. Deste modo, foi descontada a taxa de inflação (representada pelo INPC) da taxa juros Over/Selic, para obter-se a taxa real de juros no período de interesse e realizar-se a estimação do modelo econométrico.

INPC - O Sistema Nacional de Preços ao Consumidor - SNIPC efetua a produção contínua e sistemática de índices de preços ao consumidor, tendo como unidade de coleta: estabelecimentos comerciais e de prestação de serviços, bem como concessionárias de serviços públicos e domicílios (para levantamento de aluguel e condomínio). Desta pesquisa resulta o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), cujas informações também estão disponíveis na página eletrônica do IPEADATA. O INPC foi utilizado para deflacionar os dados, porque se entende que os desajustes provocados pela variação de preços podem enviesar os resultados econométricos.



3. ESTIMATIVA DO MODELO ECONOMÉTRICO DA FUNÇÃO INVESTIMENTO AGREGADO

Este tópico tem por objetivo apresentar e analisar os resultados econométricos referentes aos fatores que afetam a função investimento agregado no Brasil. O resultado referente à análise de regressão múltipla está exposto na tabela 1 e, a partir dos mesmos nota-se que o coeficiente da variável PIB foi significativo ao nível de 1% e apresentou um valor positivo, indicando a existência de uma relação direta entre PIB e investimento privado. O coeficiente parcial foi 0,175, indicando que, mantendo-se constante a taxa de juros, o aumento de R\$ 1,00 no valor do PIB provoca, em média, um aumento de R\$ 0,17 no investimento privado do Brasil.

Tabela 1: Estimativa da equação para a Formação Bruta de Capital Fixo – dados trimestrais 1994 –t4 a 2010–t2.

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente Estimado</i>	<i>t_{calculado}</i>
Intercepto	-2.226,806	-1,04**
PIB Real	0,1754	43,59***
Taxa Real de Juros	- 97,16	-2,07*
Nº de observações	63	
R ²	0,97	
Teste F	951,51***	
Teste de Durbin-Watson	1,02	

Nota: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Obs.: *** Denota significativa ao nível de 1%, **Denota significância ao nível de 5%, *Denota significância ao nível de 10%.

O parâmetro estimado da variável taxa de juros real apresentou um resultado esperado, tendo sido significativo a 10%, demonstrando uma relação inversa entre taxa de juros real e investimento privado. Isto indica que um aumento na variável taxa de juros, mantendo-se constante o PIB, provoca uma diminuição do nível de investimento privado.

Apesar de os resultados obtidos terem sido significativos, a série temporal aqui analisada pode estar diante de um problema denominado “fenômeno da regressão espúria” (GUJARATI, 2006). Esta possibilidade fica evidenciada no resultado do teste da estatística



Durbin-Watson, sendo que seu valor calculado foi de 1,027. Comparando-se este valor com a tabela de Durbin-Watson chegou-se a conclusão de que existe autocorrelação serial entre os resíduos do modelo estimado. Tal resultado também indica a possibilidade de que as séries não sejam estacionárias. Por isso, a seguir será analisado o teste de raiz unitária para cada uma das séries utilizadas no modelo de regressão.

Na tabela 2 estão apresentados os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller para verificar se as séries podem ser um passeio aleatório sem deslocamento ($\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$), um passeio aleatório com deslocamento ($\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$), ou uma tendência determinística com componente auto-regressivo AR (1) estacionário ($\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$).

Analisando-se o primeiro resultado, que se refere ao caso de um passeio aleatório sem deslocamento nota-se que o coeficiente da variável Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), obteve um resultado positivo de 0,0225, enquanto para o PIB tem-se $\delta = 0,0219$. Segundo Gujarati (2006) espera-se que $-1 \leq \rho \leq 1$, para identificar se uma série é estacionária ou não. Entretanto, para o valor acima citado tem-se:

$$\delta = \rho - 1 \quad \Rightarrow \quad 0,0225 = \rho - 1 \quad \Rightarrow \quad \rho = 1,0225$$

Portanto, ρ é maior que 1, indicando que seria possível $-1 \leq \rho \leq 1$ somente no caso em que δ é negativo. Desta forma o δ estimado tanto para FBCF, quanto para a variável PIB, no primeiro e no segundo modelo, faz com que a série torne-se “explosiva”, sendo necessário descartar este resultado e devendo-se interpretar o teste de raiz unitária a partir do último modelo.

Analisando o caso da tendência determinística com componente auto-regressivo de AR(1) em torno de uma tendência estocástica, os resultados dos coeficientes das variáveis FBCF e PIB foram negativos e enquadrados dentro de $-1 \leq \rho \leq 1$. Os valores da estatística do teste τ foram todos menores que os valores críticos da tabela de Dickey-Fuller, indicando que no terceiro modelo estas duas variáveis possuem uma raiz unitária.

Com relação à taxa real de juros, dentro da análise de passeio aleatório sem deslocamento, o coeficiente δ obteve um sinal negativo e, portanto $-1 \leq \rho \leq 1$. Analisando a estatística do teste τ , percebe-se que o valor de -5,65 é maior que -2,615 e, portanto, significativo a 1%. Dentro da análise de passeio aleatório com deslocamento o valor do coeficiente também fica entre os valores desejados de $-1 \leq \rho \leq 1$ e, com relação à estatística do teste τ , o valor de -8,390 é superior ao valor crítico de -3,593 e, portanto, significativo a 1%. No terceiro modelo o parâmetro estimado também foi negativo e significativo até o nível de



1%. Portanto, a série da taxa real de juros é estacionária e não apresenta problema de raiz unitária.

Tabela 2: Resultados dos testes de Raiz Unitária de Dickey- Fuller para séries da Formação Bruta de Capital Fixa (FBCF), PIB e Taxa Real de Juros – dados trimestrais 1994-t4 a 2010-t2.

$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$	Valores críticos: $\tau_{\tau}^{10\%} = -1,610$ $\tau_{\tau}^{5\%} = -1,950$ $\tau_{\tau}^{1\%} = -2,615$			
	δ			t_{δ}
FBCF	0,0225			2,44
PIB	0,0219			3,35
Taxa Real de Juros	-0,3735			-5,65

$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$	Valores Críticos: $\tau_{\tau}^{10\%} = -2,595$ $\tau_{\tau}^{5\%} = -2,920$ $\tau_{\tau}^{1\%} = -3,563$			
	δ	t_{δ}	β_1	t_{β_1}
FBCF	0,0164	0,66	574,79	0,26
PIB	0,0109	0,59	6.118,56	0,64
Taxa Real de Juros	-0,5263	-8,39	6,0441	5,19

$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$	Valores Críticos: $\tau_{\tau}^{10\%} = -3,173$ $\tau_{\tau}^{5\%} = -3,488$ $\tau_{\tau}^{1\%} = -4,124$					
	δ	t_{δ}	β_1	t_{β_1}	β_2	t_{β_2}
FBCF	-1,3405	-1,87	3.618,38	1,44	291,01	2,23
PIB	-0,1830	-2,13	35.204,83	2,26	2.034,73	2,30
Taxa Real de Juros	-0,5198	-8,61	10,1956	4,97	-0,1336	-2,41

Nota: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Sabendo que duas variáveis: a Formação Bruta de Capital Fixo e o PIB são não-estacionárias e contêm uma raiz unitária AR(1), apesar de a taxa real de juros ser estacionária, deve-se fazer o teste de co-integração para analisar as relações de curto e longo prazo entre elas.

Sabendo-se os resíduos estimados, foi possível calcular as colunas referentes à variação dos resíduos e resíduos defasados. O teste de co-integração de Engle-Granger foi então realizado, levando-se em conta a equação 7, do tópico referente a metodologia.

Na tabela 3 tem-se o resultado do teste de co-integração de Engle-Granger e, neste, o parâmetro estimado é -0,5160 e o valor da estatística τ foi de -4,53. Portanto, o valor do teste



foi significativo, sendo superior aos valores críticos da tabela de Durbin-Watson. Isto indica que as séries são co-integradas, ou seja, existe equilíbrio de longo prazo entre elas.

Tabela 3: Resultado do teste de Co-integração de Engle-Granger – dados trimestrais 1995-t1 a 2010-t2.

$\Delta \hat{u}_t = \delta \cdot \hat{u}_{t-1}$	Valores críticos: $\tau_{\tau}^{10\%} = -1,610$	$\tau_{\tau}^{5\%} = -1,950$	$\tau_{\tau}^{1\%} = -2,615$
	δ		t_{δ}
Resíduos	-0,5160		-4,53***

Nota: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Obs.: *** Denota significativa ao nível de 1%.

Na metodologia deste estudo já foi destacado que o termo de “erro de equilíbrio” pode corrigir as estimativas dos parâmetros da regressão, a partir do “mecanismo de correção de erro”. A tabela 4 mostra o resultado dos parâmetros referentes a esta nova regressão, neste caso para que o mecanismo de correção do erro resolva os problemas de raiz unitária, na nova regressão, o coeficiente da variável que representa o resíduo defasado deve ser significativo. Neste caso, o coeficiente estimado do resíduo defasado foi significativo ao nível de 1%, dando um indicativo de que 50% dos problemas de equilíbrio entre as variáveis foram resolvidos e eliminados no período atual, corrigindo o problema de raiz unitária que o modelo apresentava.

Tabela 4: Estimativa da equação para a Formação Bruta de Capital Fixo – com mecanismo de correção de erro - dados trimestrais 1995 –t1 a 2010–t2.

Variáveis	Coefficiente Estimado	T – calculado
Intercepto	-2243,225	-1,05
PIB Real	0,1759	48,16***
Taxa Real de Juros	-122,0186	- 1,95*
Resíduos Defasados	-0,5097	-4,55***
Nº de observações	62	
R – Quadrado	0,98	
Teste F	822,83***	
Teste de Durbin-Watson	0,4682	

Nota: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.



Obs.: *** Denota significativa ao nível de 1%, **Denota significância ao nível de 5%, *Denota significância ao nível de 10%

Analisando os coeficientes estimados, todos apresentaram os sinais esperados e foram significativos, demonstrando uma relação inversa entre taxa de juros e FBCF. Além disso, permaneceu a relação positiva entre PIB e FBCF. Este resultado é semelhante ao visto na regressão anterior (mostrada na tabela 1), indicando que no curto prazo o poder explicativo das variáveis independentes sobre o Investimento Privado manteve-se. Ou seja, as relações de curto e longo prazo são semelhantes. Além disso, o R^2 obtido indica que 98% da variação do investimento privado é explicada pelas variáveis independentes. Também ficou confirmando que a um nível de 1% o valor do teste F mostrou-se estaticamente significativo.

4. CONCLUSÕES

O presente estudo teve como objetivo verificar a aplicabilidade das teorias de investimento agregado para a realidade brasileira. Para tanto, foi realizada uma análise estatística e econométrica da série Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), que é a *proxy* de Investimento Privado, em relação à renda agregada, representada pelo Produto Interno Bruto (PIB) e à Taxa Real de Juros. Utilizaram-se, assim, séries históricas do último trimestre de 1994 ao segundo trimestre de 2010, as quais foram deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC). A taxa real de juros foi obtida subtraindo-se da taxa de juros Over/Selic o mesmo índice de inflação. Para estas variáveis, foi feito o teste de raiz unitária, o teste de co-integração, estimando-se, ao final, uma regressão que fez uso do mecanismo de correção de erro. Tais estratégias permitiram verificar os ajustes de curto e longo prazo entre as séries.

Os resultados obtidos, apontaram a existência de uma relação positiva entre PIB e investimento privado. Isso confirma tanto a teoria Keynesiana quanto a teoria Neoclássica e a hipótese, de que um aumento da renda agregada provoca um aumento dos níveis de investimento por parte das empresas da economia. Isso ocorre porque um aumento no PIB conduz a um aumento do consumo, fazendo elevar a produção, o que provoca uma expansão da capacidade produtiva e, conseqüentemente, dos investimentos.

Através do resultado negativo do coeficiente da taxa real de juros, concluiu-se que o nível de investimento, em uma economia, depende basicamente desta variável, pois para o empresário, a taxa de juros é encarada como um custo de oportunidade de obtenção de capital.



Sendo assim, um empresário que pretende recorrer a empréstimos para fazer investimentos, com uma realidade de aumentos percentuais na taxa real de juros, não se sentirá atraído para fazer estes empréstimos. Além disso, para um empresário que tem um capital aplicado e deseja fazer investimentos em capital físico, diante de uma taxa de juros alta prevalece o interesse por aplicações financeiras, pois pode ser que os ganhos obtidos com esta aplicação superem os ganhos com o investimento em capital físico. Com este resultado confirmou-se a hipótese de que há uma relação inversa entre taxa de juros e investimento privado.

Após a confirmação de não estacionariedade das séries pelo teste de raiz unitária, foi realizada uma nova regressão, apoiando-se no processo do mecanismo de correção de erro.

Nesta segunda regressão, os coeficientes estimados mantiveram os sinais esperados e demonstraram um alto poder de explicação sobre a variável dependente. Demonstrou-se, assim, que tanto no curto, como no longo prazo a relação entre as séries é semelhante.

A principal conclusão a que remete esta pesquisa é de que políticas fiscais e monetárias afetam o nível de investimento privado da economia brasileira. Ou seja, dada a existência de um cenário econômico favorável e partindo-se do princípio que existe um efeito multiplicador na economia, políticas expansionistas provocam aumento do investimento agregado.

Sugere-se, portanto, que políticas econômicas que tenham por objetivo reduzir as taxas de desemprego, expandir a capacidade produtiva e, principalmente, aumentarem o nível de Formação Bruta de Capital Fixo devem ser tomadas na seguinte direção: políticas fiscais de redução dos impostos e/ou aumentos dos gastos públicos; políticas monetárias de redução da taxa de juros, sendo que através das séries analisadas, comprovou-se que estas medidas são eficientes em ações tanto de curto, como de longo prazo.

5. REFERÊNCIAS

BACHA, C. J. C.; LIMA, R. A. de S. **Macroeconomia: teorias e aplicações à economia brasileira**. Campinas: Alínea, 2006.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 4. ed., 2007.

BRASIL. Banco Central do Brasil. **Boletim do Banco Central: Relatório anual de 2006**. 2006. Disponível em < <http://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2006/rel2006p.pdf>>.

Acesso em 20 de agosto de 2010.



DORNBUSCH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. **Macroeconomia**. Rio de Janeiro: Mc Graw–Hill, 8. ed., 2003.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S. de; TONETTO Jr, R. **Economia brasileira contemporânea**. São Paulo: Atlas, 3. ed., 1999.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 4. ed., 2006.

HILL, C.; GRIFFITHS, W.; JUDGE, G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Contas Nacionais. 2000 – 2005**. 2007. Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia>>. Acesso em 15 ago 2010.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Contas Nacionais – Brasil referência 2000 – Formação Bruta de Capital Fixo**. 2000. Disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/pdf/19_formacao_capital.pdf>. Acesso em 15 ago 2010.

IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Dados Macroeconômicos**. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em 22 out 2010.

MACHADO, E. F. **PIB, Taxa Selic e sua influência sobre os investimentos em formação bruta de capital fixo na economia brasileira**. Campo Mourão, 2007.

SACHS, J. D.; LARRAIN, B. F. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books, 2000.

SOUZA, N. A. de. **A economia brasileira contemporânea: de Getúlio a Lula**. São Paulo: Atlas, 2. ed., 2008.