

# Desenvolvimento Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil – Uma Avaliação Econométrica

Túlio E. Marques Jr.<sup>1</sup>  
Sabino da S. Porto Jr.<sup>2</sup>

Resumo:

Esse trabalho destina-se a avaliar a relação de causalidade entre desenvolvimento financeiro (DF) e crescimento econômico (CE) aplicado ao Brasil para o período de 1950 a 2000. Para isso, construiu-se três conjuntos de indicadores *proxy* para o desenvolvimento do sistema bancário e para o mercado de capitais brasileiro. Posteriormente, procedeu-se a um teste de Causalidade de Granger clássico para a relação CE e DF, nas series estacionárias. Para aquelas não estacionárias, procedeu-se um teste de cointegração de Johansen e posteriormente um teste de causalidade baseado no modelo de Demetriades e Hussein. Concluiu-se que a relação de causalidade é inequívoca no sentido de que DF causa CE quando os indicadores são de desenvolvimento do sistema bancário. Quando a relação de causalidade é aplicada aos indicadores de desenvolvimento do mercado de capitais, a conclusão é contraditória. Porém, há maior robustez para a causalidade no sentido de DF para CE nesse último caso.

## Introdução

A literatura sobre a relação de causalidade entre crescimento econômico (CE) e desenvolvimento financeiro (DF) ainda não é conclusiva. Segundo Graff (2002), os trabalhos que tratam da relação do desenvolvimento financeiro com o crescimento econômico podem ser grupados em quatro linhas. Primeira: o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico não se relacionam, a correlação encontrada entre eles é espúria. Segunda: o desenvolvimento financeiro é decorrência do crescimento econômico, ou seja, o desenvolvimento financeiro é dirigido pela demanda. Um maior crescimento proporciona uma maior escala de atuação do sistema financeiro com a decorrente queda de custos fixos, sofisticação de produtos e serviços. Graff (2002) alega que as observações históricas demonstram que o desenvolvimento financeiro foi mais indutor de oferta que dirigido pela demanda. Terceira: o desenvolvimento financeiro é determinante no crescimento econômico, ou seja, o desenvolvimento financeiro proporciona um melhor monitoramento da qualidade do investimento (Goldsmith, 1969) e aumenta a poupança (Mckinnon, 1978), por conseguinte o investimento. Finalmente, a atividade financeira pode ser um impedimento ao crescimento econômico, ao menos eventualmente, devido às crises periódicas que o sistema financeiro sofre [Keynes (1988) e Krugman (1996)].

Este trabalho vem corroborar aqueles cujas teses se alinham com a terceira linha de pesquisa. Diferentes estruturas financeiras mantêm um maior ou menor grau de assimetria informacional entre poupadores, intermediários financeiros, investidores e gestores; e certo grau de imperfeição no mercado, com possível diminuição dos investimentos e do crescimento econômico. Entendido como imperfeito o mercado em que há informação assimétrica, um mercado de crédito imperfeito leva a problemas de agência<sup>3</sup> entre intermediários financeiros e investidores ou entre gestores e investidores [Harris e Raviv (1991)]. Assim como, a assimetria de informação induz problemas entre poupadores e investidores [Myers e Majluf (1984) e Daniel e Titman (1995)].

---

1 Mestre em Economia PPGE/UFRGS), funcionário do Banco do Brasil e professor da UPIS – União Pioneira de Integração Social, Brasília (DF).

2 Professor, doutor do PPGE/UFRGS e pesquisador da CAPES.

3 Problemas de agência surgem quando o bem-estar do principal (neste contexto o poupador ou intermediário financeiro) pode ser influenciado pela ação do agente (o investidor). Existe a possibilidade de que o investidor se furte ao pagamento por falta de recursos ou má fé. Essa possibilidade cria o problema de agência.

Uma solução para esse problema é o racionamento de crédito [Stiglitz e Weiss (1981) e Freixas e Rochet (1999)], que conduz a um menor número de investimentos em comparação ao que ocorreria num mercado com informação perfeita. Outra maneira de solucionar o problema seria utilizar as IFs especializadas como intermediários entre poupadores e investidores. Porém, esta solução depende do grau de desenvolvimento do sistema financeiro [Greenwood e Jovanovic (1990), Bose e Cothren (1996), Ma e Smith (1996) e Deidda (2001)]. Encontram-se na literatura diversos trabalhos que corroboram a tese dessa dependência e outros que a contradizem. Por isso, considerou-se relevante testar se o desenvolvimento das IFs, no Brasil, contribui para o crescimento econômico do País, no período de 1950 a 2000, período em que ocorreu grande crescimento nacional, bem como volatilidade nesse crescimento.

Existe um profícuo debate sobre o melhor desenho de um sistema financeiro – quanto à divisão banco comercial e mercado de capitais [Levine e Zervos (1998) e Demirgüç-Kunt e Levine (2001)]. Baseados nos exemplos da Alemanha e Japão, alguns argumentam que o sistema baseado em bancos é melhor, pois permite que investimentos de longo prazo sejam feitos sem a pressão por resultado no curto prazo, levado a efeito por acionistas não-gestores. Por outro lado, olhando os exemplos dos Estados Unidos e Inglaterra, argumenta-se que o mercado de capitais é melhor para o crescimento, pois os bancos apropriam-se de parte do lucro das empresas, diminuindo, assim, sua capacidade de inversão, o que não ocorre no mercado de capitais. Essa capacidade de apropriação está diretamente ligada ao grau de concentração bancária e a presença de outros tipos de instituições que concorram com os bancos no processo de financiamento.

Porém, não se encontrou, até o momento, evidências da preponderância de uma estrutura sobre a outra. Países como Alemanha e Paquistão têm seus sistemas baseados em bancos e pertencem a grupos diferentes quanto ao crescimento<sup>4</sup>. Estados Unidos e Filipinas têm sistema baseado em mercados de capitais e também pertencem a grupos diferentes. No entanto, Alemanha e EUA têm sistemas diferentes, mas crescimento histórico semelhante. O mesmo paralelo pode ser feito quanto a Paquistão e Filipinas.

Na busca dos objetivos deste trabalho, discorre-se sobre os diversos trabalhos que testam a relação entre DF e CE na primeira seção, assim como são explicitados os índices de mensuração do desenvolvimento do sistema financeiro utilizados. Na segunda seção, faz-se um resumo da teoria econométrica envolvida. Na terceira seção, resumem-se os resultados obtidos, correlacionando-os com a teoria existente sobre o tema. A última seção, conclui pela existência de causalidade no sentido de DF para CE.

## **1 Índices de Mensuração do Desenvolvimento Econômico**

Uma revisão da literatura sobre variáveis *proxys* para o desenvolvimento do sistema financeiro apresentará uma diversidade grande de índices e de variáveis passíveis de serem utilizados, a depender do tipo de problema com que se está trabalhando e da disponibilidade de dados para montar os indicadores apropriados do desenvolvimento do sistema financeiro. Além disso, dois tipos de técnicas econométricas são utilizados com mais frequência em estudos de relação entre crescimento econômico e desenvolvimento financeiro. Quando o estudo visa obter conclusões sobre diversos países ao mesmo tempo utiliza-se dados de painel; quando o trabalho refere-se a um país específico, usa-se Causalidade de Granger.

Dentre os estudos que empregam dados de painel pode-se destacar o trabalho sobre a integração financeira internacional e o crescimento econômico de Edison et al (2002) que utiliza uma série de índices com base nos investimentos estrangeiros diretos (IED) e no fluxo de capitais internacionais tentando mensurar sua influência sobre o crescimento econômico de um país. Os

---

<sup>4</sup> Além de a Alemanha ser considerada desenvolvida e o Paquistão não, a taxa de crescimento média de ambos difere.

índices são: IED acumulado mais fluxo de capitais sobre PIB, fluxo de IED mais fluxo líquido de capital sobre PIB. Adicionalmente, Edison et al (2002) utilizaram o crédito ao setor privado dividido pelos depósitos sobre o PIB e o valor total das transações em bolsa sobre o PIB como variáveis *proxys* para o desenvolvimento do sistema financeiro.

Pode-se argumentar que à medida que se desenvolve o sistema financeiro de uma economia (país ou região), mais IED essa região atrai. No entanto, muitos fatores alheios ao desenvolvimento financeiro atuam sobre o volume de IED e o fluxo de capitais direcionado a um país. Assim, ao utilizar-se essas variáveis como *proxy* de desenvolvimento financeiro corre-se um grande risco de encontrar correlação espúria ou mesmo não encontrar coeficientes válidos em uma regressão. Por esse motivo, optou-se por não utilizar *proxys* com IED e fluxo de capital internacional para mensurar desenvolvimento financeiro.

Os recursos que a sociedade devota ao funcionamento do sistema financeiro são utilizados por Graff (2002) como medida de desenvolvimento financeiro. Para o autor, em um mercado concorrencial e na presença de custos de transação, a solução de intermediação que sobrevive é a solução mais viável. Ele considera que as medidas mais tradicionais, baseadas em agregados monetários, são muito sensíveis a pequenas mudanças institucionais, a ciclos econômicos e a choques domésticos e internacionais, por isso sujeitos a ambigüidades interpretativas. Então, três indicadores são utilizados pelo autor para medir os recursos devotados ao sistema financeiro: o número de bancos e agências per capita, a força de trabalho empregada no sistema e a participação do sistema financeiro no PIB.

Essas medidas não se aplicam à definição de desenvolvimento financeiro utilizada nesse trabalho. Um maior número de agências não implica em maior concorrência e eficiência no sistema. A mesma crítica pode ser feita para a força de trabalho empregada. A participação do sistema financeiro (SF) no PIB não é medida adequada de desenvolvimento financeiro no Brasil. Devido ao processo inflacionário do período 1951 a 2000, essa participação é inflada por causa das transferências inflacionárias, comprometendo a relação participação do SF no PIB como *proxy* de eficiência.

Uma outra família de índices é construída utilizando-se os diversos conceitos de moeda como *proxy* de desenvolvimento financeiro, sob o argumento de que quanto mais moeda maior o desenvolvimento financeiro, principalmente quando a razão moeda menos líquida sobre moeda mais líquida é maior que um, assim, M2 sobre PIB é utilizado por Goldsmith (1969) e Mckinnon (1978) como variável *proxy*. No entanto, medidas que envolvem moeda refletem mais a capacidade do sistema financeiro de prover liquidez para a economia que a capacidade de transformar poupança em investimento e assim contribuir para o crescimento econômico. Nesse sentido, Gregorio e Guidotti (1995) utilizam a razão crédito ao setor privado sobre o PIB como *proxy* do desenvolvimento financeiro, uma vez que essa razão reflete melhor a capacidade do sistema financeiro prover fundos para investimento ao setor produtivo.

Visando estudar a relação entre desenvolvimento dos bancos, mercado de ações e crescimento econômico, Levine e Zervos (1998) selecionam índices de desenvolvimento desses setores para explicar o crescimento da economia, do estoque de capital e da produtividade, além do nível de poupança privada. Os índices referentes ao mercado de ações foram, para o tamanho do mercado, o valor da capitalização das empresas negociadas em bolsa sobre o PIB; para a liquidez, o giro das ações expresso no valor negociado em bolsa dividido pela capitalização das empresas negociadas em bolsa (que é um indicador dos custos de transação, portanto de eficiência), assim como o valor negociado em bolsa sobre o PIB.

Com relação ao sistema bancário, as autoras utilizaram a relação M2 sobre PIB e o crédito do sistema ao setor privado sobre PIB. Levine e Zervos (1998) também utilizaram um modelo CAPM<sup>5</sup> e a teoria de arbitragem de preços internacionais (APT) para estimar a integração dos mercados acionários ao mercado internacional, assim como modelos AR<sup>6</sup> para calcular a volatilidade desses mercados. As autoras concluem que o desenvolvimento do sistema bancário e do mercado de ações está relacionado com todas as medidas de crescimento, à exceção do nível de poupança. Corroborando a tese de Goldsmith (1969) de que os “instrumentos financeiros” não induzem a maior poupança, mas ao crescimento econômico.

Beck e Levine (2002) utilizam novas técnicas de dados de painel para controlar efeitos específicos e dados omissos dos países em estudo, assim como empregam algumas variáveis de controle para os demais fatores de crescimento. Desse modo, com os mesmos índices de desenvolvimento e liquidez de Levine e Zervos (1998), chegam às mesmas conclusões, porém com maior robustez estatística.

Estudando a influência da inflação sobre a relação desenvolvimento financeiro e crescimento econômico, utilizando dados para 84 países, Rousseau e Wachtel (2002) empregam uma série de variáveis como controle nas regressões, em sintonia com a teoria do crescimento econômico<sup>7</sup>: taxa de matrículas no secundário (*proxy* do investimento em capital humano), exportação mais importação sobre PIB e gasto do governo sobre PIB. Como índice de desenvolvimento financeiro os autores empregaram: M3, M3 menos M1 e crédito total todos sobre o PIB. São duas as conclusões de Rousseau e Wachtel (2002): à medida que a inflação cresce, diminui o impacto do desenvolvimento financeiro (DF) sobre o crescimento econômico (CE); quando a inflação ultrapassa um certo patamar, o DF deixa de influenciar o CE, esse patamar depende do tipo de *proxy* empregada na mensuração do desenvolvimento financeiro.

Um outro grupo de trabalhos usa séries temporais para estudar o papel do desenvolvimento financeiro em um país específico (caso deste trabalho). Nesse segundo tipo de abordagem, pode-se destacar Kar e Pentecost (2000), que empregam cinco tipos de índices para testar a relação causal entre desenvolvimento financeiro (DF) e crescimento econômico (CE), quais sejam as razões: M2, depósitos nos bancos, crédito doméstico e crédito ao setor privado todos sobre PIB; além de crédito ao setor privado sobre crédito doméstico. Todas essas variáveis pode ser interpretadas, para efeito do desenvolvimento do sistema financeiro, como: quanto maior sua participação no PIB, maior a atividade e eficiência do SF, então maior seu desenvolvimento.

Aqueles autores obtêm como resultado para a Turquia que a relação de causalidade depende do tipo de *proxy* utilizada para medir o desenvolvimento financeiro. Para a relação M2 sobre PIB, a direção da causalidade é de DF para CE, quando são utilizadas as razões: depósitos, crédito doméstico e crédito ao setor privado sobre o PIB; a relação de causalidade encontrada é de CE para DF.

Similarmente, Marrison (2001) realizou testes de causalidade para cinco países da América Latina, utilizando como variável de controle o investimento sobre o PIB e como índices de desenvolvimento financeiro: M2, depósitos bancários e crédito ao setor privado todos sobre o PIB, além de depósitos bancários sobre depósitos bancários mais ativos do BC e crédito ao setor privado sobre total de crédito doméstico. Empregando os modelos Engle e Granger com vetor de correção de erro (VCE) e Johansen com VCE, Marrison (2002) conclui pela existência de relação de longo prazo entre DF e CE, cuja causalidade varia de sentido de acordo com o tipo de variável dependente usada e o país estudado. Portanto, a existência de relação não pode ser dita robusta.

---

<sup>5</sup> *Capital Asset Pricing Model*: modelo de regressão linear que determina o preço de um ativo e o risco ( $\beta$ ) do mesmo em relação a uma carteira. No presente caso uma carteira internacional.

<sup>6</sup> Modelo linear auto regressivo, para maiores detalhes ver Gujarati (2000).

<sup>7</sup> Especialmente as teorias que utilizam a hipótese de *Learning by doing*.

No caso brasileiro, Matos (2002) encontra uma relação inequívoca onde DF causa CE. O autor utiliza os seguintes índices de desenvolvimento financeiro: M2 menos papel moeda em poder do público (equivalente à soma de depósitos à vista e a prazo), sobre M2; M2 menos papel moeda em poder do público sobre PIB, M2 sobre PIB, crédito do setor bancário ao setor privado sobre PIB e crédito do setor financeiro ao setor privado sobre PIB.

Jung (1986) testa a relação causal entre DF e CE, empregando um teste de Causalidade de Ganger bivariado para 56 diferentes países. Jung (1986) utiliza dois índices como medida de desenvolvimento financeiro. A razão papel moeda em poder do público (PMPP) sobre M1, supondo que quanto maior o desenvolvimento financeiro e crescimento econômico menor essa relação, já que o sistema financeiro pode prover melhores substitutos ao papel-moeda. O segundo índice empregado foi M2 sobre PNB. A principal conclusão de Jung (1986) é que existe uma fraca preponderância de causalidade unidirecional de DF para CE nos países em desenvolvimento. Um outro teste que separa esses países em dois grupos, com maior e menor crescimento, indica uma forte relação de causalidade no sentido do DF para CE entre os países de maior crescimento.

Neste trabalho, mediu-se o desenvolvimento do sistema financeiro (SF) ao longo do tempo em três dimensões: o tamanho do setor<sup>8</sup>; o nível de atividade e a eficiência do sistema financeiro. Tendo em vista a discussão acerca do melhor modelo de Sistema Financeiro para o crescimento econômico aquele baseado em bancos ou no mercado de capitais [tema desenvolvido em Levine e Zervos (1998) e Demirgüç-Kunt e Levine (2001)] construiu-se *proxys* para mensuração do desenvolvimento do sistema bancário e do mercado de capitais em separado, objetivando mensurar a relevância de cada um para o crescimento nacional.

Os agregados utilizados para mensurar o desenvolvimento financeiro conforme as dimensões citadas foram: o passivo exigível do sistema bancário sobre o PIB e o valor da capitalização das empresas negociadas na Bovespa que mensuram o tamanho dos mercados. Assim como, para observar o nível de atividade no sistema bancário, utilizou-se o volume de crédito ao setor privado, por considerar esse agregado a melhor medida da contribuição do sistema bancário à capacidade de investimento de um país e, por conseguinte, ao crescimento econômico. Além disso, quanto maior o volume de empréstimos maior a atividade do sistema bancário. O nível de atividade do mercado de capitais foi medido pela relação valor anual das transações sobre o PIB, uma vez que quanto maior o volume de transações maior o nível de atividade. Supõe-se aqui que maior atividade é decorrência de maior eficiência e desenvolvimento.

O índice que mediu a eficiência do sistema bancário foi construído levando-se em consideração o fato de que quanto mais o sistema transforma depósito em crédito mais eficiente é esse sistema. As duas séries de dados referentes à bolsa de valores (transações e capitalização em bolsa) não cobrem o período estudado como um todo. Para elas foi possível estimar os valores dos anos faltantes a partir de 1954. A metodologia de obtenção das estimativas encontra-se no anexo A.

Quanto ao tamanho do mercado as *proxys* de mensuração foram:

- sistema bancário: passivo exigível (soma dos depósitos à vista e a prazo) sobre PIB (TSB);
- mercado de capitais: valor das transações em bolsa sobre o PIB (TBOV).

Quanto ao nível de atividade no mercado:

- sistema bancário: crédito do sistema financeiro ao setor privado sobre o PIB (ASB);
- mercado de capitais: valor anual das transações em bolsa sobre PIB (ABOV).

Quanto à eficiência do mercado:

---

<sup>8</sup> supondo que um setor percentualmente maior em relação ao PIB, tenha mais concorrente, seja mais eficiente e apresente menores custos, conseqüentemente maior desenvolvimento.

- bancos comerciais: crédito ao setor privado sobre depósitos à vista e a prazo tudo dividido pelo PIB (ESB);
- mercado de ações: valor anual das transações em bolsa sobre valor da capitalização das ações negociadas em bolsa (EBOV).

Como observado anteriormente, o desenvolvimento do sistema financeiro é condição necessária, mas não suficiente para o crescimento econômico. Outros elementos importantes são o crescimento da produtividade da mão-de-obra e o investimento em capital físico, assim como é importante a influência negativa de elementos que dificultem a projeção do retorno dos investimentos ao longo do tempo, tais como inflação e déficit público. Tal dificuldade tem influência direta sobre a disposição de investir e, por conseguinte, sobre o crescimento. Esses elementos não foram incluídos nas regressões como variáveis de controle, devido a problemas econométricos descritos abaixo.

As séries dos índices para o mercado de ações e o índice TSB são integradas de ordem um I(1), as séries dos índices ASB e ESB são estacionárias. Tal fato não permite utilizar o mesmo conjunto de variáveis de controle para ambos os conjuntos de índices. Optou-se, então, por não utilizar variáveis de controle, seguindo-se o mesmo procedimento utilizado nos trabalhos de Jung (1986), Demetriades e Hessein (1996), Agung e Ford (1998), Kar e Pentecost (2000) e Demigüç-Kunt e Levine (2001). A variável que mensura o crescimento econômico foi a variação do PIB<sup>9</sup> per capita.

## 2 Procedimentos Econométricos

Essa sessão objetiva testar a hipótese da existência de causalidade entre desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico. Para tanto, foi utilizado o teste de Granger para causalidade. Com vista a testar a Causalidade de Granger, procedeu-se a um teste de raiz unitária para cada uma das séries. Como se encontrou raiz unitária para as séries que medem o desenvolvimento do mercado de capitais e para a série TSB, e como as demais séries que medem o desenvolvimento do sistema bancário são estacionárias, dois tipos de teste de causalidade foram empregados. Nas séries estacionárias, utilizou-se o teste clássico de Causalidade de Granger. Nas séries não estacionárias, procedeu-se a um teste de cointegração de Johansen. Encontrando-se cointegração, utilizou-se o método de Demetriades e Hussein (1996) para determinar a existência de causalidade.

Para testar a estacionariedade das séries, utilizou-se o teste de raiz unitária do tipo Augmented Dickey-Fuller Test (ADF), que consiste em testar a hipótese nula de que:

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$\text{onde : } \gamma = 1 - \sum_{i=1}^p a_i \quad (1)$$

No qual “ $a_i$ ” é o coeficiente de “ $y$ ” (a série a ser testada) de um processo auto-regressivo. A hipótese nula é testada para um processo auto-regressivo em diferença, que utiliza mínimos quadrados ordinários (MQO), do tipo:

$$\Delta y_t = a_0 + bt + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que “ $\gamma$ ” é o coeficiente de “ $y_{t-1}$ ” na equação (2) e  $\varepsilon_t$  é um erro de estimação. Se a hipótese nula é confirmada, existe pelo menos uma raiz unitária no processo temporal da variável. Isso implica impossibilidade de estimação dos parâmetros de uma regressão sem que o erro aumente à

<sup>9</sup> O símbolo do PIB per capita nas regressões é a própria sigla PIB.

medida que o tempo passa. Erro relativo à diferença entre o valor estimado da variável endógena e o valor realizado para essa variável. Em outras palavras, a estimação não é capaz de medir a relação entre as variáveis exógenas e a endógena. A presença da constante ( $a_0$ ) e da tendência temporal ( $bt$ ) depende do melhor modelo de ajustamento da regressão. O teste de hipótese é feito por uma tabela  $t$ -Dickey-Fuler, levando em consideração a presença ou não de intercepto e tendência temporal. Mais detalhes, ver Enders (1995).

O teste de Causalidade de Granger baseia-se na idéia de precedência de causalidade de uma variável em relação à outra, ou seja, se:

$$Y_t = \sum_1^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_1^n \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Então, se  $X$  causa  $Y$  os coeficientes  $\beta_j$  tem de ser significativamente diferentes de zero,  $H_0: \beta_j = 0$ . O critério de teste para a hipótese nula é um teste de Wald para restrição de coeficiente. Nesse teste,  $SQR_r$  é a soma dos quadrado dos resíduos ( $\varepsilon_t$ ) na equação restrita (equação em que se supõe que  $\beta_i$  é zero);  $SQR_i$  é a soma dos quadrados dos resíduos ( $\varepsilon_t$ ) na equação irrestrita (equação em que se supõe que  $\beta_i$  é diferente de zero); “ $k$ ” é o número de parâmetros estimados e “ $n$ ” o tamanho da amostra. O teste de Wald possui distribuição:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_i)/k}{(SQR_i)/(n - 2k)} \quad (4)$$

A melhor equação de causalidade deve, ainda, ser selecionada por algum critério de minimização de erro, os mais populares são os reajustados Akaike<sup>10</sup> e Schwarz. Cabe ainda testar a existência de correlação dos resíduos. Tal teste baseou-se em Breuch-Godfrey para a correlação serial dos erros que tem como hipótese nula:

$$\varepsilon_t = X_t \gamma + \sum_{i=1}^n \rho_i \varepsilon_{t-i} \quad \text{onde } H_0 : \rho_i = 0 \quad (5)$$

Sendo que  $\varepsilon_t$  = erros de previsão de uma regressão,  $X_t$  é a matriz de varáveis explicativas,  $\rho$  é o coeficiente dos erros defasados em um período de tempo de uma regressão do tipo (3) e  $H_0$  a hipótese nula. O teste processa-se utilizando a equação de erros quadrados médios acima para obter um valor  $F$ . O número de defasagens “ $n$ ” é arbitrário. Se  $H_0$  é confirmada então não há autocorrelação. Este teste foi escolhido, e não o popular Durbin-Watson, por que esse último não se presta à mensuração de correlação serial para equações que contenham termos defasados da variável endógena.

No caso em que as variáveis não são estacionárias, antes de proceder ao teste de causalidade tem-se que observar a existência de um ou mais vetores de co-integração segundo o método de Johansen (1988). Assim, dado um processo autoregressivo do tipo:

$$x_t = A_1 x_t + A_2 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde  $x_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ),  $\varepsilon_t$  é um erro  $n$ -dimensional, iid com média zero e matriz de variância  $\Sigma_\varepsilon$  e  $A_i$  uma matriz de coeficientes. Subtraindo  $x_{t-1}$  de ambos os lados da equação (6) e posteriormente adicionando e subtraindo  $(A_1 - I)x_{t-2}$ ; repetindo a operação para  $(A_2 + A_1 + I)x_{t-3}$  e assim sucessivamente, obtém-se:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

<sup>10</sup> Nesse trabalho, quando o teste de Causalidade foi aplicado sobre series estacionárias utilizou-se o critério de Akaike.

$$\pi = -\left(I - \sum_{i=1}^p A_i\right) \quad (8)$$

Johansen (1988) demonstra que o posto da matriz  $\pi$  é igual ao número de vetores de co-integração. Portanto, se  $\text{posto}(\pi)=0$  não há vetor de co-integração, se  $\text{posto}(\pi)\neq 0$  há co-integração. Da matriz  $\pi$  pode-se obter suas raízes características e ordená-las  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ , se o  $\text{posto}(\pi)=0$  então as raízes características são nulas. Portanto, o número de raízes diferentes de zero indicam o número de vetores de co-integração. Sendo  $\ln(1)=0$ ; se  $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ ,  $\lambda_i$  é igual a zero, portanto as variáveis do vetor  $x_t$  têm raiz nula e não são co-integráveis.

Johansen (1988) indica o uso dos testes da equação (9) para concluir se uma matriz  $\pi$  tem “r” ou mais raízes diferentes de zero ou se o número máximo de raízes é r ou r+1 – utilizando a equação (10). Os valores do traço e máximo distribuem-se segundo valores críticos demonstrados por Johansen e Juselius (1990) apud Enders (1995). O teste de Johansen consiste em calcular:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (9)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (10)$$

Na equação (9) a hipótese nula é  $H_0: r = 0$  contra  $H_1: r = 1, 2, \dots, n$ . Portanto, se  $\lambda_{\text{traço}}$  calculado é maior que o tabelado rejeita-se  $H_0$ . No caso da equação (10) o teste é específico, a hipótese nula é  $H_0: r = n$  contra  $H_1: r = n+1$ , se  $\lambda_{\text{max}}$  calculado é maior que o tabelado rejeita-se  $H_0$ .

Havendo co-integração existe a possibilidade de haver causalidade. Demetriades e Hussein (1996) desenvolveram um método de estimação de co-integração baseado em Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Demetriades e Hussein (1996) utilizam o resíduo ( $\varepsilon_t$ ) da equação (7) como mecanismo de correção de erro na constituição de um vetor auto-regressivo com correção de erro (VEC):

$$\Delta Y_t = a + \sum_{j=1}^k b_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m c_j \Delta D_{t-j} + dU_{t-1} + u_t \quad (11)$$

A causalidade num modelo VEC pode ser demonstrada por duas vias. A primeira diretamente, quando  $c_i \neq 0$ . Caso em que há exogeneidade forte de D em relação a Y. Essa exogeneidade também pode ser demonstrada na metodologia de Hsiao (1981). A segunda quando  $d \neq 0$ , então há exogeneidade fraca. Essa hipótese pode ser testada com um teste “t” para o coeficiente “d”. A causalidade é dita indireta nesse segundo caso, pois  $U_{t-1}$  é o resto de uma regressão das variáveis em estudo, resto da regressão (7).  $U_{t-1}$  é um elemento do vetor  $\varepsilon_t$  de (7). Em (11)  $u_t$  é o erro da regressão e  $b_j$  e  $c_j$  coeficientes.

Granger (1988) critica a utilização de modelos auto-regressivo com correção de erro (VEC) para determinação de causalidade, sob a alegação de que eles podem levar a má especificação das equações de teste e, portanto, a conclusões errôneas. Porém, o termo de correção de erro pode ser interpretado como fonte de causalidade de curto prazo ou ajustes de desequilíbrios de longo prazo segundo Demetriades e Hussein (1996). Toda e Phillips (1993) levantam dúvidas sobre a validade de realizar-se testes de causalidade baseados em modelos VAR irrestrito. No entanto, concluem que os modelos com correção de erro (VEC) do tipo Johansen produzem testes mais seguros.

Embora Demetriades e Hussein (1996) sugeriram a aplicação do teste utilizando-se modelos VAR em nível e VEC tipo Johansen, para dirimir a discussão acima, Toda e Phillips (1993) evidenciam que no caso de contradição na conclusão sobre causalidade entre VAR e VEC deve-se optar pela conclusão do modelo VEC, já que os VAR só corroboram as conclusões do teste de Wald assintoticamente.



O teste de causalidade sofre da restrição de que o número de defasagens pode ser arbitrário, gerando, portanto, estimativas inconsistentes quando utilizadas poucas defasagens ou perda de eficiência para um grande número de defasagens. Para solucionar o problema, Hsiao (1981) propõe um método de modelar a causalidade, minimizando o erro final de previsão (EFP), permitindo-se escolher um número ótimo de defasagens. Sendo: SQR a soma dos erros ao quadrado de regressão com um determinado número de defasagens para as variáveis da equação (11); “T” o tamanho da amostra e “k” o número de parâmetros estimados. A melhor equação tem o menor EFP.

$$EFP = \frac{T + k}{T - k} \frac{SQR}{T} \quad (12)$$

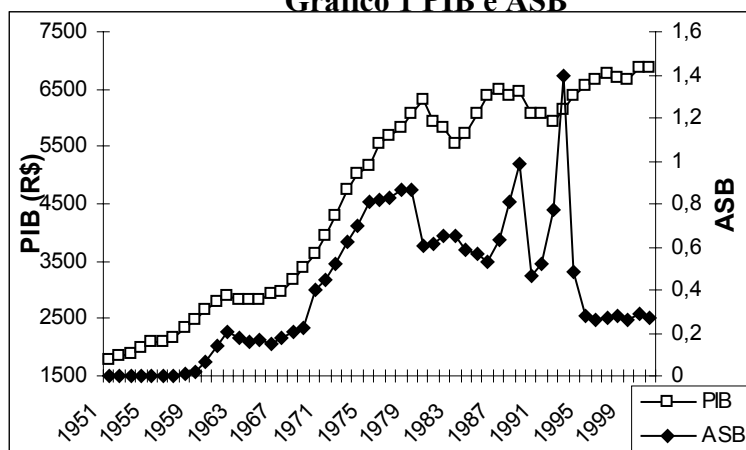
### 3 Testes e Resultados Empíricos

Para medir a relação de causalidade entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico construiu-se um conjunto de índices de desenvolvimento conforme descrito anteriormente. A forma de montagem desses índices está descrita no anexo A. Os dados são oriundos de diversas fontes. Para aqueles relacionados ao sistema financeiro e ao PIB a fonte foi o Banco Central do Brasil e o IBGE, respectivamente, estando os mesmos disponíveis no site do IPEA<sup>11</sup>. Para aqueles relativos à bolsa de valores a fonte foi a Bovespa e a revista Conjuntura Econômica.

O período estudado foi a segunda metade do século passado (1951-2001), período em que o sistema financeiro passou por diversas modificações no Brasil, assim como o crescimento econômico mostrou-se com maior volatilidade. Nem sempre as séries utilizadas estavam disponíveis para todo o período. No entanto, foi possível calcular os valores omissos devido a informações de variação de índices disponíveis na Conjuntura Econômica. A técnica de cálculo está descrita no anexo A para cada caso.

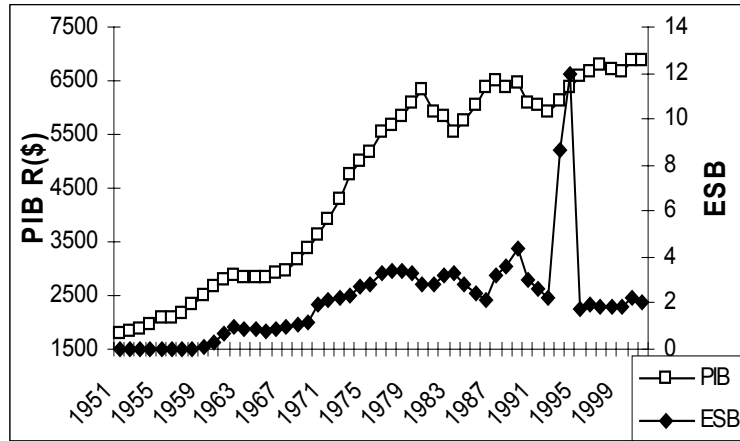
As informações relativas ao PIB per capita, depósitos à vista e a prazo estão disponíveis no sítio do IPEA para todo o período. Aquelas relativas ao crédito ao setor privado estão disponíveis a partir de 1963. O período de 1951 a 1969 foi estimado. O valor anual das transações em bolsa foi fornecido pela Bovespa a partir de 1960, devido à ausência de informações que levassem a uma projeção segura, a projeção foi realizada apenas para o período 1954 a 1959. O valor de capitalização das ações em bolsa foi disponibilizado pela Bovespa de 1981 a 2001, pelo mesmo motivo da série anterior os dados projetados cobrem o período 1954 a 1980. Todas as séries referem-se a informações de saldo em final de período. O comportamento dessas séries pode ser melhor estudado observando-se os gráficos abaixo.

**Gráfico 1 PIB e ASB**

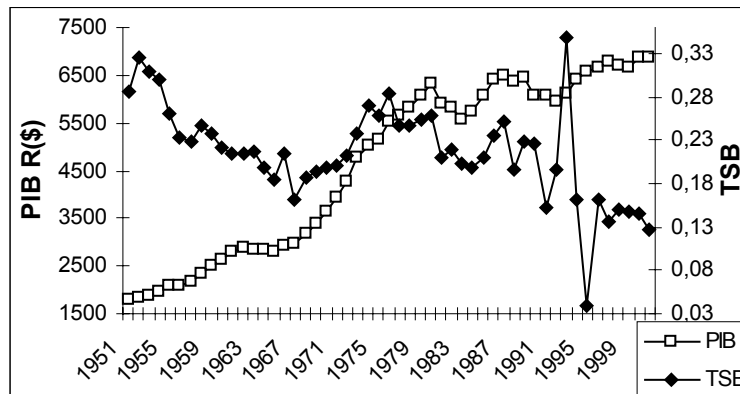


<sup>11</sup> [www.ipea.gov.br](http://www.ipea.gov.br), acesso via ícone do IPEA DATA.

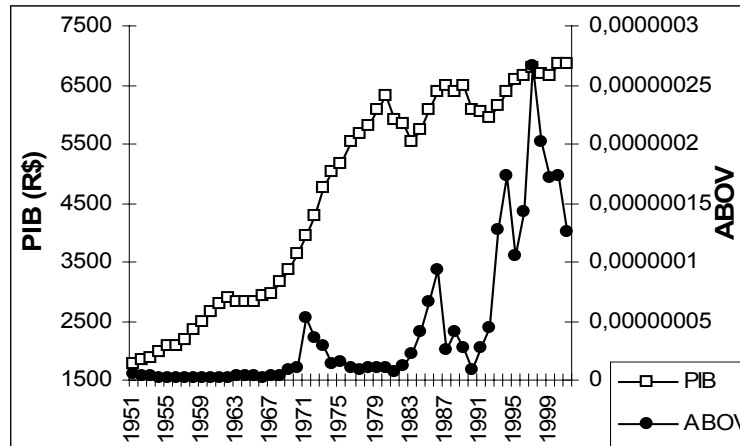
**Gráfico 2 PIB e ESB**



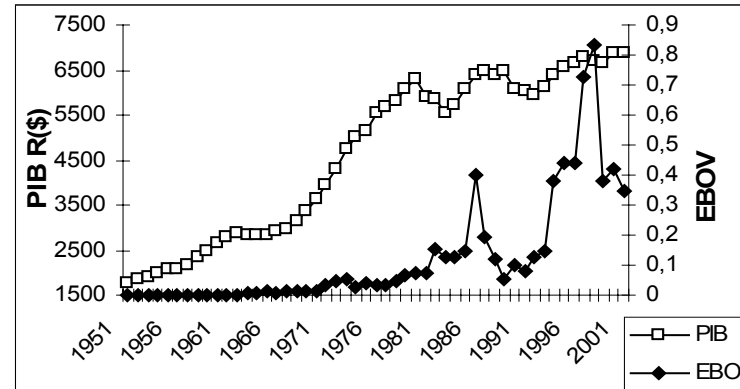
**Gráfico 3 PIB TSB**



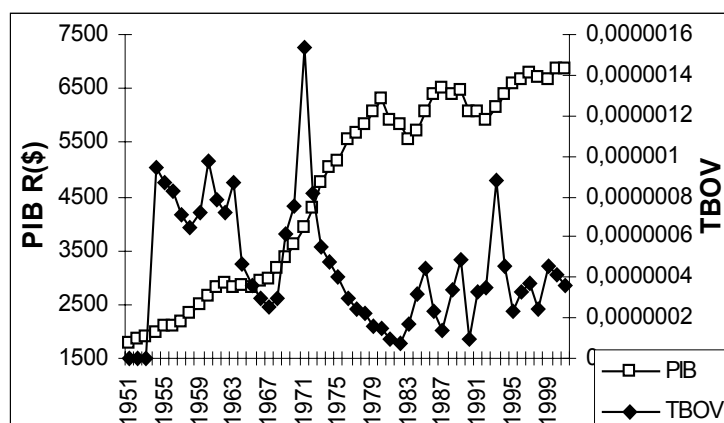
**Gráfico 4 PIB ABOV**



**Gráfico 5 PIB EBOV**



**Gráfico 6 PIB e TBOV**



Devido à necessidade de projeção das series utilizadas no estudo, todos os testes econométricos foram duplicados. Um para os índices com período completo (com projeções) e outro para os índices sem projeção. O objetivo é testar a robustez das conclusões encontradas. Os índices sem projeção e seus períodos são: ASB e ESB (1963-2001), ABOV e TBOV (1960-2001) e EBOV (1981-2001). O único índice sem projeção foi TSB, para ele não houve duplicação dos testes.

Como primeiro passo na busca da comprovação de causalidade entre as variáveis estudadas, aplicou-se o teste ADF de raiz unitária para as variáveis envolvidas. Os resultados encontrados estão sumariados na tabela abaixo.

**Tabela 1 Teste Augmented Dikey-Fuller para Raiz Unitária.**

Variável	Intercepto e Tendência	t calculado	t tabelado (1%)	t tabelado (5%)	t tabelado (10%)
ASB	C e T	-3,995084**	-4,198503	-3,523623	-3,192902
	C	-16,78631*	-3,568308	-2,921175	-2,598551
	N	-18,55996*	-2,612033	-1,947520	-1,612650
ESB	C e T	-9,646450*	-4,152511	-3,502373	-3,180699
	C	-5,680152*	-3,574446	-2,923780	-2,599925
	N	-13,75745*	-2,612033	-1,947520	-1,612650
TSB	C e T	-4,921414*	-4,165756	-3,508508	-3,184230
	C	-1,845701	-3,584743	-2,928142	-2,602225
D(TSB)	C e T	-6,505978*	-4,180911	-3,515523	-3,188259
	C	-6,556313*	-3,588509	-2,929734	-2,603064
	N	-6,557418*	-2,618579	-1,948495	-1,612135
ABOV	C e T	-2,924127	-4,165756	-3,508508	-3,184230
D(ABOV)	C e T	-6,521601*	-4,170583	-3,510740	-3,185512
	C	-6,602661*	-3,581152	-2,926622	-2,601424
	N	-6,491854*	-2,616203	-1,948140	-1,612320
EBOV	C e T	-2,546717	-4,165756	-3,508508	-3,184230
D(EBOV)	C e T	-7,107622*	-4,170583	-3,510740	-3,185512
	C	-7,156526*	-3,581152	-2,926622	-2,601424
	N	-6,712401*	-2,616203	-1,948140	-1,612320
TBOV	C e T	-3,156512	-4,165756	-3,508508	-3,184230
D(TBOV)	C e T	-7,695687*	-4,170583	-3,510740	-3,185512
	C	-7,753185*	-3,581152	-2,926622	-2,601424
	N	-7,828306*	-2,616203	-1,948140	-1,612320
PIB	C e T	-1,090573	-4,170583	-3,510740	-3,185512
D(PIB)	C e T	-4,195458*	-4,170583	-3,510740	-3,185512
	C	-3,842659*	-3,581152	-2,926622	-2,601424
	N	-3,154036*	-2,616203	-1,948140	-1,612320

Fonte: elaboração do autor

Nota: C = constante, T = tendência linear e N = nenhuma.

\* significa rejeição da hipótese nula a 1%, \*\* significa rejeição da hipótese nula a 5% e  
 \*\*\* significa rejeição da hipótese nula a 10%.  
 O símbolo D( ) indica que a variável esta em primeira diferença.

A Tabela 1 demonstra que as variáveis ASB e ESB são estacionárias a um por cento de significância. As demais variáveis (TSB, ABOV, EBOV e TBOV) possuem raiz unitária. O teste para as variáveis com raiz unitária em primeira diferença demonstra que elas são todas estacionárias a um por cento de significância. Esse resultado impossibilitou a utilização de variáveis de controle em comum para os índices de mensuração do desenvolvimento do sistema bancário e do mercado de capitais (bolsa), uma vez que a mesma série de controle não poderia ser estacionária e possuir raiz unitária ao mesmo tempo. A inclusão de variáveis de controle diferentes para cada tipo de índice vulnerabilizaria a comparação entre os resultados para o desenvolvimento de sistema bancário e do mercado de capitais.

**Tabela 2 Teste Augmented Dikey-Fuller para Raiz Unitária  
(Séries sem Projeções)**

Variável	Intercepto e Tendência	t calculado	t tabelado (1%)	t tabelado (5%)	t tabelado (10%)
ASB	C e T	-1,526404	-4,219126	-3,533083	-3,198312
D(ASB)	C e T	-5,585592*	-4,243644	-3,544284	-3,204699
	C	-5,037065*	-3,626784	-2,945842	-2,611531
	N	-5,099108*	-2,630762	-1,950394	-1,611202
ESB	C e T	-2,728897	-4,219126	-3,533083	-3,198312
D(ESB)	C e T	-6,682599*	-4,234972	-3,540328	-3,202445
	C	-6,431327*	-3,626784	-2,945842	-2,611531
	N	-6,475337*	-2,630762	-1,950394	-1,611202
ABOV	C e T	-2,675239	-4,198503	-3,523623	-3,192902
D(ABOV)	C e T	-6,110441*	-4,205004	-3,526609	-3,194611
	C	-6,179281*	-3,605563	-2,936942	-2,6066857
	N	-6,040692*	-2,624057	-1,949319	-1,611711
EBOV	C e T	-1,402642	-4,992279	-3,875302	-3,388330
D(EBOV)	C e T	-4,532738*	-4,532598	-3,673616	-3,277364
	C	-4,680287*	-3,831511	-3,029970	-2,655194
	N	-4,787893*	-2,692358	-1,960171	-1,607051
TBOV	C e T	-3,081292	-4,198503	-3,523623	-3,192902
D(TBOV)	C e T	-7,169326*	-4,205004	-3,526609	-3,194611
	C	-7,219136*	-3,605593	-2,936942	-2,606857
	N	-7,302250*	-2,624057	-1,949319	-1,611711
PIB60	C e T	-0,586061	-4,198503	-3,523623	-3,192902
D(PIB60)	C e T	-3,817638**	-4,205004	-3,526609	-3,194611
	C	-3,616630*	-3,605593	-2,936942	-2,606857
	N	-3,126903*	-2,624057	-1,949319	-1,611711
PIB63	C e T	-0,841609	-4,219126	-3,533083	-3,198312
D(PIB63)	C e T	-3,382778**	-4,226815	-3,536601	-3,200320
	C	-3,382778**	-3,621023	-2,943427	-2,610263
	N	-2,807257*	-2,628961	-1,950117	-1,611339
PIB81	C e T	1,889111	-4,992279	-3,875302	-3,388330
D(PIB81)	C e T	-4,339924**	-4,800080	-3,791172	-3,342253
	C	-3,533823	-3,920350	-3,065585	-2,673459
	N	-3,143522	-2,692358	-1,960171	-1,607051

Fonte: elaboração do autor

Nota: C = constante, T = tendência linear e N = nenhuma.

\* significa rejeição da hipótese nula a 1%, \*\* significa rejeição da hipótese nula a 5% e

\*\*\* significa rejeição da hipótese nula a 10%.

O símbolo D( ) indica que a variável esta em primeira diferença.

Observando a Tabela 2 pode-se concluir que todas as variáveis calculadas sem projeção possuem raiz unitária. O resultado, diferente do período total, encontrado para ASB e ESB pode ser atribuído ao efeito dos *out liners* sobre uma amostra de menor tamanho, a presença desses *out liners* podem ser notados nos gráficos 1 e 2. Apesar dos dados do PIB estarem disponíveis para todo o período, como se quer testar a existência de co-integração entre ele e as diversas variáveis, testou-se a existência de raiz unitária para o PIB nos períodos de 1960, 1963 e 1981 todos até 2001.

O teste de Causalidade para aquelas variáveis que possuem raiz unitária necessita que se comprove a ocorrência de um vetor de co-integração entre as variáveis exógenas e endógenas. A Tabela 3 comprova a existência de vetores de co-integração para todas as regressões entre o PIB per capita (variáveis endógena) e as variáveis exógenas não estacionárias (TSB, ABOV, EBOV e TBOV). A mesma observação é válida para as variáveis sem projeção, como demonstrado na tabela 4.

**Tabela 3 Teste de Johansen para Vetor de Cointegração**

Variáveis		Número de Vetores de Cointegração	Traço Calculado	Traço Tabelado (5%)	Traço Tabelado (1%)	Máximo Valor Característico Calculado	Máximo Valor Característico Tabelado (5%)	Máximo Valor Característico Tabelado (1%)
PIB	TSB	Nenhum*	15,9999	12,53	16,31	12,72675	11,44	15,69
		Um	3,273152	3,84	6,51	3,273152	3,84	6,51
PIB	ABOV	Nenhum**	18,78166	12,53	16,31	16,06561	11,44	15,69
		Um	2,716050	3,84	6,51	2,716050	3,84	6,51
PIB	EBOV	Nenhum <sup>(a)</sup>	21,77044	12,53	16,31	15,56650	11,44	15,69
		Um*	6,203941	3,84	6,51	6,203941	3,84	6,51
PIB	TBOV	Nenhum**	16,63940	12,53	16,31	15,70631	11,44	15,69
		Um	0,933096	3,84	6,51	0,933096	3,84	6,51

Fonte: elaboração do autor.

Nota: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pelo menos "X" vetores de cointegração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente "X" vetores característicos. "X" descrito na segunda coluna da tabela.

\* significa rejeição da hipótese nula a 5%, \*\* significa rejeição da hipótese nula a 1%.

(a) indica rejeição da hipótese nula a 1% para o teste do traço e a 5% para o do máximo valor.

A análise dos resultados dos testes de cointegração demonstra que há vetor de co-integração para todos os pares de variáveis em estudo, cujos elementos não são estacionários, tanto para as regressões sobre índices com e sem projeção. Na Tabela 3 para os pares PIB per capita (PIB) com ABOV ou TBOV a hipótese de nenhum vetor é rejeitada a 1%; para PIB com TSB a 5%. O par PIB EBOV tem o teste do valor máximo indicando a existência de mais de um vetor de co-integração a 5%. Porém, não é possível a existência de mais de um vetor de co-integração em uma regressão com apenas uma variável exógena. Portanto, os resultados da Tabela 3 e 4 permitem aplicar o método de Demetriades e Hussein (1996), em conjunto com o critério de seleção de Hsiao (1981) para testar a existência de Causalidade de Granger.

**Tabela 4 Teste de Johansen para Vetor de Cointegração  
(Séries sem Projeções)**

Variáveis		Número de Vetores de Cointegração	Traço Calculado	Traço Tabelado (5%)	Traço Tabelado (1%)	Máximo Valor Característico Calculado	Máximo Valor Característico Tabelado (5%)	Máximo Valor Característico Tabelado (1%)
PIB	ASB	Nenhum*	1086,011	25,32	30,45	1028,630	18,96	23,65
		Um*	57,38085	12,25	16,26	57,38085	12,25	16,26
PIB	ESB	Nenhum*	88,79437	25,32	30,45	61,70059	18,96	23,65
		Um*	27,09378	12,25	16,26	27,09378	12,25	16,26
PIB	ABOV	Nenhum*	1124,561	25,32	30,45	1095,866	18,96	23,65
		Um*	28,69520	12,25	16,26	28,69520	12,25	16,26
PIB	EBOV	Nenhum*	648,8664	25,32	30,45	612,7421	18,96	23,65
		Um*	36,12433	12,25	16,26	36,12433	12,25	16,26
PIB	TBOV	Nenhum*	1102,569	25,32	30,45	1095,866	18,96	23,65
		Um	6,703345	12,25	16,26	6,703345	12,25	16,26

Fonte: elaboração do autor.

Nota: para o teste do traço a hipótese nula é de que existem pelo menos “X” vetores de cointegração; para o teste do máximo valor a hipótese nula é de que existem exatamente “X” vetores característicos. “X” descrito na segunda coluna da tabela.

\* significa rejeição da hipótese nula a 5%, \*\* significa rejeição da hipótese nula a 1%.

O teste de Causalidade de Granger clássico [equação (3)] foi empregado para as variáveis completas estacionárias (ASB e ESB). A Tabela 5 demonstra o teste clássico de Causalidade de Granger, e a Tabela 6 o teste de causalidade utilizando o modelo VEC, ambos para as variáveis completas. A tabela 7 refere-se ao teste, com modelo VEC, para as variáveis sem projeção.

**Tabela 5 Teste de Causalidade de Granger**

Sentido da Causalidade		F Calculado	Breuch-Godfrey (Teste F)
ASB <sup>a</sup> (2) <sup>b</sup>	PIBB (12)	2,720522 (2,25) <sup>c</sup>	1,131029
PIB (10)	ASB (2)	1,242976 (10,29)	0,637354
ESB (1)	PIB (1)	5,895636 (1,48)	0,895636
PIB (10)	ESB (1)	1,157258 (10,30)	1,997813

Fonte: elaboração do autor.

Notas: a – para evitar o problema de raiz unitária do PIB per capita, nestas regressões a variável foi utilizada na forma de diferença dos logs neperianos, ou seja crescimento do PIB per capita.

b - o número abaixo das siglas representa a defasagem da variável.

c - os números entre parênteses representam os graus de liberdade do teste F.

Os resultados dos testes de Causalidade de Granger para as relações crescimento do PIB per capita (PIB) com nível de atividade do sistema bancário (ASB) e eficiência do sistema bancário (ESB) revelam que ASB causa PIB a 10% de significância. Porém, PIB não causa ASB. Assim como ESB causa PIB a 5% de significância e PIB não causa ESB. Esses resultados corroboram a tese de que o desenvolvimento financeiro é indutor de crescimento econômico e não dirigido pela demanda, além de confirmar as conclusões de Matos (2002), que utilizou outra série de *proxy* para o caso brasileiro, bem como períodos menores para as séries de dados.

Cabe destacar ainda que a variável que mais significância demonstrou (ESB) foi justamente aquela que melhor se adapta à teoria. Em outras palavras, a eficiência do sistema financeiro em

transformar depósitos em crédito causa o crescimento econômico. Essa eficiência pode refletir a diminuição dos custos de transação, via ação dos bancos, concomitante ao aumento dos depósitos e crescimento dos empréstimos, bem como, uma maior capacidade dos bancos de selecionar e gerenciar os riscos dos projetos que financia, permitindo, assim, aumentar sua carteira de crédito e a eficiência da economia como um todo. Todavia, não há relação de causalidade entre o tamanho do sistema bancário (TSB) e o PIB, nem direta nem indiretamente.

**Tabela 6 Causalidade para Variáveis Não Estacionárias**

Sentido da Causalidade		Causalidade Direta		Causalidade Indireta	Breuch-Godfrey
Lag de Y	Lag de X	F Calculado	EFP(X,Y)	t Calculado	Teste F
TSB (1)	PIB (2)	0,236852 (1,32) <sup>a</sup>	0,001447	0,274420	0,389930
PIB (1)	TSB (2)	0,171212 (1,32)	0,129126	1,315871	1,982215
ABOV (1)	PIB (2)	8,057515* (1,34)	0,001094	-0,904912	0,639364
PIB (1)	ABOV (1)	0,354523 (1,35)	0,040471	-0,356846	0,563867
EBOV (1)	PIB (2)	1,604496 (1,32)	0,001392	0,105029	0,478317
PIB (6)	EBOV (5)	2,13838*** (6,24)	0,181167	2,555279**	0,676813
TBOV (1)	PIB (1)	0,799521 (1,33)	0,01397	1,407871	1,290253
PIB (1)	TBOV (1)	2,803241 <sup>b</sup> (1,33)	0,033622	0,009422	0,790641

Fonte: elaboração do autor.

Nota: \* significa rejeição da hipótese nula a 1%, \*\* significa rejeição da hipótese nula a 5% e

\*\*\* significa rejeição da hipótese nula a 10%.

a - os números entre parênteses representam os graus de liberdade do teste F

b - a hipótese nula poderia ser rejeitada a 10,5%.

A relação do crescimento do PIB com os índices de desenvolvimento do mercado de capitais apresentam resultados pouco conclusivos. O tamanho do mercado (TBOV) não tem relação de causalidade, no sentido de Granger, com o PIB. O nível de atividade (ABOV) causa crescimento do PIB diretamente, não havendo relação de causalidade no sentido de PIB para ABOV. No entanto, a eficiência do mercado (EBOV) não guarda relação de causalidade com o PIB, quando esse último é variável endógena. Porém, o crescimento econômico per capita (PIB) causa desenvolvimento da eficiência do mercado de capitais (EBOV) tanto direta quanto indiretamente. É preciso observar ainda que a causalidade direta de PIB em relação a EBOV só é significativa a 10%, assim como a causalidade indireta é significativa a 5%. Essa relação pode ser vista, portanto, como tênue. Já a relação de causalidade de ABOV para PIB é significativa a 1%, indicando uma relação muito mais robusta sob o critério de poder do teste.

O estudo da tabela abaixo, para as séries não projetadas, revela que as conclusões sobre causalidade para o relacionamento entre PIB e ABOV e entre PIB e EBOV é robusto, não sofrendo mudanças devido à mudança de tamanho da série. A relação entre PIB e ESB só é robusta em relação ao fato de que o crescimento do PIB não causa ESB. Enquanto, o teste feito para a variável completa indica que ESB causa o crescimento do PIB, o mesmo não é corroborado pelo teste feito para a série sem projeção. A rejeição de causalidade indireta entre ESB e crescimento do PIB é frágil (observando o poder do teste), quando se utiliza a série sem projeção. No entanto, a aceitação da relação de causalidade é robusta pelo mesmo critério quando se utiliza a série completa. Pode concluir que essa relação de causalidade é dependente do período estudado, porém com maior probabilidade de haver causalidade.

**Tabela 7 Causalidade para Variáveis Não Estacionárias  
(Séries sem Projeções)**

Sentido da Causalidade		Causalidade Direta		Causalidade Indireta	Breuch-Godfrey
Lag de Y	Lag de X	F Calculado	EFP(X,Y)	t Calculado	Teste F
ASB (1)	PIB (1)	0,177166 (1,23) <sup>a</sup>	0,001432	-0,336217	0,430069
PIB (9)	ASB (10)	3,458237*** (9,6)	0,078895	-1,596883	0,811877
ESB	PIB	0,346965 (1,23)	0,001315	-1,532492	0,346965
PIB	ESB	0,350160 (1,22)	0,260033	-0,352859	1,192020
ABOV (10)	PIB (10)	3,101353*** (10,8)	0,001264	1,376732	1,715238
PIB (7)	ABOV (10)	1,859392 (7,11)	0,376502	2,027221***	1,316769
EBOV (3)	PIB (1)	2,102575 (3,10)	0,000800	-1,375229	0,812754
PIB (6)	EBOV (5)	5,364641** (3,10)	0,245819	-1,531184	0,000537
TBOV (3)	PIB (2)	1,807134 (3,23)	0,001486	-0,090248	0,363778
PIB (1)	TBOV (1)	14,54720* (1,26)	0,261460	1,571101	0,527128

Fonte: elaboração do autor.

Nota: \* significa rejeição da hipótese nula a 1%, \*\* significa rejeição da hipótese nula a 5% e \*\*\* significa rejeição da hipótese nula a 10%.

a - os números entre parênteses representam os graus de liberdade do teste F

Outro ponto a se destacar, é que, no período sem projeção (1963-2000), a razão crédito ao setor privado sobre depósitos a vista e a prazo é fortemente influenciado pela inflação. Tornando a *proxy* ESB uma medida ruim de eficiência. Como no período maior a influência da inflação é menor, a relação se mostrou mais robusta. Esses resultados são compatíveis com o que demonstrou Rousseau e Wachtel (2002) sobre a inflação como anulador de causalidade na relação DF e CE.

A relação entre PIB e TBOV também apresenta problemas de robustez. A conclusão de que TBOV causa o crescimento do PIB é robusta. Porém, o fato de que o crescimento do PIB não causa TBOV só é válida para a regressão com série completa. Finalmente, pode-se dizer que a relação entre crescimento do PIB e ASB não apresenta-se robusta.

#### 4 Considerações Finais

As relações de causalidade estudadas acima não permitem relações conclusivas entre mercado de capitais e crescimento do PIB, pelo menos para o caso brasileiro. O crescimento econômico levaria a maiores investimentos via bolsa de valores, uma vez que o crescimento criaria maior volume de poupança para ser investida. Esse investimento faria crescer o volume de transações em bolsa, isso é o que indica a relação PIB-EBOV<sup>12</sup>. No entanto, a relação ABOV-PIB indica haver causalidade direta do nível de atividade no mercado de capitais para o crescimento econômico.

Os resultados contraditórios de Causalidade de Granger para o mercado de capitais permitem suspeitar-se de que esse mercado encontra-se em transição de um sistema dirigido pela demanda para um sistema indutor de oferta. O fato de ter-se encontrado causalidade no sentido ABOV para

<sup>12</sup> Relaxando uma pouco mais o poder do teste, essa afirmação também seria verdade para a relação PIB-TBOV.



PIB e não no sentido contrário é contraditório com o fato de haver causalidade no sentido de PIB para EBOV e não haver no sentido EBOV para PIB. No entanto, essa última relação de causalidade é pouco robusta e a primeira é bastante robusta, indicando uma maior probabilidade da atividade no mercado de capitais causar crescimento econômico. A suspeita de que o mercado de capitais encontrar-se em fase de transição é corroborada pela contradição nos resultados de causalidade e pela maior robustez de resultado da relação ABOV causa PIB.

No caso do sistema bancário, as medidas de desenvolvimento do sistema corroboram a tese de que ele é indutor de oferta no caso brasileiro. Nos poucos casos em que os testes não corroboram essa tese, eles se mostram pouco robustos estatisticamente, bem como os índices sofrem influência distorcida do processo inflacionário das décadas de 60, 70, 80 e parte da década de 90. Em outras palavras o desenvolvimento do sistema bancário causou crescimento econômico no Brasil, na segunda metade do século XX. No entanto o crescimento econômico não levou ao desenvolvimento do sistema bancário. A relação de causalidade é unívoca.

Há uma aparente contradição entre os resultados de causalidade quando se relaciona o crescimento econômico com o desenvolvimento do sistema bancário e do mercado de capitais. No entanto, essa aparente contradição reforça a tese de que a contribuição do sistema financeiro para o crescimento depende da escala operacional desse sistema, uma vez que a escala é determinante para diminuir custos de transação. Menores custos de transação significam menor custo de entrada para os agentes não financeiros, distribuição e crescimento de renda [ver Greenwood e Jovanovic (1990)] e diminuição do custo de discriminação [ver Bose e Cothren (1996), Ma e Smith (1996)].

Assim, até uma determinada escala o sistema seria dirigido pela demanda, após seria indutor de oferta. O argumento da necessidade de escala também é reforçado por Deidda (2001), que advoga a tese de que a concorrência no sistema financeiro aumenta com o crescimento econômico, fazendo crescer a necessidade de diminuir custos. No Brasil, o sistema bancário vem crescendo e se diversificando ao longo da última metade do século XX, propiciando maiores benefícios ao crescimento econômico como prevê a teoria.

O mesmo não se pode dizer do mercado de capitais. Apesar da versatilidade de seus instrumentos de captação, ele carece de um mercado secundário líquido e diversificado<sup>13</sup>. Esse mercado é, ainda, pouco explorado como forma de captação de recursos no País. Dessa forma, ele necessitaria de escala para passar a produzir efeitos positivos inequívocos para o crescimento, embora o nível de significância dos testes de causalidade indique propensão de o mercado de capitais também contribuir para o crescimento econômico no Brasil. Os resultados dos índices brasileiros contradizem, em parte, os encontrados por Levine e Zervos (1998) e Beck e Levine (2002) para o mercado de capitais de 47 e 40 países, respectivamente.

## **Bibliografia**

BECK, Thorsten e LEVINE, Ross. *Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence*. 2002, (NBER Working Paper Series n° 9082).

BENCIVENGA, Valerie R. e SMITH, Bruce D. *Financial Intermediation and Endogenous Growth*. Review of Economic Studies, v.58, 1991.

BOSE, Niloy e COTHREN, Richard. *Equilibrium loan Contracts and Endogenous Growth in the Presence of Asymmetric Information*. Journal of Monetary Economics, v.38, 1996.

CONJUNTURA ECONÔMICA, ano 19, n.7, julho 1965; n.26, janeiro 1972; n.29 v.1, janeiro 1975.

---

<sup>13</sup> O que favoreceria a precificação de ativos e administração de risco por parte dos emprestadores. Portanto, favoreceria a captação de recursos.

- DANIEL, Kent e TITIMAN, Sheridan. *Financing Investment under Asymmetric Information*. Elsevier Science, 1995.
- DEIDDA, Luca G. *Economic Growth and Evolution of Credit Market's Structure*. In: BALDASSARRI, Mario; BAGELLA, Michele e PAGANETTO, Luigi (eds). *Financial Market's – Imperfect Information and Risk Management*. Nova Iorque: Palgrave, 2001.
- DEMETRIADES, Panicos O. e HUSSEIN, Khaled A. *Does Financial Development Cause Economic Growth? Time-Series Evidence From 16 Countries*. *Journal of Development Economics*, v.51, 1996.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, Asli e LEVINE, Ross. *Financial Structure and Economic Growth*. London: MIT Press, 2001.
- ENDERS, Walter. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc. 1995.
- EDISON, Hali J.; LEVINE, Ross; RICCI, Luca e SLOK, Torsten. *International Financial Integration and Economic Growth*. 2002, (NBER Working Paper n° 9164).
- ENGLE, Robert F. e GRANGER, C.W.J. *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. *Econometrica*; v.55, n.2, 1987.
- FREIXAS, Xavier e ROCHET, Jean-Charles. *Microeconomics of Banking*. Londres: MIT Press, 1999.
- GOLDSMITH, Raymond W. *Financial Structure and Development*. New Haven: Yale University Press, 1969.
- GRAFF, Michael. *Casual Links Between Financial Activity and Economic Growth: Empirical Evidence from a Cross-Country Analysis, 1970-1990*. *Bulletin of Economic Research*, v.54, n.2, 2002.
- GRANGER, C.W.J. *Some Recent Development in a Concept of Causality*. *Journal of Economic*; v.39; 1988.
- GREENWOOD, Jeremy e JOVANOVIC, Boyan. *Financial Development, Growth, and the Distribution of Income*. *Journal of Political Economy*, v.98, n.5, 1990.
- GREGORIO, Jose de and GUIDOTTI, Pablo E. *Financial Development and Economic Growth*. *World Development*; v.23, n.3, 1995.
- GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- HARRIS, Milton e RAVIV, Artur. *The Theory of Capital Structure*. *The Journal of Finance*, v.46, n.1, mar., 1991.
- HSIAO, Cheng. *Autoregressive Modelling and Money-Income Causality /detection*. *Journal of Monetary Economics*, v.7, 1981.
- JOHANSEN, Soren. *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. *Journal of Dynamics and Control*, v.12, 1988.
- JUNG, Woo S. *Financial Development and Economic Growth: Internatiuonal Evidence*. *Economic Development and Cultural Change*, v.34, n.2, 1986.
- KAR, Muhsir e PENTECOST, Eric J. *Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence on the Causality Issue*. Department of Economics Loughborough University; 2000, (Economics Research Paper n° 00/27).
- KEYNES, John M. *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda*. São Paulo: Nova Cultural, 1988.
- KRUGMAN, Paul. *Cycles of Conventional Wisdom on Economic Development*. *International Affairs*; v.72, 1996.

LEVINE, Ross and ZERVOS, Sara. *Stock Markets, Banks and Economic Growth*. The American Economic Review, v.88, n.3, June, 1998.

MA, Chien-Hui e SMITH, Bruce D. *Credit Market Imperfections and Economic Development: Theory and Evidence*. Journal of Development Economics, v.48, 1996.

MATOS, Orlando C. de. *Desenvolvimento do Sistema Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil: Evidências de Causalidade*. Brasília, Banco Central do Brasil, 2002, (Texto para Discussão nº 49).

MCKINNON, Ronald I. *A Moeda e o Capital no Desenvolvimento Econômico*. Rio de Janeiro: Interciência, 1978.

MYERS, Stewart C. e MAJLUF, Nicolas S. *Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors Do Not Have*. Journal of Financial Economics, v.13, 1984.

ROUSSEAU, Peter L. e WACHTEL, Paul. *Inflation Thresholds and The Finance-Growth Nexus*. Journal of International Money and Finance, v.21; 2002.

STIGLITZ, Joseph e WEISS, Andrew. *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*. American Economic Review, June, 1981.

\_\_\_\_\_. *Credit Rationing: Reply*. American Economic Review, v.77, n.1, 1981.

TODA Hiro Y. e PHILLIPS Peter C. B. *Vector Autoregressions and Causality*. Econometrica, v.61, n.6, 1993.

## **Anexo A**

### **Fontes e Metodologia de Complementação dos Dados Macroeconômicos Utilizados**

As séries utilizadas nas regressões foram trazidas a preços de 2001, corrigidos pelo IGP-DI, quando os dados originais não estavam disponibilizados a preços de 2001.

#### **A.1 – Série de Dados com Ausência de Projeções**

**Depósitos a vista** – refere-se ao saldo anual em final de período de 1951 a 2001, em R\$ milhões, corrigidos pelo IGP-DI para R\$ mil de 2001. Utilizado no cálculo dos índices ESB e TSB.

**Depósitos a prazo** – refere-se ao saldo anual em final de período de 1951 a 2001, em R\$ milhões, corrigidos pelo IGP-DI para R\$ mil de 2001. Utilizado no cálculo dos índices ESB e TSB.

**Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI)** – série de inflação mensal ou anual fornecida e calculada pela Fundação Getúlio Vargas (FGV).

**Produto Interno Bruto** - expresso em R\$ mil, refere-se ao Produto Interno Bruto anual no período de 1951 a 2001, a preços de 2001. Utilizado como denominador dos índices ASB, ASF, ESB TBOV, TSB e TSF.

**Produto Interno Bruto per Capita (PIB )** – expresso em R\$ mil, refere-se ao Produto Interno Bruto anual por habitante no período de 1951 a 2001, a preços de 2001.

#### **A.2 – Série de Dados com Complementação por Meio de Correção de Índices**

**Capitalização das Ações Negociadas em Bolsa** – refere-se ao valor das empresas negociadas na bolsa de valores, produto do valor bolsátil da ação pela quantidade de ações. Fornecida pela Bovespa em milhões da moeda do ano de referência. Transformado em R\$ mil e indexados para preços de 2001. Os dados fornecidos pela Bovespa referem-se ao período 1981 a 2001, para o período 1954 a 1980 os dados são projetados. A série é usada no cálculo do índice ABOV.

A projeção foi baseada na variação do índice de títulos particulares fornecida pela Conjuntura Econômica (julho 1965 e janeiro de 1972). Índice composto dos 22 principais títulos negociados na Bolsa de Valores do Rio de Janeiro (BVRJ) e pelo IBovespa. Sob os pressupostos abaixo pode-se deflacionar a capitalização das empresas negociadas na Bovespa, com base no valor de 1981: a) a variação do valor das empresas é espelho da variação do índice de mercado; b) os mercados da bolsa do Rio e de São Paulo são perfeitos, não há oportunidade de arbitragem para um ativo negociado em ambas as Bolsas e c) para o período, as empresas negociadas em uma bolsa também são negociadas na outra. Como o índice fornecido pela Conjuntura só está disponível a partir de 1954, a projeção retroagiu até aquele ano.

**Crédito do Sistema Financeiro ao Setor Privado** – refere-se ao saldo em final de período dos empréstimos e financiamentos do setor financeiro ao setor privado, em R\$ milhões (expressos em R\$ mil nas regressões), a preços de 2001 corrigidos pelo IGP-DI. Os dados disponibilizados são mensais para o período 1970 a 2001. O saldo de dezembro do ano de referência representou o valor anual para o cálculo dos índices ASF e ESB.

Para o período 1963 a 1969, utilizou-se a soma dos empréstimos do Banco do Brasil e bancos comerciais como representativos dos empréstimos do Sistema Financeiro. Justificando o procedimento, supôs-se que era pequeno o desenvolvimento dos agentes financeiros, que não bancos comerciais no período. Portanto a soma daqueles empréstimos como a totalidade do Sistema não estaria longe da realidade. Os dados para 1951 a 1962 são fruto de projeções com base nos valores de 1963, utilizando-se a variação do índice de empréstimos ao setor privado fornecido pela FGV na Conjuntura Econômica (julho 1965 e janeiro de 1972).

**Valor das Transações em Bolsa** – refere-se ao valor das transações anuais em bolsa de valor, fornecidas pela Bovespa e pela BVRJ em milhões da moeda do ano de referência. Transformado em R\$ mil e indexados para preços de 2001. Os dados da Bovespa referem-se ao período 1968 a 2001, para o ano de 1960 e para o período 1965 a 1967, os dados são da BVRJ, constantes da Conjuntura Econômica (janeiro de 1975). Série usada no cálculo dos índices ABOV e TBOV.

A projeção para os anos dos períodos de 1954 a 1959 e 1961 a 1964 é produto da média de dois tipos de ponderação: a) sob o pressuposto de que o crescimento do volume de transações em bolsa aumenta a valorização das ações, utilizou-se a variação dos títulos descritos acima como *proxy* da variação do volume negociado; b) a outra projeção baseou-se na distribuição geométrica da variação do volume transacionado para o período 1950 a 1960 (aplicado ao período 1954 a 1959) e 1960 a 1965 (aplicado ao período 1961 a 1964).

O motivo pelo qual não se utilizou apenas um tipo de projeção e, sim a média das duas descritas, é que o pressuposto aqui mencionado não se aplica corretamente para o período 1950 a 1960. O valor das transações de 1950 é superior ao valor de 1960, porém os dados disponíveis indicam uma valorização constante nos títulos durante essa década. Portanto em algum momento da década de 50, a valorização dos títulos e o volume negociado apresentaram correlação positiva. O uso da média permite projetar um fluxo temporal influenciado pelas duas tendências.