

Sistema Financeiro e Desenvolvimento Econômico: Uma análise de Granger causalidade de 1850-1947

Ian Coelho de Souza Almeida
PPGDE/UFPR

Flavio de Oliveira Gonçalves
PPGDE/UFPR

Resumo

Esse estudo cliométrico se propõe a analisar a relação de Granger causalidade entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento econômico no Brasil durante período pós-criação do Código Comercial de 1850, até o ano de 1947. Para isso, construímos dois modelos VAR, o primeiro abrangendo todo o período estudado e utilizando apenas duas variáveis (PIB per capita e M2), e o segundo partindo do ano 1916, onde é adicionada uma série que contabiliza o volume de capital bancário do país. Os resultados apontam, majoritariamente, para uma causalidade no sentido “desenvolvimento financeiro” para “crescimento econômico”.

Palavras-chave: Granger causalidade; crescimento econômico; desenvolvimento financeiro; séries temporais.

Abstract

This cliometric study proposes to study the Granger causality between financial development and economic growth in Brazil after the creation of the 1850's Commercial Code until 1947. In order to achieve that goal we built two VAR models, the first one accounting for whole period and using only two variables (related to the GDP per capita and monetary aggregate), the other one starts on 1916 and use an extra time series measuring the bank capital present in the country. The results indicate, mostly, a causality from “financial development” to “economic growth”.

Keywords: Grange causality; economic growth; financial development; time series

Área: Historia Econômica e Demografia

1. Introdução

O estudo do período pós-independência, 1822, no Brasil, é marcado por diversidade de interpretações sobre o comportamento de seu produto, levando a uma série de estimativas para o PIB, como as de Goldsmith (1986)¹, Contador e Haddad (1975) e Tombolo (2013). Concomitantemente, uma série de mudanças legislativas foi responsável por moldar um sistema financeiro, inexpressivo anteriormente. Levy (1994) atribui ao código comercial de 1850 o marco histórico de início desse processo, e por esse motivo temos o interesse de, a partir dessa data, estudar a relação entre o desenvolvimento do sistema financeiro e o crescimento.

Ao analisar o desenvolvimento financeiro desde seus primórdios, acreditamos poder tornar mais clara essa questão, entendendo como sua relação com o crescimento se comporta ao longo de seu período inicial e tentando identificar a existência de rupturas na mesma, além das causas dessas possíveis mudanças.

A supracitada relação é alvo de um extenso debate entre economistas, principalmente no que diz respeito à possível verificação de direção causal entre desenvolvimento do sistema financeiro (doravante DF) de um país e seu crescimento econômico (doravante CE). De um lado estão, por exemplo, Lucas (1988) e Robinson (1952) que discordam da possibilidade de o DF causar CE. Krugman (1995) segue a mesma linha, e ainda propõe que a causalidade no sentido DF para CE só seria possível de forma negativa, nas crises criadas pelo sistema financeiro. Apesar disso nosso trabalho seguirá a vertente que defende, e desenvolve empiricamente, a existência desse sentido de causalidade, como Goldsmith (1969) e McKinnon (1973).

Levine (2005) traz um longo estudo bibliográfico sobre o debate com respeito aos conceitos teóricos que dão margem para a interpretação (ou não) de que um sistema financeiro maior e mais eficiente causaria efeitos impulsionadores do crescimento do produto, além da sumarização de diferentes métodos de abordagens empíricas e seus resultados. O autor enumera quais são os impactos positivos causados pelo sistema financeiro:

- a) produção de informação prévia sobre possíveis investimentos e alocação de capital;
- b) Monitoramento de investimento e exercício de governança corporativa após prover financiamento;
- c) facilitação do comércio, diversificação e gestão do risco;
- d) Mobilização e incentivo de poupança;
- e) facilitação do comércio de bens e serviços.

Mas, “While all financial systems provide this financial functions, there are large differences in how well financial systems provide these functions”. [Levine (2005) p. 5]

¹ Castro e Gonçalves (2003) estimam o PIB para o período de 1822 a 1850, partindo da estimação de Goldsmith.

A questão geral apontada pela literatura é a importância do desenvolvimento do mercado financeiro para que haja uma diminuição de falhas de mercado. Essas falhas podem, por exemplo, aumentar o risco de investimentos, induzindo os investidores a aplicarem seu capital em oportunidades que possuam menores retornos, diminuindo assim o potencial de crescimento da economia. Outra maneira de interpretar a questão é a maneira que essas falhas de mercado poderiam prejudicar a alocação de capitais, e por isso sua correção poderia acelerar o CE.

Dentro dessa visão é importante apontar a existência dos intermediários financeiros, que seriam os responsáveis pela diminuição de fricções no mercado, e impactariam o CE. Costuma-se dividir esses intermediários em duas categorias, que ao se sobressaírem um em relação ao outro formariam os diferentes sistemas financeiros: *Market based* ou *Bank based*. O último caracteriza-se pela preponderância de bancos como financiadores principais dos agentes, ou seja, têm-se concentração de poder em poucas instituições do sistema financeiro. Quando instituições formalizadas não conseguem exercer tamanho controle sobre o sistema financeiro, pode-se dizer que este é *Market-based*, e têm no mercado de capitais sua principal fonte de financiamento. Existem várias razões para se preferir adotar um ou outro sistema [assunto amplamente discutido por Demirgüç-Kunt e Levine (2001)], mas não entraremos em detalhes, por não ser o intuito de estudo desse trabalho².

Existem alguns estudos realizados focando essa causalidade para o Brasil. Rocha e Nakane (2007) utilizam uma análise de painel para encontrar uma Granger-causalidade no sentido DF, CE³, assim como Missio, Jayme Jr., e Oliveira (2011). Matos (2002) e Marques Jr. e Porto Jr. (2004) também encontram essa relação, mas utilizando a técnica de séries temporais.

Os artigos citados utilizam técnicas diversas, mas não se propõem a aprofundar o estudo sobre o sistema financeiro brasileiro desde sua formação, que consideramos ser a criação do primeiro código comercial no país, em 1850. Para tanto utilizamos a técnica de séries temporais e o teste desenvolvido por Granger (1969), que determina a precedência temporal da causalidade de uma variável sobre outra. Com isso pudemos encontrar evidências de causalidade no sentido DF para CE, além de algumas quebras estruturais.

O artigo será dividido em mais quatro sessões, na segunda introduziremos o cenário da economia brasileira no período estudado, na sessão três apresentaremos as variáveis utilizadas para a estimação, na quarta sessão apresentaremos nossos resultados e na última concluiremos, além de uma sessão apêndice contendo as tabelas enumeradas ao longo da exposição.

2. Conjuntura Macroeconômica da Transição Republicana

² Essa discussão pode ser encontrada em Levine (2005).

³ Mais especificamente, o trabalho encontra essa relação quando utilizados dados anuais, e encontra a causalidade inversa quando utilizados dados mensais. A justificativa para isso seria a relação de longo prazo existente entre DF e CE.

O nosso trabalho foca um período pós-independência do Brasil (1822), mas é útil tecer um breve comentário sobre a sociedade brasileira em um período ulterior, com respeito a suas relações econômicas, principalmente antes da chegada da corte portuguesa ao país. Levy (1994) nos mostra como até mesmo o cumprimento de contratos era algo sem a menor garantia nessa época, fazendo com que se evitasse ao máximo a efetuação de negócios a prazo, pois “não apenas o direito societário era retórico, mas o próprio direito comercial era de pouca aplicabilidade” [Levy (1994) p. 32]. Como consequência da desorganização do sistema financeiro, poucas foram as sociedades anônimas criadas antes da década de 1850 que, segundo a autora, deixaram algum rastro significativo.

Também desde um período pré-independência acontecia a disputa entre os metalistas e os papelistas, muito influenciada pelo grande debate entre a *bank* e a *currency schools*. O debate pode ser simplificado ao caracterizar os primeiros pela defesa do padrão-ouro e da conversibilidade, enquanto os segundos defendiam a moeda fiduciária. Essas escolas de pensamento se alteram no domínio das políticas governamentais: após 1829 (com a liquidação do primeiro Banco do Brasil) a emissão de moeda é feita através de bancos comerciais⁴, o que é encerrado em 1860, após o “Pânico de 1857”⁵.

A criação do segundo Banco do Brasil em 1853, segundo Peláez e Suzigan (1976), tinha o intuito real de centralizar as emissões (apesar de lograr fazê-lo apenas na década de 1860⁶), pendendo a disputa mencionada acima para o lado dos metalistas. Mas a função de eliminar a escassez de crédito é mais importante para a melhora das instituições financeiras, além da obrigação⁷ do governo em ajudar o banco nas ocasiões de falta de liquidez.

A segunda metade do século XIX pode ser apontada como o período inicial da criação de um sistema financeiro mais complexo em terras brasileiras, motivando a escolha de nosso corte temporal.

Até o início da década de 1850 (e por algum tempo após esse período) os cafeicultores fluminenses contavam com um rudimentar sistema creditício, fornecido pelas Casas Bancárias e mediado pelos comissários, o que aponta a clara necessidade de mudanças na política de crédito.

“Os custos financeiros dessas operações estavam a mercê das oscilações da taxa de desconto da taxa de juro, além do ônus regular representado pelas comissões” [Tannuri (1981) p.24].

Diante do demonstrado até aqui acreditamos que fica esclarecida a natureza das demandas pelas mudanças no sistema financeiro brasileiro ocorrido a partir da segunda metade do século XIX.

“Um feixe de medidas institucionais são tomadas em meados do século passado com um traço comum todas contribuíram para a integração do

⁴ Características notadamente papelista.

⁵ Uma discussão mais detalhada sobre o assunto pode ser encontrada em Almeida (2012).

⁶ Isso pode ser facilmente verificado ao se tomar conhecimento da criação, por Visconde de Mauá, de um banco emissor de vales, o Mauá-MacGregor, logo após a formação do segundo Banco do Brasil.

⁷ Obrigação resultante pela legislação criada a partir do projeto do Visconde de Itaboraá, em 1853.

país no processo de acumulação e para o delineamento do capitalismo interno.” [Levy (1994) p. 45].

A centralização bancária citada acima é uma das maneiras de garantir o ponto, supracitado, (a) dos benefícios de um mercado financeiro desenvolvido. Essa análise concorda com o estudo de Tadasse (2002), que aponta uma tendência de países menos desenvolvidos nas finanças se encaixarem melhor em um sistema “bank-based”. Como nosso estudo não tem a intenção de comparar os sistemas *Bank based* e *Market based*, não avançaremos sobre a questão.

O Código Comercial vêm dar respaldo legal às necessidade do desenvolvimento capitalista no país. Esse foi um grande marco para o desenvolvimento do sistema financeiro brasileiro, já que a partir da data de sua implementação havia a possibilidade da criação de sociedades anônimas. A união de capitais com a possibilidade de divisão do risco corresponde ao ponto (c) dos impactos positivos do mercado financeiro evoluído. Os resultados dessa política foram notados em médio prazo, ao verificar-se, dois anos depois, que o volume transacionado na bolsa de valores subira 460% [Levy (1994)].

As sociedades anônimas representavam um grande avanço no sistema financeiro brasileiro, mas ainda existiam sérios problemas. A falta da possibilidade de um bom monitoramento dos investimentos através de uma sólida governança corporativa foi certamente impactante para o caráter especulativo que rondou a bolsa de valores e as sociedades anônimas até o fim do século. Várias mudanças nas leis que regulamentavam essas sociedades, principalmente no modo de subscrição de capital, foram implementadas até mesmo quando já nos encontrávamos sob o regime Republicano.

Outro ponto importante para um incentivo ao sistema financeiro foi a possibilidade de emissão de debêntures por parte das empresas brasileiras, o que ocorreu apenas em 1882. Musacchio (2002) aponta que, apesar de não ter causado impacto imediato, esta foi uma das principais fontes de financiamento empresarial entre 1890 e 1945. “A emissão de debêntures foi, em resumo, um mecanismo fundamental para o financiamento das sociedades anônimas no Brasil”. [Musacchio (2002) p. 59].

O autor supracitado também apresenta a reorganização das Cortes Judiciais como ponto fundamental para garantir o funcionamento, tanto das sociedades anônimas como do financiamento através de debêntures. Os direitos dos credores assegurados por uma lei eficaz diminui a sensação de risco dos negócios, e essa melhora do Sistema Judiciário ainda impacta em (b), ao garantir uma mais eficaz governança corporativa. Essa evolução poder-se-á ser estudada mais aprofundadamente a partir da criação do Tribunal do Comércio em 1855 até a instituição da Justiça do Distrito Federal.

As grandes oscilações nas políticas monetária e financeira do país, e os sérios desequilíbrios externos, além da questão da abolição, deram origem a diversas crises ao longo da segunda metade do século XIX, inclusive a grande crise do Encilhamento. Esses motivos foram responsáveis pelo impacto menos relevante no crescimento econômico contemporaneamente à adoção dessas mudanças, os benefícios causados pelas mesmas puderam então ser sentidos apenas após uma certa estabilização do cenário econômico, que pôde ser observado no início do século XX com mais frequência que no quinquênio anterior.

Diante do exposto esperamos esclarecer a importância do estudo do desenvolvimento financeiro no Brasil a partir do corte temporal escolhido. As grandes mudanças legislativas ocorridas de certo foram cruciais para sua evolução, e a partir disso podemos aprofundar o estudo de causalidade em relação ao crescimento econômico analisando sua ocorrência desde sua criação.

3. Apresentação de Dados e Métodos Estatísticos

O objetivo do trabalho é verificar a existência de causalidade entre as séries estimadas para o PIB, a ser considerado de maneira per capita e identificada como PIBpc, e uma *proxy* responsável por indicar o nível de desenvolvimento do sistema financeiro. Apesar de existirem vários trabalhos que estimam o PIB brasileiro para a época estudada, escolhemos o estudo de Goldsmith (1986), seguindo a análise de Gonçalves e Castro (2003). Nossa série é iniciada em 1850 e encerrada em 1947, podendo ser verificados na tabela 1⁸.

3.1 Metodologia⁹

Para captar a causalidade normalmente é utilizado o teste de Granger, que requer que as variáveis sejam estacionárias, ou seja, a esperança e a auto-covariância independem do tempo. Nenhum de nossos modelos respeita esses pressupostos em todas as variáveis, portanto iremos utilizar um método diferente para tentar captar a direção de nossa causalidade, baseado em um método VAR que utilize as variáveis não estacionárias em diferença, até o ponto necessário para se tornarem estacionárias.

3.1.1 Teste de raiz unitária

O teste normalmente utilizado para determinar se variáveis são estacionárias ou não, é o chamado Dickey-Fuller aumentado (ADF, em inglês). No entanto, vêm-se tornando cada vez comum a utilização de testes de raiz unitária que incluam a possibilidade de quebra estrutural, o que é muito comum em variáveis econômicas, e é o caso de nossas séries. O problema do ADF é o viés no sentido de encontrar não estacionariedade na presença dessas quebras.

O teste que utilizamos neste trabalho é o formulado por Clemente, Montanes e Reyes (1998), um teste de raiz unitária que permite até duas quebras estruturais.

3.1.2 Causalidade de Granger

⁸ Os dados foram transformados para valores de Reais de 2012.

⁹ Para apresentar os testes e modelos nos basearemos em Bueno (2008) e McCrocie e Chambers (2006), e utilizaremos suas notações.

Variadas são as definições de causalidades, mas a de nosso interesse foi formulada por Granger (1969). O conceito de causalidade de Granger “*is designed as an operational definition such that real statements can be made about causality on the basis of statistical data*” (McCrorie e Chambers, 2006, p.318).

A definição mais geral para causalidade é apresentada por Mccrorie e Chambers (2006) como se segue: Assumindo que Ω_T representa toda a informação existente no período T , que $F(A|B)$ é a distribuição condicional de A dado B e que Y_t e X_t são nossas séries de tempo, temos que, se

$$F(X_{t+k}|\Omega_t) = F(X_{t+k}|\Omega_t - Y_t); (\forall k > 0),$$

dado que $\Omega_t - Y_t$ representa a informação existente fora a contida em Y_t , podemos dizer que Y_t não causa X_t . No entanto essa formulação não é passível de ser testada.

O teste desenvolvido por Granger substitui Ω_t por um conjunto de informação mais restrito, contendo informações presentes e passadas de séries de tempo que possuímos. Seja J_t esse conjunto, que é formado pelos vetores X_{t-j} e Z_{t-j} ¹⁰, enquanto J'_t é o conjunto J_t adicionado das informações contidas em Y_{t-j} , e seja $k > 0$. Se

$$E(X_{t+k}|J'_t) \neq E(X_{t+k}|J_t)$$

podemos concluir que Y_t causa, em média, X_t com respeito ao conjunto de informação J'_t , ou seja, Y_t Granger causa X_t . Utiliza-se, normalmente (como nos pacotes estatísticos), apenas uma defasagem é utilizada, ou seja, $K = 1$, o que limita nossa interpretação apenas à causalidade de curto prazo, segundo Dufour e Taamouti (2010).

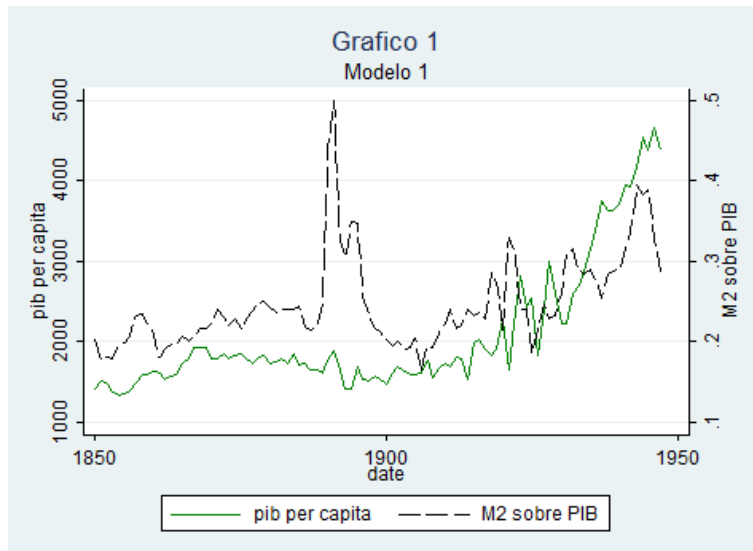
O teste de Granger inicialmente apresentado foi formulado para variáveis estacionárias e em nível, e não aplicáveis a modelos auto-regressivos, ou seja, não valem para VAR's. No intuito de sanar essa deficiência Sims (1980) desenvolve o chamado *block exogeneity test*, um teste wald aplicável a modelos VAR multivariados, que utilizaremos nesse trabalho para todos nossos modelos.

3.2 Apresentação dos dados

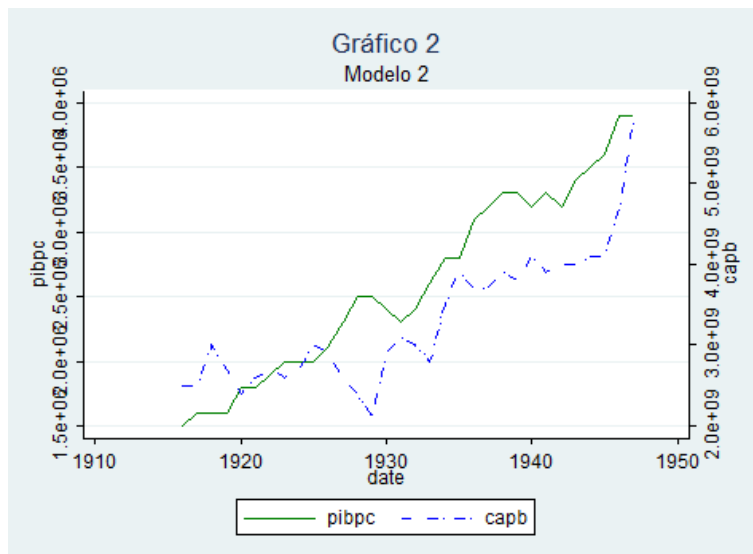
A variável dependente de todos os modelos testados neste trabalho é o *PIBpc*, que representa uma série de tempo do PIB *per capita* do Brasil para o período estudado. As estimativas do PIB para o século XIX e começo do século XX são variadas, mas escolhemos a construída por Goldsmith (1986), assim como Castro e Gonçalves (2003), que apresentam algumas razões para acreditar que essa é ainda a mais precisa.

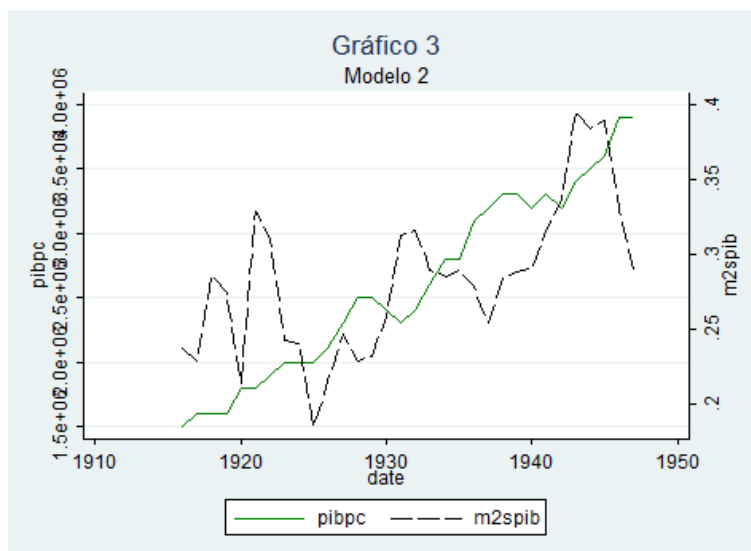
O primeiro modelo, que tem o corte temporal de 1850 até 1947, utiliza o agregado monetário M2 dividido pelo PIB, *M2spib*, como uma proxy desenvolvimento financeiro. Esses dados foram retirados de Peláez e Suzigan (1981). O Modelo 1, então, testa a causalidade entre crescimento econômico e desenvolvimento financeiro com as duas variáveis apresentadas acima. O gráfico contendo o comportamento das séries ao longo do tempo é exposto no Gráfico 1.

¹⁰ Z_{t-j} é uma outra série qualquer.



Para conseguir uma maior precisão para nossa estimação de Granger causalidade, adicionamos uma terceira variável, *capb*. Essa série contabiliza todo o capital bancário do país, entre 1916 e 1947, sendo então utilizada como uma segunda *proxy* para desenvolvimento financeiro. Esses dados foram retirados das séries históricas dos anuários estatísticos do IBGE dos anos 1939 e 1957. O comportamento das séries utilizadas no segundo modelo podem ser vistas nos Gráficos 2 e 3.





Todas as séries que utilizamos têm a possibilidade de quebra estrutural, por esse motivo utilizamos testes de raiz unitária que englobam essa questão, e na seção que discute os resultados apresentaremos as que achamos ser significativas.

3.3 Modelos VAR

Como explicitado anteriormente dividiremos nosso estudo em dois modelos, dada a disponibilidade de dados e a qualidade dos mesmos. O Modelo 1 utiliza um corte temporal de 1850 a 1947, dispo de das estimações do PIB feitas por Goldsmith (1986) transformadas em PIB per capita (que será nossa proxy para crescimento econômico) além de dados de base monetária ampliada M2 encontradas em Peláez e Suzigan (1976) e dividida pelo valor do PIB (utilizada como proxy para o desenvolvimento financeiro).

A partir de partir de 1916 pudemos contar também com outro dado utilizado comumente na literatura como proxy para o desenvolvimento financeiro: o capital bancário (capb). Usualmente essa está acompanhada de outra, que meça a influencia do mercado de capitais sobre o crescimento, porém os dados para tal mensuração são extremamente escassos para o período. Nos baseamos em Tadesse (2002), o qual afirma que o início do desenvolvimento financeiro de países atrasados se dá, comumente, pelo setor bancário, para utilizar apenas essa variável.

Para a construção do Modelo 1, primeiro testamos a existência de raiz unitária¹¹, que nos dirá se as séries são estacionárias. Com isso verificamos que o PIB per capita (PIBpc) é não estacionário e integrada de ordem 1 [I(1)], porém a série do agregado monetário (M2spib) não estacionária I(3). Por conta disso não podemos realizar os teste de Johansen, e as séries não cointegram. Então utilizaremos o modelo VAR, com as variáveis defasadas:

¹¹ As saídas do software estatístico contendo os testes de raiz unitária serão apresentadas no Apêndice.

$$(1) \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_t \\ \Delta d3M2spib_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-1} \\ \Delta d3M2spib_{t-1} \end{bmatrix} + \Phi_2 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-2} \\ \Delta d3M2spib_{t-2} \end{bmatrix} + \Phi_3 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-3} \\ \Delta d3M2spib_{t-3} \end{bmatrix} + \Phi_4 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-4} \\ \Delta d3M2spib_{t-4} \end{bmatrix} + e_t$$

O Modelo 2, assim como descrito anteriormente, adiciona uma nova variável ao VAR, e cobre o período que vai de 1916 a 1947. O teste de raiz¹² unitária resultou em I(1) para PIBpc, M2spib e capb, no entanto não houve cointegração:

$$(2) \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_t \\ \Delta dM2spib_t \\ \Delta d3capb_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-1} \\ \Delta dM2spib_{t-1} \\ \Delta d3capb_{t-1} \end{bmatrix} + \Phi_2 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-2} \\ \Delta dM2spib_{t-2} \\ \Delta d3capb_{t-2} \end{bmatrix} + \Phi_3 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-3} \\ \Delta dM2spib_{t-3} \\ \Delta d3capb_{t-3} \end{bmatrix} + \Phi_4 \begin{bmatrix} \Delta dPIBpc_{t-4} \\ \Delta dM2spib_{t-4} \\ \Delta d3capb_{t-4} \end{bmatrix} + e_t$$

Os resultados desses modelos serão apresentados na seção 4, juntamente com os resultados principais, os testes de causalidade.

3.3 Variáveis Proxy

No que tange a escolha da variável *proxy*, diversas possibilidades podem ser encontradas ao se analisar a literatura sobre o tema. Uma combinação entre fluxos de capitais e investimento estrangeiro direto é utilizada por Edison et al (2002), que também utiliza crédito ao setor privado dividido pela razão entre depósitos e PIB, além de transações na bolsa de valores sobre PIB. Graff (2002) segue outro caminho e utiliza o número de bancos e agências per capita, mão-de-obra empregada no sistema e participação do sistema financeiro no PIB.

Marques Jr. e Porto Jr. (2004) também se propõem a verificar a causalidade aqui estudada, para isso utilizam as *proxys*: passivo exigível sobre PIB e valor das transações em bolsa sobre PIB, para medir o tamanho do mercado; crédito ao setor privado sobre PIB e valor anual das transações em bolsa sobre PIB, para medir o nível de atividade; razão entre crédito ao setor privado e depósito à vista mais a prazo, sobre PIB e valor anual das transações em bolsa sobre o valor da capitalização das ações negociadas, para captar a eficiência do mercado. Esse trabalho traz também apresenta uma série de *proxys* encontradas na literatura, assim como as limitações decorrentes de suas escolhas.

Para nosso estudo escolhemos seguir Goldsmith (1969) e utilizar o agregado monetário M2 dividido pelo PIB, identificado como M2sPIB. Os críticos da escolha dessa variável apontam que ela não consegue mensurar o DF de maneira eficiente, pendendo mais para uma mensuração da liquidez da economia. Justificamos a escolha em dois pontos. O primeiro é a inexistência de uma diversidade de dados para o período estudado (vide que o PIB é apenas uma estimação). O segundo é a constatação de que uma série de entraves ao crescimento do país eram imposta por problemas de liquidez,

¹² Testes podem ser conferidos no Anexo.

tornando essa a questão mais abordada na discussão de DF durante o período estudado. As duas variáveis que irão compor esse modelo podem ser verificadas no Gráfico 1.

A partir dos anos 1916, podemos encontrar nos Anuários estatísticos do IBGE dados em relação ao capital bancário no Brasil. Com isso construímos duas variáveis *proxys* para o desenvolvimento financeiro, *capb*.

4. Resultados

No primeiro modelo temos que a variável *PIBpc* é integrada de ordem 1 [I(1)], enquanto *M2spib* é I(3), sendo esses resultados apresentados no apêndice, nas Tabelas C-1 e C-2. Os resultados para o segundo modelo podem ser encontrados nas tabelas C-3, C-4 e C-5, indicando *capb*, *PIBpc* e *M2spib* como séries [I(1)].

No primeiro modelo, como as variáveis são integradas de ordens diferentes, não podemos utilizar um vetor de correção de erros, restando a possibilidade de diferenciar as séries até que se tornem estacionárias e possamos rodar o VAR. por esse motivo as variáveis estão especificadas como *D_PIBpc* e *D3_M2spib*. A partir disso podemos verificar a existência de algumas relações de curto prazo, no entanto somente o teste de Granger causalidade poderá nos informar se a relação de uma variável com as defasagens da outra são suficientes para caracterizar uma causalidade. Os resultados do VAR podem ser encontrados na Tabela 1, em anexo.

A Tabela 2 apresenta o teste de Granger, obtido a partir do modelo citado acima, e conclui que a causalidade ocorre apenas no sentido Desenvolvimento financeiro (*M2spib*) para Crescimento Econômico (*PIBpc*).

Outro fator importante a se analisar são as quebras estruturais encontradas a partir do teste de raiz unitária, formalizado por Clemente, Montanhês e Reyes (1998). A variável *M2spib* apresenta duas quebras, 1887 e 1893. Essas datas têm ligação direta com a Abolição da Escravatura e a Proclamação da República, no entanto a política monetária pode ser a maior razão das referidas quebras. Em 1888 o Partido Liberal assume o poder, e com isso é homologada uma radical reforma na política monetária do país, que já vinha em curso, deixando um longo período austeridade e escassez monetária para trás (Peláez e Suzigan, 1981).

Já a série *PIBpc* também apresenta duas quebras, mas nos anos de 1921 e 1933. Essas devem estar diretamente ligadas aos reflexos do pós-guerra no Brasil e da Grande Depressão de 1929, respectivamente.

Dado que não existe um consenso em relação a qual variável *proxy* utilizar para Desenvolvimento Financeiro, e também a série de restrições envolvendo a escolhida para o Modelo 1, decidimos criar um segundo modelo, ao qual adicionaríamos uma segunda *proxy* para DF. A série escolhida foi a do capital bancário presente no Brasil a partir de 1916.

Os testes de raiz unitária apontam que todas as variáveis são integradas de ordem um [I(1)], no entanto não foi possível encontrar um vetor de cointegração,

impossibilitando a construção de um VAR irrestrito, ou VECM. Novamente diferenciamos nossas séries para que se tornassem estacionárias, e a partir disso construímos o modelo VAR.

O Modelo 2 se encontra na Tabela 3, onde podem ser visualizadas as relações de curto prazo. A Tabela 4 traz o teste de Granger, nela se verifica que ambas as *proxys* para Desenvolvimento Financeiro Granger causam o a de Crescimento Econômico, no entanto PIBpc apenas causa M2spib.

Ao analisar as quebras estruturais, presentes nas tabelas C-3, C-4 e C-5, percebemos que as quebras em relação ao PIB per capita estão muito próximas às do primeiro modelo. A variável M2spib, no entanto, apresenta quebra apenas para o ano de 1940, que pode estar relacionada às movimentações do Governo brasileiro na compra de câmbio, impulsionadas pelos seguidos *superávits* da balança comercial apresentados no período. Já a nova variável, o capital bancário, apresenta quebras nos anos de 1931 e 1935, prováveis reflexos da Grande Depressão.

Com os modelos construídos nesse trabalho buscamos contribuir para o esclarecimento da questão da causalidade entre o Desenvolvimento Financeiro e o Crescimento Econômico no Brasil. Nossos resultados apontam majoritariamente para o sentido de DF para CE, apesar das sabidas dificuldades com relação aos dados disponíveis para o período estudado.

5. Conclusões

Nosso estudo buscou analisar períodos da história do país não contemplados anteriormente, no intuito de dar robustez à literatura empírica que vê a existência de Granger causalidade partindo do desenvolvimento financeiro em direção ao crescimento econômico. Ambos os estudos apresentam a citada causalidade, além da causalidade no sentido contrário, quando analisamos, no segundo modelo, a relação entre *PIBpc* e *M2spib*. No entanto devemos sempre ressaltar a carência de dados e as, muitas vezes, estimativas pouco exatas.

A análise feita para todo o período abrange uma série de fortes mudanças institucionais que podem ter modificado a relação entre as nossas *proxys* para crescimento econômico e desenvolvimento financeiro, como, por exemplo, a abolição da escravidão, o início da República e a crise do Encilhamento. Por esse motivo acreditamos que o segundo modelo estimado nos dá um panorama mais real da relação que testada, principalmente pela *proxy* utilizada para DF ser mais próxima às necessidades do sistema financeiro de então, e não somente a liquidez do mercado, representada pela variável da base monetária.

Nossa contribuição encontrou uma série de barreiras, principalmente no que diz respeito à quantidade e qualidade dos dados. Um grande exemplo disso é uma variável em potencial, que mediria o volume transacionado nas bolsas de valores do país, mas não pudemos utiliza-las por contar com uma grande série *gaps* no meio da amostra. Trabalhos futuros deveriam, então, tentar buscar novos dados, mais precisos, para

conseguir esclarecer de maneira mais robusta as relações entre DF e CE ao longo de todo o desenvolvimento brasileiro.

6. Bibliografia

ALMEIDA, Ian C. S.. *Abolição, Encilhamento e Mercado Financeiro: Uma Análise da Primeira Crise Republicana*. Belo Horizonte: UFMG, 2012. 51p., Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Departamento de Ciências Econômicas, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2012.

BUENO, Rodrigo L. S.. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CASTRO, Steve de; GONÇALVES, Flávio. *A test for mixed Poisson growth in Brazil's GDP per person, 1822-2000, and an estimate of world's mixing distribution in 1800*. In: **XXV Encontro Brasileiro de Econometria**, 2003, Porto Seguro. Anais do XXV Encontro Brasileiro de Econometria, 2003.

DEMIRGÜÇ-KUNT, Ash; LEVINE, Ross. *Financial structure and economic growth: A cross-country comparison of banks, markets, and development*. Financial Structure and Economic Growth. London: MIT Press, 2001.

DUFOUR, Jean-Marie; TAAMOUTI, Abderrahim. *Short and long run causality measures: Theory and inference*. Journal of Econometrics, n.154, 2010, p. 42-58.

EDISON, Hali J.; LEVINE, Ross; RICCI, Luca e SLOK, Torsten. *International Financial Integration and Economic Growth*. Journal of International Money and Finance v.21, n.6, 2002, p. 749-776.

GOLDSMITH, Raymond W., *Financial Structure and Development*, New Haven, CT: Yale University Press, 1969.

GOLDSMITH, Raymond W. *Brasil 1850-1984: desenvolvimento financeiro sob um século de inflação*. São Paulo: HARBRA, 1986

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, Clive W.J. *Investigating causal relationships by econometric models and crossspectral methods*. Econometrica. v. 37, 1969, pp. 424-438.

MISSIO, Fabrício J.; JAYME JR., Frederico G.; OLIVEIRA, Ana Maria H. C.. *Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico no Brasil (1995-2004)*. Revista Economia e Tecnologia, v. 6, n. 1, 2010, p. 65-74.

KRUGMAN, Paul. *Cycles of Conventional Wisdom on Economic Development*. International Affairs; v.72, n.1, 1995, p. 717-32.

- LEFF, Nathaniel. *Economic Development in Brazil, 1822-1916*. In: Naber, S.. **How Latin America Fell Behind**, Standford: Standford University Press, 1997. p. 42-60.
- LEVINE, Ross., *Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which Is Better?*, Journal of Financial Intermediation, n. 11, 2002. p. 398-428.
- LEVINE, Ross. *Finance and Growth: Theory and Evidence*. In: AGHION, Philippe & DURLAUF, Steven (ed.), **Handbook of Economic Growth**, Elsevier, volume 1, 2005. p. 865-934.
- LEVY, Maria B.. *A Indústria do Rio de Janeiro através de suas sociedades anônimas*. Rio de Janeiro: UFRJ, 1994.
- LUCAS, Robert. *On the Mechanics of Economic Development*, Journal of Monetary Economics, n. 22, 1988. p. 3-42.
- MATOS, Orlando C. (2002). *Desenvolvimento do sistema financeiro e crescimento econômico no Brasil: Evidência de causalidade*. Banco Central do Brasil. Trabalho para Discussão. No. 49.
- MARQUES JUNIOR, Túlio; PORTO JÚNIOR, S. S. . *Desenvolvimento Financeiro e Crescimento Econômico no Brasil Uma Avaliação Econométrica*. In: **VII Encontro Regional de Economia Região Sul-ANPEC Sul, 2004**, Anais do VII Encontro Regional de Economia Região Sul-ANPEC Sul, Maringá, 2004.
- MCCROCKIE, J. Roderick; CHAMBERS, J. Marcus. *Granger causality and the sampling of economic process*, Journal of Econometrics, n. 132, 2006, p. 311-36.
- MCKINNON, Ronald I., *Money and Capital in Economic Development*, Washington, DC: Brookings Institution, 1973.
- MUSACCHIO, Aldo. *Ordem (na corte) e progresso: O Poder Judiciário e o Mercado Financeiro na Transformação Econômica Republicana*. Acervo, Rio de Janeiro, v.15, n.2, 2002, p.55-68.
- PELÁEZ, Carlos Manuel; SUZIGAN, Wilson. *História Monetária do Brasil*. Brasília: Editora Universitária de Brasília, 1981
- ROBINSON, Joan, *The Generalization of the General Theory*, In: **The Rate of Interest and Other Essays**, London: MacMillan, 1952.
- ROCHA, Bruno de Paula.; NAKANE, M. I.. *Sistema financeiro e desenvolvimento econômico: Evidências em um painel para o Brasil*. In: **XXXV Encontro Nacional de Economia**, Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia, Recife, PE, 2007.
- SIMS Christopher A.. *Macroeconomics and reality*. Econometrica, V.48, N. 1, 1980, pp 1-48.
- TADESSE, S., *Financial Architecture and Economic Performance: International Evidence*. Journal of Financial Intermediation, v. 11, 2002. pp 429-454.

TODA, Hiro Y., Phillips, Peter C. B.. *Vector Autoregressions and Causality*. *Econometrica*, V. 61, N. 6, 1993, p. 1367-93.

TOMBOLO, G. *O Pib Brasileiro nos Séculos XIX e XX: Duzentos Anos de Ciclos Econômicos*. Curitiba: UFPR, 2013. 57 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Faculdade de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2013.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. *Further evidence on the great crash the oil price shock and the unit root hypothesis*. *Journal of Business and Economic Statistics*, nº. 10, 1992, pp 251-270.

7. Anexo

Nesta seção apresentamos todas as referidas tabelas.

Tabela 1																								
Vector autoregression																								
Modelo1																								
Sample:	1857 - 1947	No. of obs:	91																					
Log likelihood:	-457.9301	AIC:	10.46																					
FPE:	119.7667	HQIC:	10.66037																					
Det(Sigma_ml):	80.53114	SBIC:	10.95666																					
<table border="1"> <thead> <tr> <th>Equation</th> <th>Parms</th> <th>RMSE</th> <th>R-sq</th> <th>chi2</th> <th>P>chi2</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>D_pibpc</td> <td>9</td> <td>200.501</td> <td>0.2839</td> <td>36.07795</td> <td>0.00</td> </tr> <tr> <td>D3_m2spib</td> <td>9</td> <td>0.051125</td> <td>0.6888</td> <td>201.4579</td> <td>0.00</td> </tr> </tbody> </table>							Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2	D_pibpc	9	200.501	0.2839	36.07795	0.00	D3_m2spib	9	0.051125	0.6888	201.4579	0.00
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2																			
D_pibpc	9	200.501	0.2839	36.07795	0.00																			
D3_m2spib	9	0.051125	0.6888	201.4579	0.00																			
D_pibpc																								
<i>pibpc</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]																			
LD.	-0.1941614	0.1071373	-1.81	0.07	-0.4041466	0.015824																		
L2D.	-0.2571465	0.1088183	-2.36	0.018	-0.4704265	-0.0438665																		
L3D.	-0.0883722	0.1100257	-0.8	0.422	-0.3040187	0.1272742																		
L4D.	-0.0320187	0.1060414	-0.3	0.763	-0.239856	0.1758185																		
m2spib																								
<i>m2spib</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]																			
LD3.	945.114	385.4508	2.45	0.014	189.6443	1700.584																		
L2D3.	1888.15	499.7644	3.78	0.00	908.6303	2867.671																		
L3D3	1202.846	515.4547	2.33	0.02	192.573	2213.118																		
L4D4	1197.919	389.4763	3.08	0.002	434.5596	1961.279																		
cons																								
<i>cons</i>	53.66009	21.95854	2.44	0.015	10.62214	96.69803																		
D3_m2spib																								
<i>pibpc</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]																			
LD.	-0.0000857	0.0000273	-0.31	0.754	-0.0000621	0.000045																		
L2D.	-0.0000288	0.0000277	-1.04	0.298	-0.0000832	0.0000255																		
L3D.	2.77E-06	0.0000281	0.1	0.921	-0.0000522	0.0000578																		
L4D.	0.0000212	0.000027	0.79	0.432	-0.0000318	0.0000742																		
m2spib																								
<i>m2spib</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]																			
LD3.	-1.173229	0.0982846	-11.94	0.00	-1.365864	-0.9805952																		
L2D3.	-1.375313	0.127433	-10.79	0.00	-1.625077	-1.125549																		
L3D3	-0.8716698	0.1314338	-6.63	0.00	-1.129275	-0.6140643																		
L4D4	-0.4736472	0.0993111	-4.77	0.00	-0.6682933	-0.2790011																		
cons																								
<i>cons</i>	-0.0005885	0.0055991	-0.11	0.92	-0.0115626	0.0103856																		

Tabela 2Granger causality Wald tests
Modelo 1

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
D_pibpc	D3.m2spib	18.062	4	0.001
D_pibpc	ALL	18.062	4	0.001
D3_m2spi	D.pibpc	2.3629	4	0.669
D3_m2spi	ALL	2.3629	4	0.669

Tabela 3

Vector autoregression
Modelo 2

Sample:	1921 - 1947	No. of obs:	27
Log likelihood:	-823.5743	AIC:	63.89439
FPE:	1.46E+24	HQIC:	64.45097
Det(Sigma_ml)	6.27E+22	SBIC:	65.76616

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_pibpc	13	77459.5	0.7577	84.42891	0.0000
D_m2spib	13	0.036634	0.5253	22.74098	0.0300
D3_capbspib	13	2.60E+08	0.6882	59.5956	0.0000

D_pibpc

<i>pibpc</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LD.	-0.2222989	0.1218561	-1.82	0.0680	-0.4611325 0.016535
L2D.	0.4207843	0.1215187	3.46	0.0010	0.1826121 0.658957
L3D.	-0.1195692	0.1261845	-0.95	0.3430	-0.3668863 0.127748
L4D.	-0.8071011	0.128784	-6.27	0.0000	-1.059513 -0.55469

<i>m2spib</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LD.	200636.1	360504.5	0.56	0.5780	-505939.8 907211.9
L2D.	789.3016	369860.7	0	0.9980	-724124.3 725702.9
L3D.	-372889.1	342306.2	-1.09	0.2760	-1043797 298018.7
L4D.	-968084.3	344466.1	-2.81	0.0050	-1643225 -292943

<i>capb</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LD.	0.0000808	0.0000461	1.75	0.0800	-9.64E-06 0.000171
L2D.	0.0002588	0.0000475	5.44	0.0000	0.0001656 0.000352
L3D.	0.0002156	0.0000514	4.2	0.0000	0.0001149 0.000316
L4D.	0.0000169	0.0000533	0.32	0.7520	-0.0000876 0.000121

<i>cons</i>	107929.1	23858.31	4.52	0.0000	61167.64 154690.5
-------------	----------	----------	------	--------	-------------------

D_m2spib

<i>pibpc</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LD.	-8.03E-08	5.76E-08	-1.39	0.1640	-1.93E-07 3.27E-08
L2D.	-9.14E-08	5.75E-08	-1.59	0.1120	-2.04E-07 2.12E-08
L3D.	-8.60E-08	5.97E-08	-1.44	0.1500	-2.03E-07 3.10E-08
L4D.	9.70E-08	6.09E-08	1.59	0.1110	-2.23E-08 2.16E-07

<i>m2spib</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
LD.	-0.1074974	0.1704973	-0.63	0.5280	-0.441666 0.226671
L2D.	-0.2539746	0.1749222	-1.45	0.1470	-0.5968159 0.088867
L3D.	-0.0196981	0.1618906	-0.12	0.9030	-0.3369979 0.297602
L4D.	-0.3988867	0.1629121	-2.45	0.0140	-0.7181886 -0.07958

<i>capbspib</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]	
LD.	5.60E-12	2.18E-11	0.26	0.7970	-3.72E-11	4.83E-11
L2D.	-7.20E-11	2.25E-11	-3.2	0.0010	-1.16E-10	-2.79E-11
L3D.	-8.20E-12	2.43E-11	-0.34	0.7360	-5.58E-11	3.94E-11
L4D.	8.68E-12	2.52E-11	0.34	0.7300	-4.07E-11	5.81E-11
cons						
	0.0216926	0.0112836	1.92	0.0550	-0.0004228	0.043808
D_capb						
<i>piibpc</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]	
LD.	751.9305	416.7976	1.8	0.0710	-64.97769	1568.839
L2D.	-96.72784	415.6433	-0.23	0.8160	-911.3738	717.9181
L3D.	251.6402	431.6025	0.58	0.5600	-594.2852	1097.566
L4D.	1009.852	440.4939	2.29	0.0220	146.4998	1873.204
m2spib						
<i>m2spib</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]	
LD.	-2.13E+09	1.23E+09	-1.73	0.0840	-4.55E+09	2.88E+08
L2D.	3.95E+08	1.27E+09	0.31	0.7550	-2.08E+09	2.87E+09
L3D.	3.36E+09	1.17E+09	2.87	0.0040	1.07E+09	5.66E+09
L4D.	6.49E+09	1.18E+09	5.51	0.0000	4.18E+09	8.80E+09
capb						
<i>capb</i>	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	[95% Conf. Interval]	
LD.	-0.0617175	0.1577491	-0.39	0.6960	-0.3709001	0.247465
L2D.	-0.0898213	0.1626291	-0.55	0.5810	-0.4085686	0.228926
L3D.	-0.3060981	0.175697	-1.74	0.0810	-0.6504579	0.038262
L4D.	0.1010265	0.1822437	0.55	0.5790	-0.2561646	0.458218
cons						
	-5.36E+07	8.16E+07	-0.66	0.5120	-2.14E+08	1.06E+08

Tabela 4				
Granger causality Wald tests				
Modelo 2				
Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
D_piibpc	D.m2spib	9.167	4	0.0570
D_piibpc	D.capb	43.681	4	0.0000
D_piibpc	ALL	59.648	8	0.0000
D_m2spib	D.piibpc	11.72	4	0.0200
D_m2spib	D.capb	.	0	.
D_m2spib	ALL	11.72	4	0.0200
D_capb	D.piibpc	7.9158	4	0.0950
D_capb	D.m2spib	39.493	4	0.0000
D_capb	ALL	49.582	8	0.0000

Tabela C.1				
Modelo 1				
Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model: M2spib				
<i>m2spib</i> T= 78 optimal breakpoints : 1887, 1893				
AR(4)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	0.1217	-0.08008	-0.18741	0.21733
t-statistics	5.449	-1.995	-3.66	
P-values	0.00	0.00	-5.490 (5% crit. value)	
<i>D.m2spib</i> T= 77 optimal breakpoints : 1888, 1923				
AR(4)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	0.00027	0.00118	-1.56601	0.00041
t-statistics	0.029	0.115	-4.296	
P-values	0.977	0.909	-5.490 (5% crit. value)	
<i>D2.m2spib</i> T= 76 optimal breakpoints : 1887, 1890				
AR(4)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	0.06476	-0.06949	-2.21347	0.00061
t-statistics	2.06	-2.243	-4.33	
P-values	0.043	0.028	-5.490 (5% crit. value)	
<i>D3.m2spib</i> T= 77 optimal breakpoints : 1890, 1924				
AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	-0.00637	0.00065	-4.93165	0.00353
t-statistics	-0.311	0.028	-12.306	
P-values	0.756	0.978	-5.490 (5% crit. value)	

Tabela C.2

Modelo 1

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, IO model: **PIBpc**

<i>pibpc</i> T = 78 optimal breakpoints : 1921, 1933				
AR(12)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	323.7255	833.1938	-0.52469	901.6344
t-statistics	3.992	5.606	-4.119	
P-values	0.00	0.00	-5.490 (5% crit. value)	

<i>D.pibpc</i> T = 77 optimal breakpoints : 1920, 1925				
AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	327.4224	-148.97	-1.77002	16.6036
t-statistics	3.88	-1.694	-13.934	
P-values	0.00	0.094	-5.490 (5% crit. value)	

Tabela C.3

Modelo 2

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model: **PIBpc**

<i>pibpc</i> T = 26 optimal breakpoints : 1924, 1934				
AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	634444.4	971538.5	-0.55339	1.76E+06
t-statistics	5.392	9.019	-2.596	
P-values	0.00	0.00	-5.490 (5% crit. value)	

<i>D.pibpc</i> T = 25 optimal breakpoints : 1934, 1940				
AR(3)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	-5555.56	33333.33	-2.65043	7.22E+04
t-statistics	-0.103	0.522	-7.952	
P-values	0.92	0.609	-5.490 (5% crit. value)	

Tabela C.4

Modelo 2

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model: **capb**

<i>capb</i> T= 26 optimal breakpoints : 1931 , 1935					
AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const	
Coefficients	6.31E+08	8.50E+08	-0.60238	2.67E+09	
t-statistics	2.587	3.373	-2.342		
P-values	0.015	0.002	-5.49 (5% crit. Value)		
<i>D.capb</i> T= 25 optimal breakpoints : 1927 , 1938					
AR(6)	du1	du2	(rho - 1)	const	
Coefficients	1.09E+08	9.29E+07	-3.21264	9.09E+06	
t-statistics	0.728	0.589	-6.204		
P-values	0.499	0.582	-5.49 (5% crit. Value)		

Tabela C.5

Modelo 2

Clemente-Montañés-Reyes unit-root test with double mean shifts, AO model: **M2spib**

<i>M2spib</i> T= 26 optimal breakpoints : 1923 , 1940				
AR(0)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	-0.00083	0.08394	-0.63769	2.65E-01
t-statistics	-0.051	4.852	-3.725	
P-values	0.96	0.00	-5.490 (5% crit. value)	
<i>D.M2spib</i> T= 25 optimal breakpoints : 1923 , 1941				
AR(1)	du1	du2	(rho - 1)	const
Coefficients	0.00343	-0.0091	-1.70355	7.00E-04
t-statistics	0.189	-0.474	-6.641	
P-values	0.85	0.639	-5.490 (5% crit. value)	