



Munich Personal RePEc Archive

Interaction between the stock market and economic growth: An assessment of the Portuguese case (1993-2010)

Marques, Luís Miguel and Fuinhas, José Alberto and
Marques, António Cardoso

Universidade da Beira Interior

2 July 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39808/>
MPRA Paper No. 39808, posted 07 Jul 2012 06:21 UTC

Interação entre o mercado acionista e o crescimento económico: Uma apreciação do caso português (1993-2010)

Lúis Miguel Marques, luismarques3@hotmail.com; José Alberto Fuinhas, fuinhas@ubi.pt; and António Cardoso Marques, amarques@ubi.pt

University of Beira Interior, Management and Economics Department, Estrada do Sineiro6200-209
Covilhã, Portugal, Tel. + 351 275 319 600 Fax. + 351 275 319 601

Resumo

As relações entre o desenvolvimento do mercado acionista e o produto interno são testadas para Portugal num período de grande transformação económica (1993-2010). As dinâmicas são analisadas com recurso a um modelo VAR através de testes de causalidade à Granger, decomposição da variância e função impulso-resposta. Os resultados permitem concluir que o mercado acionista contribui positivamente para o crescimento. Conclui-se que o sistema bancário não é um fator determinante do crescimento económico. Não se detetou causalidade do crescimento económico para o desenvolvimento do mercado acionista.

Palavras-chave

Mercado Acionista, Crescimento Económico, Causalidade e VAR.

Abstract

The relationship between stock market development and domestic product are tested for Portugal in a fast economic transformation period (1993-2010). Dynamics are analyzed using a VAR model through Granger causality tests, variance decomposition and impulse-response function. Results show that stock market contributes positively to economic growth. They also conclude that banking system is not a determinant factor in economic growth. There was no causality from economic growth to the development of stock market.

Keywords

Stock Market, Economic Growth, Causality, and VAR

1. Introdução

A teoria das relações entre desenvolvimento financeiro e crescimento económico tem merecido grande atenção desde há várias décadas. Mais concretamente desde a década de 90, uma substancial parte da literatura empírica tem procurado avaliar em que medida as componentes do sistema financeiro desempenham um papel importante no crescimento económico (e.g. Levine, 1991; Pagano, 1993; Luintel e Khan, 1999; Trabelsi, 2001; e Wolde-Rufael, 2009). Esta relação não tem sido consensual. Subsistem dúvidas se o crescimento económico causa desenvolvimento financeiro ou se este é um indicador que precede crescimento económico (Levine, 2004). Estes factos associados à extrema importância de promoção de crescimento económico estão na base do desenvolvimento deste estudo.

Na Europa, grande parte das empresas recorre a instituições financeiras para se financiar, principalmente ao sistema bancário, ao contrário do que se verifica nos Estados Unidos da América (EUA), em que predomina o financiamento via mercado de capitais (Lee, 2012). Como tal, sendo Portugal um país europeu é esperado que o sistema bancário desempenhe um papel significativo na economia.

Neste estudo, analisam-se os efeitos do desenvolvimento do mercado acionista no crescimento económico em Portugal. Este exercício irá também permitir verificar se durante a década de 1990 e 2000, a relação entre o sistema bancário e crescimento económico se identifica e se de alguma forma se alterou.

O período estudado (1993-2010) é de grande transformação, tanto económica como política, o que poderá influenciar os resultados obtidos. Este período é marcado pela mudança de regime em Portugal com a adesão à União Monetária (UM) e mais recentemente pela crise do *subprime* com os danos provenientes, ao nível dos mercados financeiros, e do contágio à economia real que entretanto se verificou. Desta forma, o estudo é inovador pois: (i) procura revelar e explicar dinâmicas entre mercado acionista, através da capitalização de mercado e crescimento económico; (ii) introdução de uma *shift dummy* que procura captar os efeitos da entrada de Portugal na UM. Conclui também acerca dos impactos do sistema bancário no produto interno.

Em linha com a literatura, é esperado que o desenvolvimento do mercado accionista, bem como o sistema bancário, desempenhem um papel positivo no crescimento económico. As relações destas variáveis têm uma natureza endógena pelo que se recorre a um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) que permite observar as suas relações dinâmicas.

Desempenhará o mercado acionista um papel importante no crescimento de longo prazo em Portugal? Será então o sistema bancário influente no crescimento económico português? São estas questões às quais se procuram dar uma resposta. Também se confrontam os nossos resultados com as conclusões de outros autores (e.g Caporale *et al.*, 2004; Boubakari e Jin, 2010), nomeadamente de que o mercado acionista é pouco relevante para o crescimento económico.

Os resultados apontam no sentido de que o desenvolvimento do mercado acionista causa à Granger o crescimento económico, no entanto esta causalidade à Granger não se verifica do desenvolvimento do sistema bancário para o crescimento económico. Os resultados deste estudo permitem perceber melhor como atuar em termos de política económica sobre o desenvolvimento do sistema financeiro, nomeadamente privilegiando o segmento acionista ou o segmento bancário.

A estrutura deste estudo encontra-se dividida da seguinte forma: a secção 2 contempla a revisão de literatura, a secção 3 apresenta os dados e modelo utilizados, a secção 4 explicita os resultados, a secção 5 discute os mesmos e a secção 6 apresenta a síntese das conclusões do estudo.

2. Revisão de literatura

O estudo das relações entre sistema financeiro e crescimento económico surgiu quando Schumpeter (1911) defendeu a existência destas, embora referindo-se apenas ao crédito bancário. Mais tarde foi Keynes (1936) quem defendeu que o desenvolvimento das bolsas de valores poderia estimular o investimento através da redução de preferências dos empresários sobre acumulação de capital. No entanto, poderia permitir mudanças de atitude dos especuladores o que por sua vez se repercutiria em oscilações no mercado afetando o incentivo a investir. A teoria de que um sistema financeiro desenvolvido contribui para um crescimento económico mais rápido através duma melhor canalização da poupança para projetos de investimento é defendida por muitos autores, como por exemplo Hermes e Lensink (2003) e Omran e Bolbol (2003).

Só na década de 1960 começaram a surgir evidências da relação positiva entre desenvolvimento de mercados financeiros e crescimento económico, com os estudos de Gurley e Shaw (1955; 1960 e 1967), Goldsmith (1969), McKinnon (1973) e Shaw (1973). As relações entre o sistema financeiro e o crescimento económico passaram a ser objeto de um debate mais aprofundado.

A teoria do crescimento económico era baseada no modelo de Solow e Swan. Assim, e apesar das evidências, não era possível estabelecer relações diretas entre intermediação financeira e crescimento, pois neste modelo o crescimento é independente da taxa de poupança e da eficiência com que a poupança disponível é distribuída por projetos de investimento. O ressurgimento do interesse no estudo desta matéria deu-se a partir dos anos 1990 (e.g. Levine, 1991; Spears, 1991; e Pagano, 1993), sobretudo devido ao desenvolvimento da teoria do crescimento endógeno de Lucas e Romer que permite estabelecer relações entre o desenvolvimento dos mercados financeiros e o crescimento, através do aumento da poupança e/ou eficiência na distribuição de recursos (Pagano, 1993).

A partir da década de noventa as relações entre sistema financeiro e crescimento económico têm sido estudadas na sua grande maioria em termos quantitativos, através de estudos econométricos *cross-country*, dados em painel e com base em séries temporais. Os estudos *cross-country* nesta área surgiram quando Goldsmith (1969) analisou a influência da intermediação financeira sobre o crescimento, outros se seguiram, como por exemplo King e Levine (1993) e Levine e Zervos (1998). Como alternativas encontram-se os estudos com dados em painel e com base em séries temporais. Com recurso aos referidos métodos, concluiu-se novamente que existe uma correlação positiva entre desenvolvimento financeiro e crescimento económico (e.g. King e Levine, 1993). Evidências de causalidade bidirecional entre o desenvolvimento financeiro e crescimento económico foram encontradas numa amostra de 10 países (e.g. Luintel e Khan, 1999). Testes com dados em painel realizados para estabelecerem uma direção de causalidade revelaram que o crescimento económico impulsiona o desenvolvimento financeiro (e.g. Zang e Kim, 2007), não estando em consonância com os resultados obtidos por Levine *et al.* (2000). Foi também demonstrado empiricamente que o sistema financeiro desempenha um importante contributo no crescimento económico (e.g. Trabelsi, 2003; Watchel, 2003; e Valev, 2003) e ainda que a intermediação financeira induz crescimento económico nas fases iniciais do desenvolvimento (e.g. Spears, 1991). Foram estudadas as relações entre a estrutura financeira e o crescimento económico com recurso a séries temporais (e.g. Luintel *et al.*, 2008). Também se identificaram fortes evidências de relação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento económico em economias de transição (e.g. Akimov *et al.*, 2009).

A técnica VAR e testes de causalidade à Granger têm sido utilizados para examinar as relações entre variáveis e uma parte significativa da literatura tem recorrido a eles a fim de examinar as

relações entre desenvolvimento financeiro e crescimento económico. O recurso a modelos VAR tem crescido ao longo do tempo e recentemente destacam-se as suas aplicações, dentre os modelos com base em séries temporais (e.g. Masih *et al*, 2009; Gries *et al*, 2009; e Wolde-Rufael, 2009). Esta situação deve-se aos modelos de crescimento endógeno terem explicado que a interação entre o desenvolvimento financeiro e o crescimento ocorre através de vários canais como o investimento, produtividade e poupança (Ndako, 2010).

O sistema financeiro pode desempenhar um papel importante no crescimento através da afetação de recursos, mas também o pode desempenhar através do canal de informação. Esta afirmação é comprovada nos mercados de ações ao funcionarem como expositor de desempenhos de gestão, uma vez que os preços incorporam informação acerca do desempenho que não pode ser extraída a partir dos dados da empresa (e.g. Holmstrom e Tirole, 1993).

A literatura tem procurado explicar a relação dos mercados acionistas com o crescimento no longo prazo e são vários os autores que afirmam que o desenvolvimento do primeiro é impulsionador do segundo. Estes determinaram também que o desenvolvimento do mercado acionista desempenha um importante papel de previsão do crescimento económico (e.g. Demigurç-Kunt e Levine, 1996; Singh, 1997; Levine e Zervos, 1998; e Capasso, 2008). Os estudos existentes permitiram concluir que existe uma relação positiva entre o mercado de ações e o crescimento económico através da emissão de novos recursos financeiros para as empresas (e.g. Levine, 1991) e ainda que os impactos causados pelo mercado de ações no crescimento económico são de longo prazo (Atje e Jovanovic, 1993). Também em economias emergentes se concluiu que o mercado de ações é um fator predeterminante de crescimento económico (e.g. Mauro, 2000). Foi demonstrado, com recurso a modelos VAR, que mercados desenvolvidos tendem a promover o crescimento no longo prazo (Caporale *et al.*, 2004). De facto, os estudos concluem que o efeito que o mercado acionista desempenha no crescimento no longo prazo está relacionado com o nível de desenvolvimento do país em causa (e.g. Durham, 2002; e Capasso, 2006). A existência de mecanismos financeiros mais desenvolvidos nos países com maiores níveis de rendimento contribuem para uma menor influência dos mercados acionistas no crescimento económico destes países, enquanto em países menos desenvolvidos existe uma forte evidência acerca desta influência (e.g. Filer *et al.*, 2000). Outro fator importante na determinação do nível de importância dos mercados acionistas no crescimento económico é a liquidez que os primeiros apresentam. É sugerido que quando os mercados não são muito líquidos o preço das ações não transmite informação suficiente que leve à eficiência. Desta forma, os efeitos negativos de um mercado deste género podem superar os impactos positivos no crescimento, podendo induzir uma redução na formação de capital através do não encorajamento da adoção de projetos produtivos (Castañeda, 2006).

As relações de causalidade entre o desenvolvimento do mercado acionista e crescimento económico vêm sendo demonstradas, mas também a possibilidade de causalidade bidirecional ou de causalidade do crescimento económico no desenvolvimento dos mercados acionistas desempenham um papel nos estudos sobre o tema (e.g. Hondroyannis *et al.*, 2005; Tsouma, 2009; e Ndako, 2010). Apesar de alguns estudos revelarem evidências de causalidade do mercado acionista no crescimento económico (e.g. Hondroyannis *et al.*, 2005; e Shahbaz *et al.*, 2008), na maioria dos casos os resultados sugerem a não existência de causalidade bidirecional (Tsouma, 2009).

Num âmbito europeu, conclui-se que as empresas recorrem em grande parte a instituições financeiras para se financiar (e.g. Lee, 2012). São também verificados efeitos positivos do mercado acionista no crescimento da produção, no longo prazo (e.g. Arestis *et al.*, 2001; Wu *et al.*, 2010). Contrariamente a estes resultados, países como a Alemanha e França não revelam evidências de efeitos do mercado acionista no Produto Interno Bruto (PIB) real (Lee, 2012). No caso concreto de Portugal

alguns exercícios têm procurado identificar relações entre mercado acionista e crescimento económico. Assim, concluiu-se que em Portugal o mercado acionista, bem como o sistema bancário, desempenham um papel positivo no crescimento económico (Afonso *et al.*, 2002). Contrariamente a esta conclusão, estudos recentes afirmam que o desenvolvimento do mercado acionista não é suficientemente significativa para causar crescimento económico (e.g. Boubakari e Jin, 2010; e Fernandes, 2010).

O conceito de desenvolvimento de mercado acionista não está claramente definido. Assim, este tem vindo a ser medido através de diversos indicadores tais como a liquidez, a volatilidade, o tamanho do mercado, a regulação, a supervisão, entre outros. Uma medida bastante utilizada é a capitalização de mercado, esta calcula-se através do rácio valor das ações em bolsa e do PIB nominal. Admite-se que o tamanho do mercado está positivamente correlacionado com a capacidade deste captar capital na economia. Outra medida é a utilizada por Rousseau e Wachtel (2000) que recorreram ao valor negociado calculado a partir do rácio entre o valor negociado e o PIB nominal. Contudo, esta medida tem duas falhas importantes, pois não mede a liquidez do mercado e representa o produto da quantidade pelo preço (Beck e Levine, 2004), o que significa que pode aumentar sem que exista um aumento no número de transações. Preferindo Beck e Levine (2004) o recurso ao rácio de *turnover*, calculado através do volume total de ações negociadas dividido pela capitalização de mercado, e a capitalização de mercado, calculada através do valor das ações listadas divididas pelo PIB. Outra medida bastante utilizada por diversos autores é o índice de mercado (e.g. Nieuwerburgh *et al.*, 2006; Vazakidis e Adamopoulos, 2009; e Adamopoulos, 2010), que consiste no desempenho de um determinado conjunto de ações.

Apesar da existência de diversos artigos sobre o tema, ainda não existe consenso de que o desenvolvimento do mercado acionista influencia o crescimento económico. A falta de consenso é ainda mais evidente nos estudos relativos a países desenvolvidos. Assente nesta situação, este estudo pretende verificar a existência de evidências da relação entre mercado acionista e produto interno, em Portugal. A próxima secção apresenta e descreve os dados bem como os métodos e processos de estimação.

3. Metodologia

Este estudo trata as relações entre desenvolvimento do mercado acionista e crescimento económico num período de grande transformação económica, marcado por uma mudança de regime económico devido à convergência para a UM, iniciada em 1999, e mais recentemente uma instabilidade nos mercados financeiros derivada de grande desconfiança causada pela crise do *subprime*, que se iniciou em meados de 2007. Os vários estudos realizados sobre o tema permitem definir as principais variáveis a estudar. Para estudar o desenvolvimento do mercado acionista podem ser utilizados quatro indicadores: (i) a capitalização de mercado; (ii) a volatilidade medida através do desvio padrão da rentabilidade de mercado das ações nos últimos 12 meses; (iii) indicadores de desenvolvimento institucional; (iv) indicadores de regulação (Demirguç-Kunt e Levine, 1996). Também para medir o desenvolvimento do sistema bancário são utilizadas na literatura variáveis como o rácio de crédito interno em relação ao PIB nominal ou o rácio de oferta de moeda (agregado monetário M2) em relação ao PIB nominal. Outras variáveis são frequentemente utilizadas para robustez dos modelos sendo a mais frequente a inflação (e.g. Bassanini *et al.*, 2001).

As principais dificuldades encontradas prendem-se pelo facto de algumas variáveis não estarem disponíveis para Portugal e também devido às mudanças ocorridas com a integração da Bolsa de Valores de Lisboa e Porto (BVLP) na Euronext, em 2002, que levaram a uma mudança de metodologias no

cálculo dos indicadores. Este é o caso por exemplo do agregado monetário M2 que não é calculado apenas para Portugal após integração na EU, ou também de indicadores como a capitalização de mercado que é medida sob diferentes metodologias antes e pós fusão da BVLP na Euronext. De forma a estudar a questão central que este estudo pretende responder foi então necessária a recolha das variáveis disponíveis, embora condicionada pelos factos acima referidos.

Esta secção descreve e fundamenta as variáveis recolhidas, as suas fontes e os métodos utilizados no processo de estimação.

3.1 Dados

Os dados recolhidos remetem-se ao espaço temporal entre o primeiro trimestre de 1993 e o terceiro trimestre de 2010, num total de 71 observações. Estes foram obtidos com recurso à Base de Dados Estatística Interativa do Banco de Portugal disponível no sítio www.bportugal.pt e também ao Boletim Económico de Verão do Banco de Portugal (2011) (ver apêndice A).

As variáveis recolhidas foram, o PIB nominal e respetivo deflator com o ano base 2006, o índice de cotações de ações do PSI20, crédito interno com exceção das Administrações Públicas (AP) e crédito interno a Administrações Públicas, sendo que as últimas três séries referidas foram obtidas com frequência mensal e posteriormente transformadas em trimestrais através de médias aritméticas. Também se procedeu à recolha da formação bruta de capital fixo (FBCF) nominal. Foram obtidos os dados mais recentes disponíveis relativos à capitalização de mercado do PSI20, desde Janeiro de 2009 a Setembro de 2010, com recurso aos dados estatísticos disponíveis no sítio www.euronext.com, num total de 20 observações mensais. Dados relativos a anos mais recentes encontravam-se disponíveis, contudo nestes verificava-se uma queda acentuada na capitalização de mercado sem qualquer explicação (ver apêndice B) e portanto não foram incluídos no estudo.

As variáveis utilizadas estão em consonância com as utilizadas na literatura existente. Para captar as relações a que este estudo se propõe recorreu-se ao uso do PIB ($\ln Y$) e do rácio de capitalização de mercado acionista ($\ln A$), que procura replicar o desenvolvimento do mercado acionista. Este rácio recorreu a uma capitalização de mercado simulada (ver apêndice A), pois os dados existentes ao longo da frequência temporal necessária englobavam duas metodologias distintas, não permitindo comparação. Recorreu-se também ao rácio de crédito interno total ($\ln B$) que procura captar o desenvolvimento do sistema bancário. Estando perante um país Europeu, deverá ter grande influência na variável explicada pois grande parte do crédito na Europa provém do sistema bancário (e.g. Lee, 2012). Ainda como variáveis neste estudo, encontram-se o rácio de investimento ($\ln I$) e o índice de preços no consumidor ($\ln P$), pela influência que estas desempenham no PIB de um país. Todas as variáveis encontram-se sob a forma de logaritmos naturais. É expectável que as variáveis recolhidas interajam entre si provocando uma situação de efeito e ajustamento, isto é, um fenómeno de endogeneidade. A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das referidas variáveis.

Tabela 1 - Variáveis e estatísticas descritivas

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
lnY	71	10.5079	0.1088	10.2961	10.6292
lnA	71	0.6338	0.2946	0.1882	1.3389
lnB	71	1.5968	0.2831	1.1622	2.0900
lnI	71	-1.4323	0.1007	-1.6690	-1.2398
lnP	71	4.4587	0.1472	4.1690	4.6597

O PIB real, bem como o IPC encontram-se calculados a partir do ano base 2006, sendo que os rácios foram obtidos através de valores nominais e trimestrais. As variáveis foram testadas quanto à sua sazonalidade através de uma regressão *Ordinary Least Squares* (OLS) com constante e 3 *dummies*. Cada *dummy* procurava captar os efeitos de um trimestre, sendo que não se realizou o teste para o 1º trimestre por forma a não se distorcer o valor da constante. Nenhum dos coeficientes se revelou significativo, indicando desta forma que sazonalidade não é um problema no modelo.

Produto interno bruto real

O PIB real é uma variável utilizada na literatura para testar relações entre crescimento económico e desenvolvimento de mercados financeiros. O crescimento no longo prazo está positivamente associado ao desenvolvimento dos mercados acionistas (e.g. Levine e Zervos, 1996; Singh, 1997; e Levine e Zervos; 1998), assim como a liquidez dos mercados acionistas está fortemente correlacionada com as taxas correntes e futuras de crescimento económico (Levine e Zervos, 1998). Esta variável encontra-se em valores reais com ano base 2006.

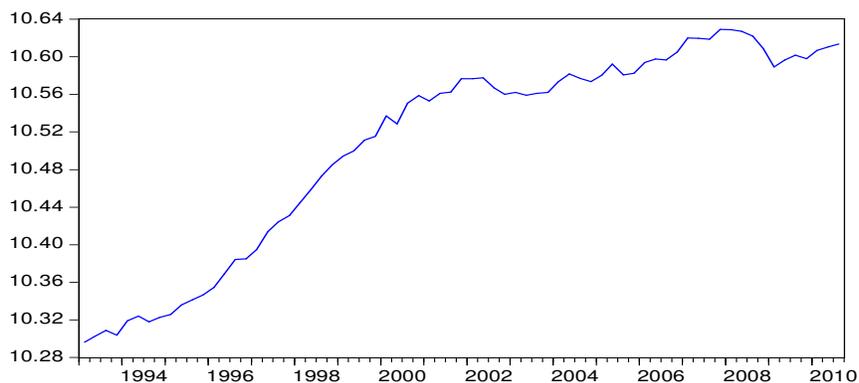


Figura 1 - Logaritmo natural do PIB real

É possível identificar uma quebra estrutural aparente por volta do ano 1999 (figura 1). Esta quebra poderá estar relacionada com a entrada de Portugal na UM. A variável revela ainda uma tendência de crescimento.

Rácio de capitalização de mercado

O rácio de capitalização de mercado é obtido através do valor total de ações listadas (capitalização de mercado) dividido pelo PIB, com valores nominais. Este rácio mede o desenvolvimento dos mercados acionistas partindo do pressuposto que o “tamanho” do mercado está positivamente correlacionado com a liquidez existente (Levine e Zervos, 1996). Outras medidas igualmente importantes, como a liquidez ou a diversificação de risco, não foram incluídas pois a série temporal na frequência necessária não está disponível para a bolsa portuguesa.

A capitalização de mercado utilizada é relativa ao PSI20, pois este é um índice que procura replicar todo o mercado. Contudo, os dados existentes não permitem uma comparação ao longo dos anos devido ao que aparenta ser um erro na base de dados e também devido à integração da BVLP na Euronext, o que alterou a forma de cálculo da capitalização de mercado. Criou-se uma *proxy* da capitalização de mercado através da cotação do índice PSI20. Recorreu-se aos dados mais recentes disponíveis acerca da capitalização de mercado e cotação do PSI20 por forma a estabelecer uma relação entre ambos (ver apêndice B).

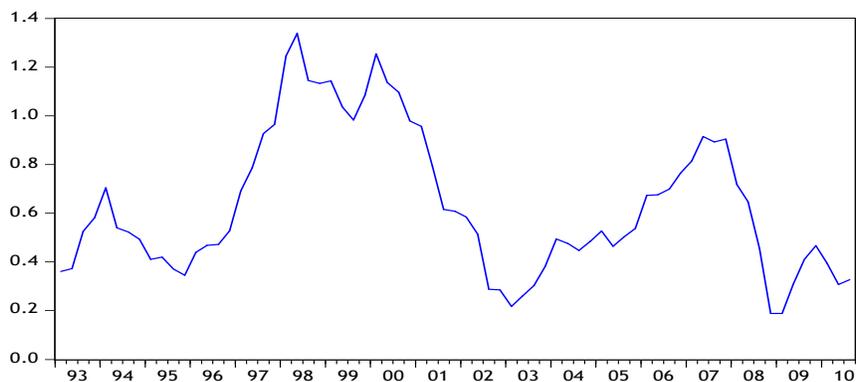


Figura 2 - Logaritmo natural do rácio de capitalização de mercado

A variável aparenta ter um comportamento cíclico (figura 2), que deverá estar associado ao PIB. Também se identifica que tende a reverter para a média.

Rácio de crédito interno

O rácio de crédito interno, corresponde à divisão do valor do crédito interno pelo PIB, com valores nominais, tem como função medir o desenvolvimento financeiro (e.g. Garcia e Liu, 1999). O crédito interno foi obtido através da soma das variáveis crédito interno exceto AP e crédito interno a AP. O recurso a uma variável que contemple o crédito interno total e não apenas o crédito interno a sociedades não financeiras, como Afonso *et al.* (2002), justifica-se pelo facto do Governo português ter absorvido grandes quantidades de crédito, através do sistema bancário, o que deverá ter impactos ao nível do PIB. Esta situação apenas consegue ser incorporada através do crédito interno total.

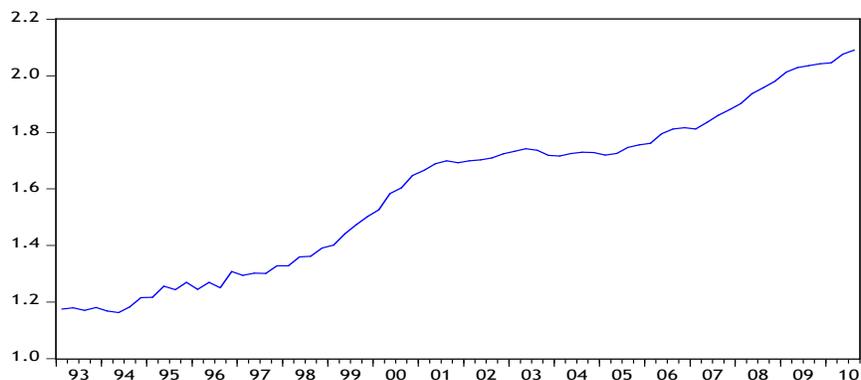


Figura 3 - Logaritmo natural do rácio de crédito interno

A variável revela uma tendência crescente até por volta do ano 2000 (figura 3). No ano de 2005 a variável apresenta de novo uma tendência crescente, sendo que este período corresponde ao início da governação socialista de Sócrates.

Rácio de investimento

O rácio de investimento é uma variável de controlo das condições iniciais e frequentemente utilizada na literatura (e.g Bassanini *et al.*, 2001; e Leahey *et al.*, 2001). Esta foi obtida através da divisão do investimento pelo PIB, com valores nominais. Para cálculo do investimento recorreu-se a uma *proxy* constituída pela FBCF.

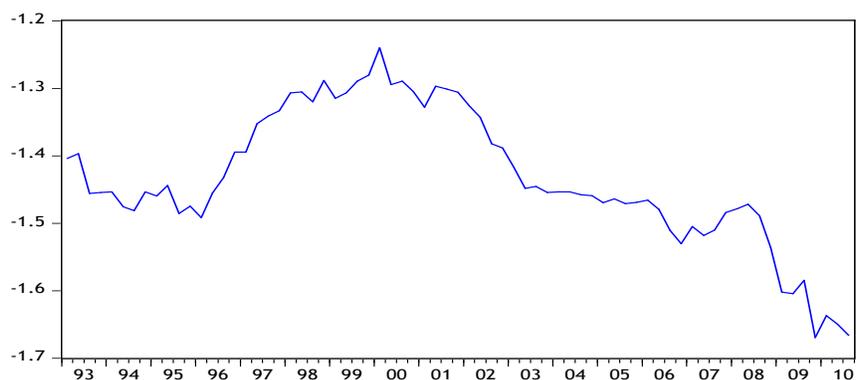


Figura 4 - Logaritmo natural do rácio de investimento

A variável apresenta um comportamento cíclico desfasado cerca de 2 anos (figura 4). A entrada de Portugal na UM reflete-se por volta do ano de 2001. Também os efeitos da crise do *subprime*, de falta de confiança, se refletem na variável por volta do ano de 2008.

Índice de preços no consumidor

O IPC é uma variável de controlo que procura captar os efeitos da inflação na economia. A inflação é uma medida de estabilidade macroeconómica frequentemente utilizada na literatura (e.g Bassanini *et al.*, 2001).

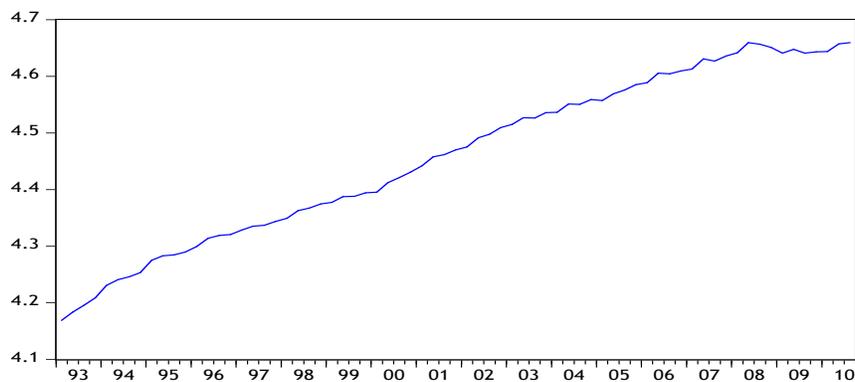


Figura 5 - Logaritmo natural do IPC

A variável revela uma tendência crescente (figura 5). É visível o período de preparação para a adesão à UM (1993-1998), a entrada de Portugal na UM (1999) com a aceleração da variável e a desaceleração do IPC (2008) provocada pela crise do *subprime*.

Dummy estrutural

Dado que o período que se estuda inclui uma mudança de regime económico, com a adesão à UM, é incluída uma *shift dummy* (SD) com o valor 1 a partir de 1999. A introdução desta SD justifica-se por três ordens de razão: (i) a existência de um choque estrutural na volatilidade do PIB cerca do ano de 1998, coincidindo com a avaliação final do critério para a participação de Portugal na U.M (Fuinhas e Marques, 2011); (ii) a estabilidade monetária é significativa para a integração dos mercados acionistas nos países mais pequenos, membros da UM (Kim *et al.*, 2005); (iii) a integração na UM repercutiu-se também num aumento do crédito concedido (Fuinhas, 2003).

As variáveis requerem que sejam estudadas quanto à sua estacionaridade, pois não estando presente podem produzir-se regressões espúrias (Harris, 1995). Assim, para determinar a ordem de cointegração foram realizados três testes, Augmented Dick-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). O teste ADF deriva do teste padrão Dick-Fuller (1979) e é acrescentado de uma correção para correlações que excedam a primeira ordem. Por sua vez o teste PP é similar ao ADF, contudo este incorpora uma correção automática que permite resíduos autocorrelacionados, através de uma modificação na estatística do teste. Esta similaridade torna ambos vulneráveis a muitas das mesmas limitações, nomeadamente a rejeição de H_0 devido a uma amostra insuficiente. Aqui surge a necessidade da realização do teste KPSS. Este requer atenção quando estamos perante um elevado número de observações (Caner e Kilian, 2001), o que não acontece neste estudo. Enquanto os testes ADF e PP são definidos pelas hipóteses $H_0: y_t \sim I(1)$ e $H_1: y_t \sim I(0)$, em que a rejeição de H_0 significa a existência de estacionaridade, no teste KPSS as hipóteses são contrárias ($H_0: y_t \sim I(0)$ e $H_1: y_t \sim I(1)$) e a rejeição de H_0 implica a não existência de estacionaridade. Desta forma, uma

conclusão de estacionaridade por parte dos três testes torna estes resultados de facto bastante robustos.

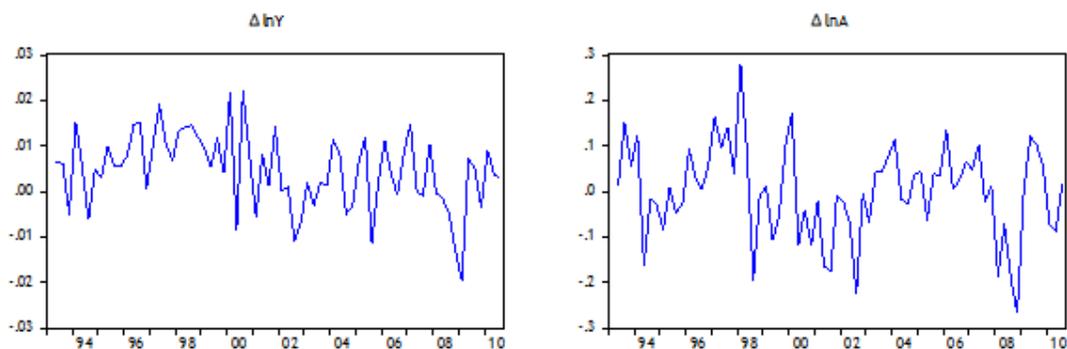
Todas as estimações foram elaboradas com recurso ao *software* econométrico Eviews 7.2. O critério utilizado no teste ADF foi o de Schwarz e um máximo de 11 *lags*, no teste PP assim como no ADF foram utilizadas as definições por omissão.

Tabela 2 - Testes de ordem de integração

	ADF			PP			KPSS	
	a)	b)	c)	a)	b)	c)	a)	b)
lnY	-0.2634	-2.7144*	4.5472	-0.4466	-2.3961	3.2966	0.2611***	1.0006***
lnA	-2.2783	-2.0867	-0.8684	-2.0973	-1.9441	-0.7988	0.1142	0.1723
lnB	-2.6623	-0.1868	2.5925	-1.8949	0.397	5.3581	0.1008	1.0875***
lnI	-0.739	0.2503	1.2533	-0.8183	-0.0463	1.1283	0.2376***	0.5345***
lnP	-0.5205	-1.7619	2.6044	-1.3102	-3.2083**	-8.6719	0.1963**	1.1164***
Δ lnY	-7.7913***	-7.0885***	-2.2607**	-7.857***	-7.3159***	-6.3085***	0.0902	0.5053**
Δ lnA	-5.8509***	-5.8101***	5.8532***	5.8509***	-5.8101***	-5.8532***	0.0618	0.1413
Δ lnB	-3.4030*	-3.4264**	-1.2788	-8.6913***	-8.5379***	-5.9212***	0.1173	0.1399
Δ lnI	-9.0848***	-8.7573***	-8.6075***	-9.0486***	-8.7987***	-8.6819***	0.0747	0.3407
Δ lnP	-3.6407**	-3.2212**	-1.9750**	-9.6801***	-8.7121***	-4.7605***	0.0848	0.8158***

Notas: a) representa a estatística do teste com tendência e constante; b) representa a estatística do teste com constante; c) representa a estatística do teste sem tendência e constante; ***, ** e * denotam significância a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

A análise gráfica das variáveis, em nível e em primeiras diferenças (figuras 1 a 6), bem como os correlogramas (autocorrelações e autocorrelações parciais, não apresentados) e os testes de ordem de integração (tabela 2) permitem concluir com alguma robustez que todas variáveis são I(1). Com estes resultados, torna-se evidente que o modelo irá conter as variáveis nas suas primeiras diferenças. O comportamento das variáveis em primeiras diferenças pode ser verificado na figura 6.



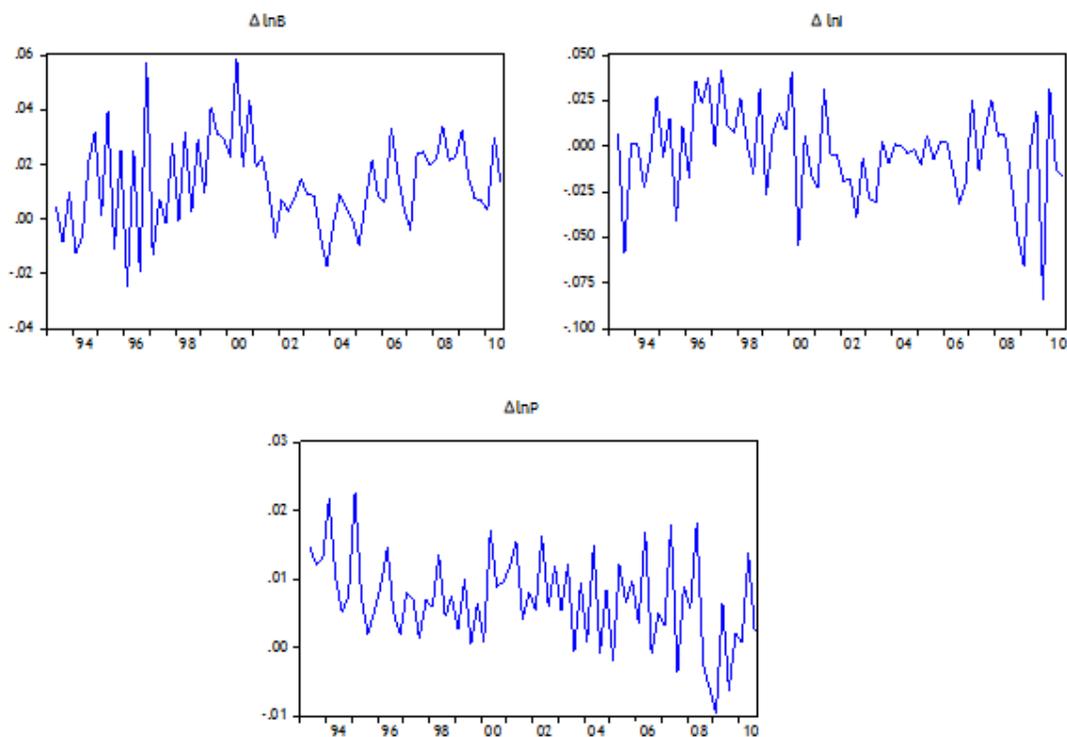


Figura 6 - Comportamento das variáveis em primeiras diferenças

Na figura 6 é possível identificar nomeadamente no rácio de crédito interno acelerações e desacelerações mais acentuadas até à entrada de Portugal na UM em 1999. Esta situação procura-se corrigir com a inclusão da variável SD no modelo.

Após a verificação de que as variáveis são $I(1)$, é importante determinar a possível existência de cointegração. Existem vários métodos para se obter as conclusões necessárias, sendo que entre os mais convencionais encontra-se o teste de Johansen. No entanto, devido ao baixo número de observações neste estudo recorre-se a outros testes por forma a dar maior robustez aos resultados produzidos. Assim, para determinar a existência ou não de cointegração efetua-se uma regressão pelo método *fully modified ols* (FMOLS) e seguidamente realizam-se quatro testes de cointegração: os testes baseados nos resíduos Engle-Granger (1987) e Phillips-Ouliaris (1990) e ainda o teste de instabilidade de Hansen (1992) e teste de variáveis adicionadas de Park (1992). O método *dynamic ols* (DOLS) não foi também efetuado, devido ao pequeno número de observações pois em pequenas amostras este tem um viés não desprezável (Kao e Chiang, 2000).

Estimou-se então a equação FMOLS com todas as definições por omissão e procedeu-se a realização dos testes com o intuito de verificar a existência de cointegração das variáveis (Tabela 3). Para o teste de Engle-Granger foi utilizado o critério de Schwarz com o máximo de *lags* possível de acordo com o número de observações e com ajustamento dos graus de liberdade, para Phillips-Ouliaris foram utilizadas as opções por omissão com ajustamento dos graus de liberdade e também para o teste de Park foram utilizadas as opções por omissão.

Tabela 3 - Testes de cointegração

	<i>Hipótese Nula</i>	<i>Estatística do teste</i>	
Teste de Instabilidade de Hansen	Séries são cointegradas	0.3580	
Teste das Variáveis Adicionadas de Park	Séries são cointegradas	15.9673***	
Teste de Engle-Granger	Séries não são cointegradas	Estatística t	-3.9418
		Estatística z	-25.91284
Teste de Phillips-Ouliaris	Séries não são cointegradas	Estatística t	-3.9672
		Estatística z	-26.3397

Nota: *** denota significância a 1%.

Os testes dos resíduos de Engle-Granger e de Phillips-Ouliaris apontam claramente para a aceitação da hipótese nula de que as séries não são cointegradas. O teste de Park, rejeita a um nível de significância de 1% a hipótese nula das séries serem cointegradas. Apenas o teste de Instabilidade de Hansen permite aceitar cointegração. Porém, sendo este o único teste que não corrobora uma situação de não cointegração e sabendo-se da instabilidade das variáveis, que levam à introdução de uma *shift dummy*, aceita-se a maior validade das conclusões obtidas com os outros três testes.

Dadas as variáveis estudadas e da interação entre elas, espera-se que exista endogeneidade. Vários estudos tratam o desenvolvimento financeiro como um resultado endógeno do processo de crescimento (e.g Greenwood e Jovanovic, 1990; e Bose e Cothren, 1997). Deste modo, e por forma a captar este fenómeno, o modelo a estimar recorre à técnica VAR.

3.2 Modelo

A técnica VAR permite operar satisfatoriamente na presença de endogeneidade ao examinar todas as variáveis como potencialmente endógenas (Sims, 1980). Desta forma, o modelo avalia todas as relações existentes entre variáveis sem a necessidade prévia de distinguir variáveis endógenas de exógenas tal como é necessário nos modelos de equações simultâneas. Assim, é possível examinar todas as variáveis e respetivas relações inclusivamente perante valores desfasados.

Uma vez que as variáveis não se apresentam cointegradas, o método a utilizar torna-se do tipo VAR com variáveis em primeiras diferenças. De forma a testar estas relações procedeu-se a construção do seguinte modelo:

$$X_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i X_{t-i} + CD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para $X = [\Delta \ln Y, \Delta \ln A, \Delta \ln B, \Delta \ln I, \Delta \ln P]$ e $t = 1, 2, \dots, T$, onde D_t representa o vetor de variáveis determinísticas, sendo estas a constante e a *shift dummy* (SD) que representa a entrada de Portugal na UM. C representa o vetor de coeficientes associados a cada uma das componentes determinísticas e \mathcal{E} representa a componente residual.

Especificado o modelo VAR a utilizar é importante verificar a sua qualidade identificando a existência ou não de autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade dos resíduos. Para tal realizam-se os testes de autocorrelação de Portmanteau e LM, bem como o teste de normalidade multivariada e os testes de heterocedasticidade de White (com e sem termos cruzados).

Uma vez que o foco do estudo se centra na relação entre o crescimento económico e o desenvolvimento do mercado acionista procede-se primeiro à análise de causalidade à Granger e de seguida à análise da decomposição da variância e da função de impulso-resposta, com um foco particular nestas duas variáveis. A causalidade à Granger permite identificar as relações de causalidade existentes entre as séries, segundo Granger (1969) ocorre quando uma determinada variável no presente ou passado ajuda a prever os valores futuros de outra variável. A decomposição da variância do erro de previsão permite avaliar a importância de cada variável do modelo na explicação da variância dos resíduos nas restantes variáveis e a função impulso-resposta permite analisar o comportamento das variáveis em função de um impulso existente noutra variável (*ceteris paribus*), isto é, demonstra o efeito que um choque no termo de erro em determinado período causa nos valores correntes e futuros nas variáveis endógenas.

De acordo com a teoria económica, não é consensual que uma variação positiva no rácio de capitalização de mercado cause um impacto positivo no PIB real. De facto, segundo Boubakari e Jin (2010), em Portugal uma variação no desenvolvimento do mercado acionista não se traduz num impacto significativo no crescimento do país. Espera-se que quando uma variação positiva ocorre no rácio de crédito interno (desenvolvimento do sistema bancário), os impactos sejam positivos, por via de uma melhor afetação de recursos e aumento do investimento. É igualmente importante identificar que um aumento do rácio de investimento espera-se que reflita um impacto positivo no PIB real. Pelo contrário, um choque positivo da inflação deverá refletir um impacto negativo no PIB real. Para o rácio de capitalização de mercado é esperado que uma variação positiva do PIB real se traduza num efeito positivo, tal como na ocorrência de uma variação positiva no rácio de investimento. O efeito negativo é expectável quando existe um crescimento do rácio de crédito interno pelo facto de que se o sistema bancário tem maior importância na economia o mercado acionista deverá desempenhar um papel menos relevante nesta e vice-versa. Uma vez mais um aumento da inflação deverá traduzir-se num efeito negativo, no rácio de capitalização

A secção seguinte apresenta os resultados obtidos na elaboração do modelo acima referido.

4. Resultados

As variáveis utilizadas são a taxa de crescimento real do PIB, o rácio de capitalização de mercado, o rácio de crédito interno, o rácio de investimento e a inflação. Todas as estimações foram elaboradas com recurso ao *software* econométrico Eviews 7.2.

Com 71 observações presentes realizou-se o critério de seleção de *lags* (ver apêndice C), que permitiu definir o número de ótimo a utilizar como 4, após o qual se procedeu à estimação de um modelo VAR com 4 *lags* (ver apêndice C). De seguida, verificou-se a qualidade do mesmo (Tabela 4).

Para tal, recorreu-se ao teste de Portmanteau e LM com 6 *lags*, ao teste de normalidade multivariada, através do método de Cholesky e ao teste de White.

Tabela 4 - Testes de diagnóstico

<i>Teste</i>	<i>Estatística do teste</i>	
Portmanteau	Estatística Q	82.5589***
	Estatística Q Ajustada	87.2527***
LM		27.4214
Normalidade		15.2868
White	Sem termos cruzados	622.5596

Notas: O valor-p do teste Portmanteau apresentado é referente até 5 *lags*, bem como o do teste LM apenas reporta ao 1º *lag*, o valor-p do teste de normalidade é referente ao teste Jarque-Bera e dos testes de White apenas se referem ao teste conjunto. Para verificar os testes na totalidade consultar apêndice C. *** denota significância a 1%.

Os testes, presentes na tabela 4, de Portmanteau não permitem aceitar a hipótese nula de não existência de autocorrelação dos resíduos. Porém, o teste LM permite identificar que apenas no 4 *lag* (ver apêndice C) existe evidência desta, o que não se revela problemático. O teste Jarque-Bera permite aceitar a hipótese nula de normalidade, assim como o teste de White sem termos cruzados permite aceitar a hipótese nula de homocedasticidade.

Com vista a estudar as relações existentes entre as variáveis selecionadas realizou-se então a análise da causalidade à Granger (Tabela 5), seguida da decomposição da variância (Tabela 6) e da função impulso-resposta (Figura 7).

Tabela 5 - Testes de causalidade à Granger

<i>Variável Dependente: $\Delta \ln Y$</i>		<i>Variável Dependente: $\Delta \ln A$</i>	
<i>Exclusão</i>	<i>Qui-quadrado</i>	<i>Exclusão</i>	<i>Qui-quadrado</i>
$\Delta \ln A$	16.2797***	$\Delta \ln Y$	4.7235
$\Delta \ln B$	4.1459	$\Delta \ln B$	5.1353
$\Delta \ln I$	11.0403**	$\Delta \ln I$	0.9328
$\Delta \ln P$	1.9692	$\Delta \ln P$	9.7137**
Todas	33.5522***	Todas	22.37469

Notas: Todas, identifica o teste de causalidade conjunto para todas variáveis independentes. *** e ** denotam significância a 1% e 5%, respetivamente.

Na tabela 5 identifica-se a existência de causalidade à Granger do logaritmo do rácio de capitalização de mercado e do logaritmo do rácio de investimento no PIB real. Também no conjunto das variáveis estudadas, efeitos de causalidade sobre o logaritmo do PIB real estão presentes. Da mesma forma, é possível identificar que o logaritmo do IPC causa à Granger o logaritmo do rácio de

capitalização de mercado. No conjunto das variáveis estudadas, não é possível identificar efeitos de causalidade no rácio de capitalização de mercado.

A decomposição de variância foi efetuada para 10 períodos. Sendo que este estudo está assente em trimestres, então cada período corresponde a um trimestre e 10 períodos correspondem a dois anos e meio.

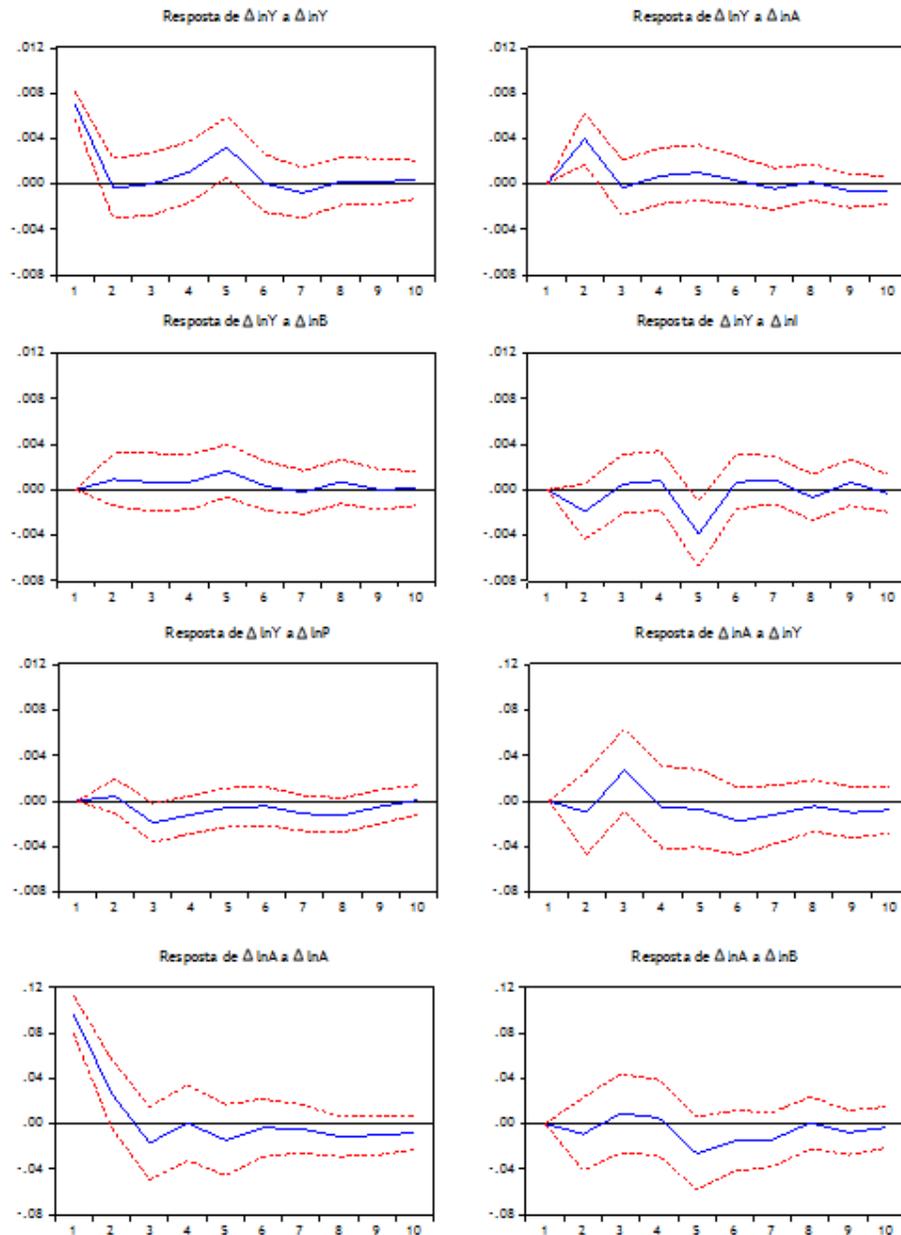
Tabela 6 - Decomposição da variância

<i>Decomposição de $\Delta \ln Y$</i>						
Período	Erro Padrão	$\Delta \ln Y$	$\Delta \ln A$	$\Delta \ln B$	$\Delta \ln I$	$\Delta \ln P$
1	0.0069	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0079	76.9388	18.4540	0.3251	4.0158	0.2663
3	0.0081	72.3378	17.3278	0.6109	4.0399	5.6836
4	0.0084	69.8973	17.4052	1.0588	4.3881	7.2507
5	0.0091	60.6392	15.3045	1.4082	16.0511	6.5970
6	0.0091	60.0699	15.3738	1.5380	16.2355	6.7827
7	0.0092	58.8884	15.0368	1.5257	16.4897	8.0595
8	0.0094	57.6041	14.7341	1.6147	16.4164	9.6307
9	0.0094	57.2116	14.7765	1.6119	16.6026	9.7974
10	0.0094	56.9650	15.0591	1.6070	16.6085	9.7604

<i>Decomposição de $\Delta \ln A$</i>						
Período	Erro Padrão	$\Delta \ln Y$	$\Delta \ln A$	$\Delta \ln B$	$\Delta \ln I$	$\Delta \ln P$
1	0.096	13.7658	86.2342	0	0	0
2	0.1043	12.0316	81.0207	0.8341	0.1437	5.9699
3	0.1097	11.9526	74.3902	0.8449	0.4025	12.4099
4	0.1111	13.0252	72.6523	0.8619	0.7768	12.6837
5	0.1143	12.3037	69.9997	4.8815	0.8314	11.9838
6	0.1159	12.0558	68.0525	5.657	1.9873	12.2474
7	0.117	12.0871	66.8318	6.6946	1.9537	12.4327
8	0.1178	12.4579	66.7134	6.6112	1.9326	12.2849
9	0.1191	12.3027	65.8827	6.5467	2.3825	12.8854
10	0.1197	12.619	65.6438	6.5144	2.3752	12.8476

A análise da decomposição de variância efetuada revela que o principal determinante do logaritmo do PIB real neste modelo é o logaritmo do rácio de capitalização de mercado, a par do logaritmo do rácio de investimento. Estes, são seguidos pelo logaritmo do IPC e pelo logaritmo do rácio de crédito interno, sendo que a influência deste último é quase nula. Curioso o facto do logaritmo do rácio de crédito interno apresentar uma influência mínima no desempenho da variável dependente. É possível identificar uma tendência de aumento de influência das variáveis que procuram explicar o logaritmo do PIB real, em detrimento da influência da própria variável do PIB. Tal situação é também evidente quando se observa a decomposição de variância do logaritmo do rácio de capitalização de mercado. Esta análise revela claramente, que neste modelo, o logaritmo do PIB real é o principal determinante da capitalização de mercado, sendo que a sua influência se verifica inclusive no primeiro

período. A segunda variável mais importante na explicação das variações do logaritmo do rácio de capitalização de mercado é o logaritmo do IPC, seguida do logaritmo do rácio de investimento e do logaritmo do rácio de crédito interno, respetivamente, embora a influência dos últimos dois também não se possa considerar muito significativa.



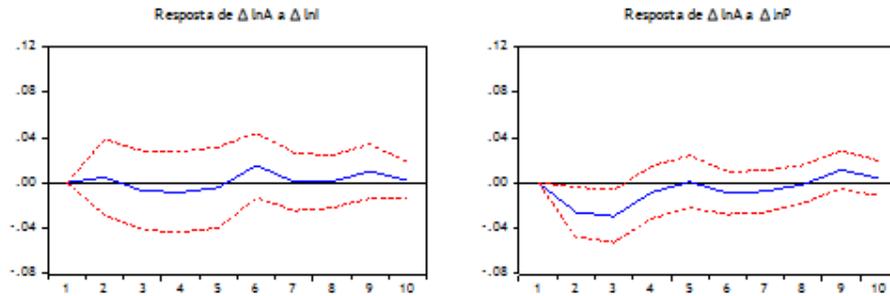


Figura 7 - Função Impulso-Resposta

A figura 7 demonstra que um impulso no logaritmo do rácio de capitalização de mercado tem um efeito positivo no logaritmo do PIB real bastante evidente no curto prazo que estabiliza no 3º trimestre mantendo movimentações pouco significativas. Um impulso no logaritmo do rácio de crédito interno traduz-se num efeito positivo pouco significativo. Após o 5º trimestre este efeito é inclusivamente quase nulo. O impulso realizado no logaritmo do rácio de investimento traduziu-se num efeito imediato negativo sendo que após o segundo período este efeito é quase insignificante, com exceção do 5º trimestre em que existe um efeito negativo bastante acentuado. O impulso no logaritmo do IPC traduz-se num efeito negativo, mais acentuado no 3º trimestre sendo que depois acaba por perder significância. A figura revela ainda que, relativamente ao logaritmo do rácio de capitalização de mercado um impulso no logaritmo do PIB real tem um efeito imediato essencialmente negativo, com exceção do 3º trimestre. Contudo o efeito do logaritmo do PIB real no logaritmo do rácio de capitalização de mercado é pouco significativo. Um impulso no logaritmo do rácio de crédito interno revela um efeito negativo no curto e longo prazo, com exceção do 3º e 4º trimestre, embora pouco significativo. Também um impulso no logaritmo do rácio de investimento demonstra um efeito negativo no curto prazo, sendo que a partir do 6º trimestre se converte em positivo. Também um efeito negativo se identifica, quando o impulso é efetuado no logaritmo do IPC. Este efeito é mais significativo no curto prazo, tornando-se mesmo positivo no 9º e 10º trimestre.

5. Discussão

O modelo VAR estimado revelou-se, através do teste de análise de qualidade, robusto. O modelo não apresenta autocorrelação dos resíduos nos primeiros desfasamentos, não apresenta evidências de heterocedasticidade e ainda passou o teste de normalidade. Desta forma os resultados obtidos não estão sob influência de enviesamentos provocados por má especificação do modelo.

A amostra do estudo contempla um período de alteração de regime de política económica, nomeadamente a mudança verificada com a adesão à UM e a crise do *subprime* que abalou a reputação de todo o sistema financeiro e se contagiou à economia real. Também se deve ter em consideração que o período estudado engloba uma época (até por volta de 1996) em que a economia do país estava em desenvolvimento e outra em que a economia do país se considera de facto desenvolvida, e o seu mercado acionista é pouco líquido. É possível concluir com robustez que o desenvolvimento do mercado acionista medido através do logaritmo do rácio de capitalização de mercado exerce uma influência positiva sobre o crescimento. Esta situação é atestada não só pelo teste de causalidade à Granger, mas

também pela análise de decomposição de variância em que se verifica que as variáveis que maior influência exercem sobre o logaritmo do PIB real são o logaritmo do rácio de investimento e o logaritmo do rácio de capitalização de mercado, respetivamente. Também na função impulso-resposta se consegue identificar uma resposta imediatamente positiva do logaritmo do PIB real a um choque provocado no logaritmo da capitalização de mercado. Esta conclusão acaba por não ir de encontro às conclusões de outros estudos (e.g Boubakari e Jin, 2010; e Fernandes 2010). Contudo, é importante referir que se o desenvolvimento do mercado acionista de facto impulsiona o crescimento, então a evolução deste em Portugal com a integração na Euronext (e.g Nielsson, 2009), deveria ter-se refletido no crescimento. Tal não se verificou, possivelmente porque a influência do mercado não é forte o suficiente e outras variáveis contrariam os seus efeitos ou porque outros fatores estão a bloquear este desenvolvimento.

Relativamente à influência do sistema bancário, os resultados permitem afirmar que não desempenha um papel relevante no crescimento do produto português, apesar de ter uma influência positiva. Esta conclusão acaba por se revelar também ela robusta, uma vez que o rácio de crédito interno não causa à Granger o logaritmo do PIB real e também a análise da decomposição da variância do logaritmo do PIB real revela que as suas movimentações são influenciadas de uma forma quase insignificante pelas movimentações do logaritmo do crédito interno. A função impulso-resposta demonstra que o logaritmo do PIB real não responde de forma significativa a um choque no logaritmo do rácio de crédito interno. Estas conclusões não estão em linha com as obtidas por Lee (2012) de que o sistema bancário desempenha um papel importante no crescimento nos países europeus. Ao contrário do que conclui Filer *et al.* (2000), os nossos resultados sugerem que a existência de um sistema bancário sofisticado não retira influência aos mercados acionistas. Porém, num cômputo geral o sistema financeiro aparenta desempenhar um papel significativo no crescimento económico, nomeadamente através do mercado acionista. Os nossos resultados não divergem dos anteriormente alcançados por Afonso *et al.* (2002).

Não se observou evidências de causalidade do PIB no desenvolvimento do mercado acionista. Este resultado está em linha com a literatura em que se identifica apenas a existência de causalidade à Granger do mercado acionista no crescimento económico (e.g.Tsouma, 2009). A análise da decomposição de variância e a função impulso-resposta indicam, contudo que uma relação entre ambas as variáveis existe. Realçando ainda que o PIB desempenha um papel negativo no desenvolvimento do mercado acionista. As variáveis de controlo, nomeadamente o rácio de investimento e o IPC, apresentam-se de acordo com o esperado. O rácio de investimento tem um impacto no crescimento económico. A inflação, não aparenta causar à Granger o crescimento económico, exerce de facto uma influência negativa no desenvolvimento do mercado acionista.

A análise da decomposição da variância efetuada para o logaritmo do PIB real e para o logaritmo do rácio de crédito interno evidenciam a existência de endogeneidade entre as variáveis, uma vez as variações do logaritmo do PIB real são explicadas em cerca de 43% pelas variações das restantes variáveis e as variações do logaritmo do rácio de crédito interno são explicadas em cerca de 35% pelas variações das restantes variáveis. A análise da decomposição da variância do logaritmo do PIB real não revela uma tendência para estabilizar e identifica-se ainda que a partir do 4º trimestre o logaritmo do rácio de investimento passa a ser mais significativo, tendo mesmo uma significância superior ao do rácio de capitalização de mercado. Também na análise da decomposição da variância do logaritmo da capitalização de mercado se identifica um efeito semelhante a partir do 4º trimestre em que o rácio de crédito interno passa a explicar em maior percentagem as movimentações do logaritmo da capitalização de mercado. As funções impulso-resposta apesar de não revelarem uma tendência óbvia para um

período de estabilização, permitem tal como na análise da decomposição da variância verificar um efeito acentuado no 5º período.

6. Conclusão

Este estudo identificou as relações existentes entre o mercado acionista e o crescimento económico em Portugal (1993-2010) num período de grande transformação económica. As variáveis estudadas, em acordo com a literatura, permitiram a obtenção de um modelo robusto. As variáveis não revelaram existência de cointegração e portanto a existência de uma relação de longo prazo. Assim, estimou-se um modelo VAR que revelou evidências conclusivas de existência de uma relação positiva entre desenvolvimento do mercado acionista e o crescimento económico. Tal situação não era espectável em Portugal, sendo que como país europeu o recurso a financiamento bancário por parte das empresas deveria estar mais interiorizado. Porém, evidência de que o sistema bancário influencia o crescimento não se confirmou. Estas conclusões apontam para a influência do sistema financeiro português, através do mercado acionista, na determinação do nível de crescimento. Este estudo revelou-se inconclusivo quanto ao papel que o crescimento económico desempenha no desenvolvimento do mercado acionista português.

As principais inovações neste estudo prendem-se com o facto das *proxies* utilizadas não terem sido ainda aplicadas desta forma no estudo do caso português. Também a inclusão de uma variável exógena (*shift dummy*) que representa a adesão do país à UM representa uma inovação no caso português.

As conclusões obtidas ajudam a clarificar o comportamento das variáveis estudadas em Portugal perante grande instabilidade e podem desempenhar um papel importante em decisões de política económica. Os resultados permitem afirmar que num quadro de decisão política económica sobre o sistema financeiro deverá ser dada maior relevância à promoção do desenvolvimento do mercado acionista, pois este irá ter um impacto positivo no crescimento do PIB.

O número moderado de observações disponíveis, bem como a necessidade de simular a capitalização de mercado, abrem espaço para investigação futura em que estejam disponíveis mais observações. Desta forma, poder-se-á também recorrer a outros métodos ou a outras *proxies*. Também a situação anómala identificada no 5º período deste estudo poderá ser alvo de maior aprofundamento. Revela-se importante identificar quais os fatores que não permitiram até agora que o desenvolvimento do mercado acionista desempenhe o seu papel no crescimento. Pois, o desenvolvimento do mercado nomeadamente com a integração na Euronext não se refletiu num crescimento do PIB ao longo dos anos, como se verifica. Assim, uma política económica de promoção do desenvolvimento do mercado acionista, apesar de se identificar que tem um impacto positivo, poderá não ser suficiente para promover o crescimento económico.

Bibliografia

- Adamopoulos, A., 2010. Stock Market and Economic Growth: Na Empirical Analysis for Germany. Business and Economics Journal (Online), disponível no sítio <http://astonjournals.com/bejarch.html>, acedido em 23-04-2012.
- Afonso, A.; Ferreira, A.; Freitas, E.; Nóbrega, C. e Pinheiro, J., 2002. Intermediaries, Financial Markets and Growth: Some more International Evidence. ISEG-UTL Department of Economics, Working Paper 2/2003/DE/CISEP.
- Akimov, A.; Wijeweera, A.; Dollery, A., 2009. Financial Development and Economic Growth: Evidence from Transition Economies. Applied Financial Economics 19, 999-1008.
- Arestis, P.; Demetriades, P. e Luintel, K., 2001. Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets. Journal of Money, Credit and Banking 33 (1), 16-41.
- Atje, R. e Jovanovic, B., 1993. Stock Markets and Development. European Economic Review 37, 632-640.
- Banco de Portugal, 2011. Boletim Económico Verão 17 (2). Disponível em <http://www.bportugal.pt>, acedido em 29-04-2012
- Bassanini, A.; Scarpetta, S. e Hemming, P., 2001. Economic Growth: The Role of Policies and Institutions; Panel Data Evidence From OECD Countries. OECD Economics Department, Working Paper 283.
- Beck, T. e Levine, R., 2004. Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence. Journal of Banking and Finance 28, 423-442.
- Bose, N. e Cothren, R., 1997. Asymmetric Information and Loan Contracts in a Neoclassical Growth Model. Journal of Money, Credit, and Banking 29, 423-439.
- Boubakari, A. e Jin, D., 2010. The Role of Stock Market Development en Economic Growth: Evidence from Some Euronext Countries. International Journal of Financial Research 1 (1), 14-20
- Camarero, M. e Tamarit, C., 2001. Intability Tests in Cointegration Relationships. An application to the Term Structure of Interest Rates. Economic Modelling 19, 783-799.
- Caner, M. e Kilian, L., 2001. Size Distortions of Tests of the Null Hypothesis of Stationarity: Evidence and Implications for the PPP Debate. Journal of International Money and Finance 20 (5), 639-657.
- Capasso, S., 2006. Stock Market Development and Economic Growth. World Institute for Development and Economic Growth. The Manchester School 76, 204-222.
- Capasso, S., 2008. Endogenous Information Frictions, Stock Market Development and Economic Growth. The Manchester School 76, 204-222.
- Caporale, G. M.; Howells, P. e Soliman, A. M., 2004. Stock Market Development and Economic Growth: The Causal Linkage. Journal of Economic Development 29, 33-50.

- Castañeda, G., 2006. Economic Growth and Concentrated Ownership in Stock Market. *Journal of Economic Behavior & Organization* 59 (2), 249-286.
- Demirgüç-Kunt, A. e Levine, R., 1996. Stock Market and Financial Intermediaries: Stylized Facts. *World Bank Economic Review* 10 (2), 291-321.
- Dickey, D. e Fuller, W. A., 1979. Distributions of the Estimates Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366), 427-431.
- Durham, J. B., 2002. The Effects of Stock Market Development on Growth and Private Investment in Lower-income Countries. *Emerging Markets Review* 3 (3), 211-232.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J., 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55 (2), 251-276.
- Fernandes, T., 2010. Finance and Growth: Is There a Link Between the Portuguese Financial System and Aggregate Productivity? Instituto Superior de Gestão e Economia, disponível no sítio hdl.handle.net/10400.5/3409, acedido em 22/04/2012
- Filer, R. K.; Hanousek, J. e Campos, N. F., 2000. Do Stock Markets Promote Economic Growth? CERGE-EI, Working Paper 151.
- Fuinhas, J. A., 2003. O Canal do Crédito, o Sobreendividamento e as Crises Económicas. Universidade da Beira Interior, Departamento de Gestão e Economia, Working Paper.
- Fuinhas, J. A. e Marques, A. C., 2011. Different Measures of Volatility: The Hypothesis of Output Composition in Portugal. *Argumenta Oeconomica* 2 (27), 37-63.
- Garcia, V. F. e Liu, L., 1999. Macroeconomic Determinants of Stock Market Development. *Journal of Applied Economics* 2 (1), 29-59.
- Goldsmith, R. W., 1969. *Financial Structure and Development*. Yale University Press: New Haven.
- Greenwood, J. e Jovanovic, B., 1990. Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy* 98 (5), 1076-1107.
- Gries, T.; Kraft, M. e Meierrieks, D., 2009. Linkage Between Financial Deepening, Trade Openness and Economic Development: Causality Evidence from Sub-Saharan Africa. *World Development* 37, 1849-1860.
- Gurley, J e Shaw, E., 1955. Financial Aspects of Economic Development. *American Economic Review* 45, 515-538.
- Handa, J. e Kha, S. R., 2008. Financial Development and Economic Growth: A Symbiotic Relationship. *Applied Financial Economics* 18, 1033-1049.
- Hansen, B. E., 1992. Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes. *Journal of Business & Economic Statistics* 10 (3), 321-335.
- Harris, R. I. D., 1995. *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall: Londres.
- Hermes, H. e Lensink, R., 2003. Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth. *The Journal of Development Studies* 40, 142-163.

- Holmstrom, B. e Tirole, J., 1993. Market Liquidity and Performance Monitoring. *Journal of Political Economy* 101, 678-709.
- Hondroyiannis, G.; Lolos, S. e Papapetrou, E., 2005. Financial Markets and Economic Growth in Greece, 1986-1999. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 15 (2), 173-188.
- Kao, C. e Chiang, M. H., 2000. On the Estimation and Inference os a Cointegrated Regression in Panel Data. *Advances in Econometrics* 15, 179-222.
- Keynes, J. M., 1973. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. MacMillian: Londres [Edição Original: 1936].
- Kim, S. J.; Moshirian, F. e Wu, E., 2005. Dynamic Stock Market Intergation Driven by the European Monetary Union: An Empirical Analysis. *Journal of Banking & Finance* 29 (10), 2475-2502.
- King, R. G. e Levine, R., 1993. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *Quarterly Journal of Economics* 108 (3), 717-737.
- Leahey, M.; Schich, S.; Wehinger, G.; Pelgrin, F e Thorgeirsson, T., 2001. Contributions of Financial Systems to Growth in OECD Countries. OECD Economics Department, Working Paper 280.
- Lee, B., 2012. Bank-based And Market-based Financial Systems: Time-series Evidence. *Pacific-Basin Finance Journal* 20, 173-197.
- Levine, R., 1991. Stock Markets, Growth and Tax Policy. *Journal of Finance* 46 (4), 1445-1465.
- Levine, R., 2004. Finance and Growth: Theory and Evidence. National Bureau of Economic Research, Working Paper 10766.
- Levine, R. e Zervos, S., 1996. Stock Markets Development and Long-Run Growth. *The World Bank Economic Review* 10 (2), 323-339.
- Levine, R. e Zervos, S., 1998. Stock Markets, Banks, and Economic Growth. *American Economic Review* 88 (3), 537-558.
- Levine, R.; Loyaza, N. e Beck, T., 2000. Financial Intermediation and Growth Causality and Causes. *Journal of Monetary Economics* 46, 31-77.
- Luintel, K. e Khan, M., 1999. A Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR. *Journal of Development Economics* 60, 381-405.
- Luintel, K.; Khan, M.; Arestis, P. e Theodoridis, K., 2008. Financial Structure and Economic Growth. *Journal of Development Economics* 18, 181-200.
- Masih, M.; Al-Elg, A. e Hadani, H., 2009. Causality Between Financial Development and Economic Growth: An Application of Vector Error Correction and Variance Decomposition Methods to Saud Arabia. *Applied Economics* 41, 1961-1699.
- Mauro, P., 2000. Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies. IMF, Working Paper 89.
- McKinnon, R. I., 1973. *Money and Capital in Economic Development*. Brooking Institution: Washington, D.C.

- Ndako, U. B., 2010. Stock Markets, Banks and Economic Growth: Time Series Evidence from South Africa. *The African Finance Journal* 12 (2), 72-92.
- Nielsson, U., 2009. Stock Exchange Merger and Liquidity: The Case of Euronext. *Journal of Financial Markets* 12, 229-267.
- Nieuwerburgh, S. V.; Buelens, F. e Cuyvers, L, 2006. Stock Market Development and Economic Growth in Belgium. New York University, Working Paper Fin-05-024.
- Omran, M. e Bolbol, A., 2003. Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth: Evidence from the Arab Countries. *Review of Middle East Economics and Finance* 1, 233-251.
- Pagano, M., 1993. Financial Markets and Growth: An Overview. *European Economic Review* 37, 631-622.
- Park, J. Y., 1992. Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica* 60, 283-306.
- Phillips, P. C. B. e Ouliaris, S., 1990. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica* 58 (1), 165-193.
- Rioja, F. e Valev, N., 2003. Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development. *Economic Inquiry* 42 (1), 127-140.
- Rousseau, P. e Wachtel, P., 2000. Equity Market and Growth: Cross-country Evidence on Timing Outcomes, 180-1995. *Journal of Banking and Finance* 24, 1933-1957.
- Schumpeter, J., 1982. *A Teoria do Desenvolvimento Económico*. Ñova Cultural: São Paulo [Edição Original: 1911].
- Shahbaz, M; Ahmed, N. e Ali, L., 2008. Stock Market Development and Economic Growth: Ardl Causality in Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics* 14, 182-195.
- Shaw, E. S., 1973. Financial Development and Economic Growth-Causality Tests. *Atlantic Economic Journal* 19, 66-74.
- Sims, C. A., 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica* 48 (1), 1-48.
- Singh, A., 1997. Stock Markets, Financial Liberalization and Economic Development. *Economic Journal* 107, 771-782.
- Spears, A., 1991. Financial Development and Economic Growth-Causality Testes. *Atlantic Economic Journal* 19, 66-74.
- Trabelsi, M., 2002. Finance and Growth, Empirical Evidence from Developing Countries: 1960-1990. *Economic Research Forum*, Working Paper 0228.
- Tsouma, E., 2009. Stock Returns and Economic Activity in Mature and Emerging Markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 49 (2), 668-685.
- Vazakidis, A. e Adamopoulos, A., 2009. Stock Market Development and Economic Growth. *American Journal of Economics and Business Administration* 1 (1), 34-40.
- Watchel, P., 2003. How Much Do We Really Know About Growth and Finance? Federal Reserve Bank of Atlanta. *Economic Review First Quarter*, 33-47.

- Wolde-Rufael, Y., 2009. Re-examining The Financial Development and Economic Growth Nexus in Kenya. *Economic Modelling* 26, 1140-1146.
- Wu, J.; Hou, H. e Cheng, S., 2010. The Dynamic Impacts of Financial Institutions on Economic Growth: Evidence from the European Union. *Journal of Macroeconomics* 32 (3), 879-891.
- Zang, H. e Kim, Y. C., 2007. Does Financial Development Precede Growth? Robinson and Lucas may be right. *Applied Economic Letters* 14, 15-19.

Apêndices

Apêndice A

Tabela A.1 - Variáveis: Definições e Fontes

<i>Variável</i>	<i>Definição</i>	<i>Fonte</i>
lnY	Logaritmo do Produto Interno Bruto real	<ul style="list-style-type: none">• Produto Interno Bruto, ano de referência 2006, Boletim Económico - Verão 2011, Banco de Portugal.
lnA	Logaritmo do Rácio de Capitalização de Mercado Acionista (Capitalização de Mercado/PIB)	<ul style="list-style-type: none">• Capitalização de mercado, NYSE Euronext.• Cotação do Psi20, NYSE Euronext, via BPSStat.• Produto Interno Bruto, ano de referência 2006, Boletim Económico - Verão 2011, Banco de Portugal.
lnB	Logaritmo do Rácio de Crédito Interno Total (Crédito Interno Total/PIB)	<ul style="list-style-type: none">• Síntese Monetária - Crédito Interno às AP e Crédito Interno (exceto AP), Banco de Portugal.• Produto Interno Bruto, ano de referência 2006, Boletim Económico - Verão 2011, Banco de Portugal.
lnI	Logaritmo do Rácio de Investimento (Investimento/PIB)	<ul style="list-style-type: none">• Formação Bruta de Capital Fixo, Boletim Económico - Verão 2011, Banco de Portugal.• Produto Interno Bruto, ano de referência 2006, Boletim Económico - Verão 2011, Banco de Portugal.
lnP	Logaritmo do Índice de Preços no Consumidor	<ul style="list-style-type: none">• Índice de Preços no Consumidor, Instituto Nacional de Estatística.
SD	<i>Shift Dummy</i> (Entrada de Portugal na união monetária)	

Apêndice B

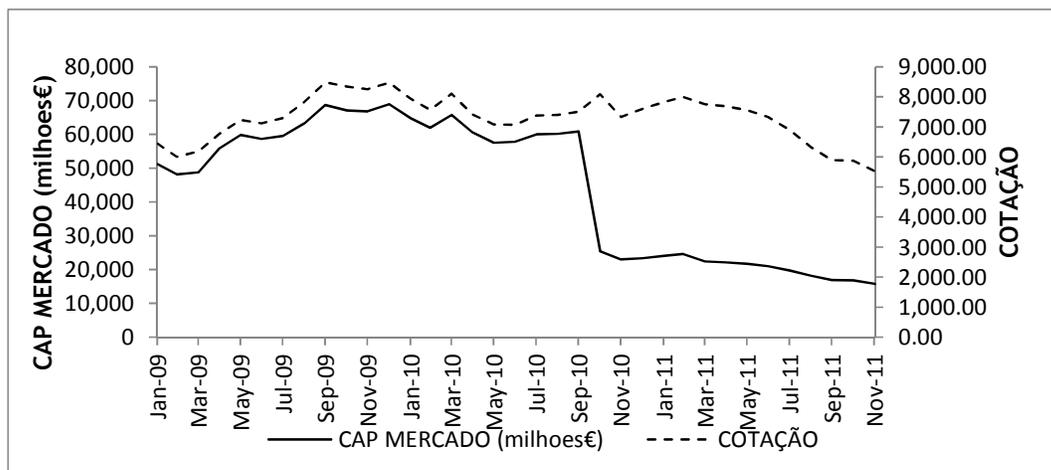


Figura B.1 - Capitalização de Mercado e Cotação do PSI20
Fonte: www.euronext.com

A inexplicável queda da capitalização de mercado evidente na figura B.1 levou à necessidade da criação de uma nova variável que simule e procure representar de uma forma fiel a capitalização de mercado real.

Tabela B.1 - Capitalização De Mercado e Cotação PSI20

Data	Cotação	Cap. Mercado
Jan-09	6.438,19	51.172
Feb-09	6.003,75	48.096
Mar-09	6.174,74	48.765
Apr-09	6.755,70	55.740
May-09	7.223,90	59.754
Jun-09	7.110,88	58.679
Jul-09	7.292,99	59.503
Aug-09	7.828,32	63.273
Sep-09	8.474,95	68.671
Oct-09	8.341,42	67.057
Nov-09	8.253,96	66.758
Dec-09	8.463,85	68.877
Jan-10	7.927,31	64.747
Feb-10	7.559,17	61.876
Mar-10	8.102,15	65.739
Apr-10	7.408,45	60.548
May-10	7.072,01	57.452
Jun-10	7.065,65	57.738
Jul-10	7.371,79	59.937
Aug-10	7.394,15	60.117
Sep-10	7.507,57	60.848

Com recurso aos dados presentes na tabela B.1 temos que,

$$\text{"RácioCC"} = \frac{\frac{1}{t} \sum_{t=1}^n \text{Cotação}}{\frac{1}{t} \sum_{t=1}^n \text{Cap.Mercado}} = 0.884909146 \quad (2)$$

Assim,

$$\frac{\text{Cotação}}{\text{"RácioCC"}} = \text{Valor}_{\text{ Simulado}_{\text{ da}_{\text{ Capitalização}_{\text{ de}_{\text{ Mercado}}}}}} \quad (3)$$

Surge então a nova variável que procura simular a capitalização de mercado (Tabela B.2).

Tabela B.2 - Cotação do PSI20 e Capitalização de Mercado Simulada

<i>Data</i>	<i>Cotação PSI 20</i>	<i>Capitalização de Mercado do PSI 20 Simulada (Milhões €)</i>
31-03-1993	3185,96	14524,23684
30-06-1993	3289,41	15872,3368
30-09-1993	3909,83	19277,23587
31-12-1993	4205,65	20856,55332
31-03-1994	4871,05	24139,49061
30-06-1994	4249,35	22538,10468
30-09-1994	4224,46	22734,04604
31-12-1994	4197,94	23200,82784
31-03-1995	3994,75	22124,15348
30-06-1995	4095,99	22809,78105
30-09-1995	3938,28	21996,42379
31-12-1995	3877,50	21976,19435
31-03-1996	4320,46	23869,06813
30-06-1996	4537,66	25646,75112
30-09-1996	4670,69	26611,41123
31-12-1996	4953,91	28200,34184
...

Apêndice C

Para seleccionar o número ótimo de *lags* estimou-se um modelo VAR com as definições por omissão e estimou-se a estatística modificada do teste LR (LR), o erro de previsão final (FPE), e os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) com 4 *lags* (Tabela C.2).

Tabela C.2 - Critérios de Seleção do Numero Ótimo de *Lags* (com 6 *lags*)

<i>Lag</i>	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	852.6773	NA	0.0000	-26.3337	-25.9963*	-26.2008*
1	876.7403	42.8623	0.0000	-26.3044	-25.1238	-25.8393
2	899.2426	36.5661	0.0000	-26.2263	-24.2024	-25.4290
3	917.4762	26.7807	0.0000	-26.0149	-23.1476	-24.8853
4	967.6074	65.7972*	1.83e-18*	-26.8002	-23.0897	-25.3385
5	987.4288	22.9186	0.0000	-26.6384	-22.0845	-24.8444
6	1019.6080	32.1791	0.0000	-26.8628*	-21.4655	-24.7365

Nota: * indica a ordem selecionada pelo critério.

Os resultados da tabela C.2 não são suficientemente conclusivos. Contudo tendem a apontar para 4 *lags*. Estimou-se então, de novo, os critérios de seleção para apenas 5 *lags* (ver tabela C.3).

Tabela C.3 - Critérios de Seleção do Número Ótimo de *Lags* (com 5 *lags*)

<i>Lag</i>	<i>LogL</i>	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
0	866.2687	NA	0.0000	-26.3467	-26.0122*	-26.2147*
1	891.7192	45.4194	0.0000	-26.3606	-25.1898	-25.8986
2	913.9350	36.2289	0.0000	-26.2749	-24.2678	-25.4830
3	932.4238	27.3065	0.0000	-26.0746	-23.2312	-24.9527
4	976.9310	58.8865*	2.06e-18*	-26.6748*	-22.9951	-25.2229
5	997.4495	23.9909	0.0000	-26.5369	-22.0209	-24.7550

Nota: * identifica o número ótimo de *lags*

Na tabela C.3 identifica-se agora mais claramente 4 *lags* como número ótimo a utilizar.

Tabela C.5 - Estimação do modelo VECM com 4 *lags*

	<i>lnY</i>	<i>lnA</i>	<i>lnB</i>	<i>lnI</i>	<i>lnP</i>
<i>lnY</i> (-1)	-0.051107 (0.18908) [-0.27029]	-1.454115 (2.63121) [-0.55264]	0.494681 (0.41143) [1.20234]	-0.287187 (0.59014) [-0.48664]	0.084999 (0.13459) [0.63153]
<i>lnY</i> (-2)	-0.005408 (0.17515) [-0.03088]	5.064180 (2.43731) [2.07777]	0.546156 (0.38111) [1.43306]	0.865929 (0.54665) [1.58407]	0.070423 (0.12467) [0.56486]
<i>lnY</i> (-3)	-0.009332 (0.17937) [-0.05203]	-1.664154 (2.49610) [-0.66670]	-0.649008 (0.39030) [-1.66283]	0.106163 (0.55983) [0.18963]	-0.053560 (0.12768) [-0.41948]
<i>lnY</i> (-4)	0.620998 (0.17669) [3.51458]	-0.131159 (2.45882) [-0.05334]	0.510008 (0.38447) [1.32651]	1.553238 (0.55147) [2.81654]	0.206494 (0.12577) [1.64178]
<i>lnA</i> (-1)	0.041386 (0.01121) [3.69313]	0.275523 (0.15594) [1.76682]	-0.024053 (0.02438) [-0.98641]	0.032314 (0.03498) [0.92391]	0.007728 (0.00798) [0.96874]
<i>lnA</i> (-2)	-0.009096 (0.01253) [-0.72598]	-0.175026 (0.17436) [-1.00384]	-0.028502 (0.02726) [-1.04542]	-0.026644 (0.03911) [-0.68135]	0.004100 (0.00892) [0.45967]
<i>lnA</i> (-3)	0.017633 (0.01139) [1.54870]	0.011098 (0.15844) [0.07004]	0.016890 (0.02477) [0.68173]	-0.000131 (0.03554) [-0.00368]	0.006377 (0.00810) [0.78685]
<i>lnA</i> (-4)	0.005847 (0.01089) [0.53709]	0.022434 (0.15150) [0.14808]	-0.000786 (0.02369) [-0.03318]	0.033881 (0.03398) [0.99713]	0.006939 (0.00775) [0.89537]
<i>lnB</i> (-1)	0.059849	-0.604904	0.100649	-0.188576	0.048526

	(0.07636) [0.78383]	(1.06255) [-0.56930]	(0.16615) [0.60579]	(0.23831) [-0.79130]	(0.05435) [0.89282]
lnB(-2)	0.044750 (0.07506) [0.59622]	1.216530 (1.04448) [1.16472]	0.412852 (0.16332) [2.52784]	0.366007 (0.23426) [1.56239]	-0.019176 (0.05343) [-0.35891]
lnB(-3)	0.022519 (0.07937) [0.28371]	-0.015432 (1.10454) [-0.01397]	-0.399627 (0.17271) [-2.31383]	-0.434804 (0.24773) [-1.75515]	-0.066409 (0.05650) [-1.17537]
lnB(-4)	0.084525 (0.07919) [1.06741]	-2.386487 (1.10195) [-2.16569]	0.275728 (0.17231) [1.60021]	0.118538 (0.24715) [0.47962]	0.075445 (0.05637) [1.33845]
lnI(-1)	-0.088680 (0.05592) [-1.58572]	0.217260 (0.77823) [0.27917]	0.045177 (0.12169) [0.37125]	-0.119639 (0.17454) [-0.68544]	0.002026 (0.03981) [0.05088]
lnI(-2)	-0.003642 (0.05325) [-0.06839]	-0.453021 (0.74104) [-0.61133]	-0.018254 (0.11587) [-0.15753]	-0.117761 (0.16620) [-0.70853]	-0.015929 (0.03791) [-0.42022]
lnI(-3)	0.050025 (0.05019) [0.99669]	-0.006113 (0.69845) [-0.00875]	0.185293 (0.10921) [1.69662]	0.192162 (0.15665) [1.22670]	-0.026935 (0.03573) [-0.75390]
lnI(-4)	-0.157990 (0.05479) [-2.88358]	-0.523588 (0.76245) [-0.68672]	-0.097365 (0.11922) [-0.81668]	-0.555893 (0.17100) [-3.25077]	-0.038765 (0.03900) [-0.99394]
lnP(-1)	0.084280 (0.15665) [0.53801]	-5.284380 (2.17995) [-2.42408]	-0.054578 (0.34087) [-0.16011]	0.286456 (0.48893) [0.58589]	0.036478 (0.11151) [0.32712]
lnP(-2)	-0.144312 (0.15780) [-0.91455]	-4.355305 (2.19586) [-1.98342]	-0.287666 (0.34336) [-0.83780]	-1.186758 (0.49249) [-2.40969]	0.049665 (0.11232) [0.44216]
lnP(-3)	-0.171667 (0.16552) [-1.03714]	-1.322300 (2.30335) [-0.57408]	-0.193364 (0.36017) [-0.53687]	-0.332175 (0.51660) [-0.64300]	-0.158853 (0.11782) [-1.34824]
lnP(-4)	-0.000966 (0.16344) [-0.00591]	-0.415641 (2.27437) [-0.18275]	-0.099247 (0.35563) [-0.27907]	-0.252770 (0.51010) [-0.49553]	0.637375 (0.11634) [5.47855]
C	0.004275 (0.00365) [1.17050]	0.121959 (0.05082) [2.39979]	0.006147 (0.00795) [0.77358]	0.008491 (0.01140) [0.74497]	-0.000888 (0.00260) [-0.34163]

SD	-0.005544 (0.00241) [-2.29799]	-0.050507 (0.03357) [-1.50452]	0.004446 (0.00525) [0.84698]	-0.015782 (0.00753) [-2.09605]	0.001653 (0.00172) [0.96249]
R quadrado	0.537103	0.414121	0.487114	0.502932	0.600728
R quadrado ajustado	0.316175	0.134496	0.242328	0.265696	0.410166
Soma dos resíduos quadrados	0.002094	0.405544	0.009916	0.020400	0.001061
Equação erro padrão	0.006899	0.096005	0.015012	0.021532	0.004911
Estatística F	2.431120	1.480989	1.989957	2.119959	3.152402
Log likelihood	248.1719	74.39206	196.8589	173.0519	270.6062
Akaike AIC	-6.853695	-1.587638	-5.298753	-4.577330	-7.533522
Schwarz SC	-6.123810	-0.857753	-4.568868	-3.847445	-6.803637
Média dependente	0.004467	-0.005720	0.013967	-0.003226	0.006505
Erro padrão dependente	0.008343	0.103195	0.017246	0.025128	0.006394
Determinante da covariância residual (dof ajustado)		4.52E-19			
Determinante da covariância residual		5.95E-20			
Log likelihood		992.5866			
Critério de informação Akaike		-26.74505			
Critério Schwarz		-23.09562			

Nota: Os valores entre () representam o erro padrão e entre [] as estatísticas t.

Tabela C.6 - Teste de Portmanteau e LM

Lags	Portmanteau		LM
	Estatística Q	Estatística Q Ajustada	Estatística LM
1	11.9882	12.1726	27.4214
2	20.1473	20.5867	20.0209
3	33.3165	34.3830	27.4991
4	56.7550	59.3337	48.9347***
5	82.5589***	87.2527***	36.3802**
6	106.7963***	113.9138***	29.5953
7	127.5942**	137.1793***	24.7803
8	144.0038*	155.8522**	22.4635
9	160.8741	175.3863**	21.1884
10	181.9978	200.2821*	25.5722
11	197.0556	218.3514	22.2476
12	207.0146	230.5235	12.4770

Nota: ***, ** e * denotam significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela C.7 - Teste a normalidade multivariada de Cholesky

<i>Componente</i>	<i>Assimetria</i>	<i>Qui-Quadrado</i>	<i>Componente</i>	<i>Curtose</i>	<i>Qui-Quadrado</i>
1	-0.4847	2.5839	1	3.5358	0.7895
2	-0.1894	0.3946	2	3.6621	1.2055
3	0.2706	0.8054	3	4.6555	7.5372***
4	-0.1859	0.3802	4	2.6726	0.2948
5	-0.3255	1.1653	5	2.7821	0.1306
Conjunto		5.3293	Conjunto		9.9574**

<i>Componente</i>	<i>Jarque-Bera</i>
1	3.3733
2	1.6001
3	8.3426**
4	0.6749
5	1.2958
Conjunto	15.2868

Nota: *** e ** denotam significância a 1% e 5%, respectivamente.

Tabela C.8 - Teste da heterocedasticidade de White

<i>Teste conjunto</i>							
Qui-Quadrado				622.5596			
<i>Componentes Individuais</i>							
<i>Dependente</i>	<i>R2</i>	<i>F</i>	<i>Qui-Quadrado</i>	<i>Dependente</i>	<i>R2</i>	<i>F</i>	<i>Qui-Quadrado</i>
Res1*res1	0.6324	1.0068	41.7355	Res4*res1	0.6712	1.1948	44.2969
Res2*res2	0.6532	1.1027	43.1130	Res4*res2	0.6784	1.2346	44.7722
Res3*res3	0.6395	1.0384	42.2076	Res4*res3	0.7232	1.5295	47.7325
Res4*res4	0.7871	2.1648**	51.9518	Res5*res1	0.5035	0.5935	33.2290
Res5*res5	0.4428	0.4653	29.2280	Res5*res2	0.5405	0.6887	35.6755
Res2*res1	0.5011	0.5879	33.0701	Res5*res3	0.4270	0.4361	28.1787
Res3*res1	0.6687	1.1817	44.1360	Res5*res4	0.7402	1.6677*	48.8530
Res3*res2	0.5940	0.8565	39.2058				

Nota: ** e * denotam significância a 5% e 10%, respectivamente.

Lista de Acrónimos

AP	Administrações Públicas
ADF	Augmented Dick-Fuller
BVLP	Bolsa de Valores de Lisboa e Porto
DOLS	<i>Dynamic Ordinary Least Squares</i>
EUA	Estados Unidos da América
FBCF	Formação Bruta de Capital Fixo
FMOLS	<i>Fully Modified Ordinary Least Squares</i>
IPC	Índice de Preços no Consumidor
KPSS	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
PIB	Produto Interno Bruto
PP	Phillips-Perron
SNF	Sociedades Não Financeiras
UM	União Monetária
VAR	<i>Vector Autoregression</i>