



Munich Personal RePEc Archive

## **Indebtedness before and after euro: an ARDL analysis of Portugal**

Gaspar, Catarina and Fuinhas, José Alberto and Marques,  
António Cardoso

Universidade da Beira Interior, Universidade da Beira Interior,  
Universidade da Beira Interior

30 June 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/57015/>  
MPRA Paper No. 57015, posted 01 Jul 2014 04:59 UTC

# Endividamento Antes e Após a Introdução do Euro: Análise ARDL do caso português

Catarina da Conceição de Pinho Gaspar, *ccpgaspar@gmail.com*; José Alberto Fuinhas, *fuinhas@ubi.pt*; and António Cardoso Marques, *amarques@ubi.pt*

University of Beira Interior, Management and Economics Department, Estrada do Sineiro, 6200-209 Covilhã, Portugal, Tel. + 351 275 319 600 Fax. + 351 275 319 601

## Resumo

Em resultado da passagem para estabilidade monetária, analisamos a taxa de esforço real com o serviço de dívida para Portugal num contexto de diminuição das taxas de juro nominais. Os dados utilizados são mensais e cobrem o período de Janeiro de 1991 a Setembro de 2013. Foi aplicado o UECM do modelo ARDL que permitiu capturar os efeitos de curto-prazo e longo-prazo. Os resultados revelam que a realidade portuguesa tem dois comportamentos distintos, um antes e outro depois da efetivação da união monetária. Detetamos a presença de diferentes variáveis na explicação do nível de endividamento, para cada um dos períodos. No primeiro período (1991M1-1998M12) apenas a variável esforço financeiro é relevante na explicação do nível de endividamento dos agentes económicos. No segundo período (1999M1-2013M9) a variável profundidade financeira, balança de pagamentos da Alemanha e saldo conjunto da balança corrente e de capital também se revelaram estatisticamente significantes no aumento do nível de endividamento. A investigação suporta para o primeiro período, que o aumento do esforço financeiro reduz o nível de endividamento dos agentes económicos. No segundo modelo, estamos perante a presença de um choque estrutural, resultado da mudança de regime que ocorreu na economia. Neste período, para uma diminuição do esforço financeiro ocorre uma diminuição do nível de endividamento, no longo-prazo. Os resultados suportam a existência de uma mudança de regime que ocorreu por volta de 1999, cuja natureza económica produziu um impacto de tal magnitude que originou a mudança de endividamento, no antes e após a introdução do euro. Para o segundo período (1999M1-2013M9) concluiu-se sobre a presença de cointegração entre o esforço financeiro e o endividamento.

*JEL classification:*

C22; E43; F15

## Palavras-chave

Taxas de juro nominais; serviço da dívida; estabilidade monetária, endividamento; ARDL

## Abstract

As a result of the transition to monetary stability, we analyzed the real effort rate with the debt service for Portugal in a context of a decrease in nominal interest rates. Monthly time series data from January 1991 to September 2013 were used. The UECM of the ARDL model was applied which allowed capturing the long-run and short-run effects. The results suggest that the Portuguese reality has two distinct behaviors, one before and one after effecting monetary union. We detected the presence of different variables in explaining the level of indebtedness in both periods. In the first period (1991M1- 1998M12), only financial effort is relevant when explaining the level of indebtedness of the economic agents. In the second period (1999M1-2013M9) the financial depth, German balance of payments and current balance and capital account are also statistically significant in the increase of the indebtedness level. The research supports that in the first period, the increase of financial effort reduces the level of indebtedness of the economic agents. In the second period, we have the presence of a structural break, resulting from the regime change that occurred in the economy. In this period, for a decrease of financial effort there is a reduction of the indebtedness level, in the long-run. The results support that there is a regime shift around 1999, whose economic nature produced an economic impact that caused indebtedness change, before and after euro introduction. For the second period (1999M1-2013M9) we obtained a cointegration relationship between financial effort and indebtedness.

*JEL classification:*

C22; E43; F15

## Keywords

Nominal interest rates, debt service, monetary stability, indebtedness; ARDL

## 1.Introdução

A passagem para estabilidade monetária tem associada a diminuição das taxas de juro nominais e reais que influenciam o nível de endividamento dos agentes económicos. O endividamento é um fenómeno que tem ocorrido com alguma frequência, tanto historicamente como mais recentemente (Allen et al., 2014). O comportamento deste fenómeno vai evoluindo sendo necessário regrar os seus excessos. A natureza financeira destes excessos tem repercussões na economia através de dois efeitos. Perante uma situação de *crash* das bolsas os sistemas financeiros sofrem um forte impacto mas rapidamente conseguem retornar ao equilíbrio. Num contexto como a recente crise financeira de 2008 o efeito na economia e no sistema financeiro é mais poderoso sendo mais difícil o retorno à estabilidade, tal é o seu impacto. Os estudos encontrados apresentam fatores de índole

psicológica e socioeconómica para explicar o nível de endividamento dos agentes económicos (Ottaviani e Vandone, 2011; Gathergood, 2012; e Flores e Vieira, 2014).

A integração da economia portuguesa numa união monetária, constituída com o intuito de garantir estabilidade monetária, pode conduzir ao fenómeno macroeconómico do endividamento. Na literatura a integração monetária é abordada no âmbito dos custos e benefícios económicos (Willer e Srisorn, 2014; Polito e Wickens, 2014; e Gibson et al., 2014), dando pouca importância ao efeito sobre as taxas de juro. A redução do prémio de risco da economia, em resultado da passagem para estabilidade monetária, produziu taxas de juro mais baixas (e.g. Banco de Portugal, 2009). A diminuição das taxas de juro nominais permite aos agentes económicos elevar a sua capacidade de endividamento em consequência da distribuição mais uniforme do serviço real da dívida no tempo. O nosso trabalho propõe-se a estudar o efeito das taxas de juro nominais na repartição do esforço real da dívida no tempo e se o esforço da dívida é relevante nos níveis de endividamento. Pretende-se, assim, analisar a complexidade deste fenómeno, se ele existe, e qual a sua relevância do ponto de vista económico.

A escolha das taxas de juro nominais vai ao encontro do corroborado por Fuinhas (2004) num estudo preliminar sobre a taxa de esforço com o serviço de dívida num contexto de passagem para estabilidade monetária. A análise empírica do autor baseia-se no papel das taxas de juro nominais, na verificação das relações de longo-prazo entre as taxas de juro nominal e o peso do endividamento no produto. Concluiu-se que as taxas de juro nominais são determinantes na distribuição do esforço da dívida. O modelo mostrou-se válido para o período em questão mas apontava a presença de alterações que sugeriam a necessidade de mais informação quando analisado num período mais alargado. A análise terminou em 2003/2004, correspondendo à fase de transição para a estabilidade monetária, pautada por altos níveis de inflação. Como tal, propomo-nos perceber como se comporta o fenómeno e de que forma é diferente do período anterior. Será necessária a introdução de mais variáveis? Serão estatisticamente significantes na explicação do nível de endividamento?

A análise empírica tem por base um horizonte temporal de 23 anos, correspondendo a um total de 273 observações mensais. Para este efeito tivemos em atenção os dados correspondentes ao crédito e taxas de juro no Banco de Portugal (BPSTAT e Boletim Estatístico). Para a recolha de dados secundários, que se mostraram relevantes na investigação, recorreremos às estatísticas disponíveis no Banco Central Europeu (BCE) e Organização para a cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE).

Verificou-se a existência de dois modelos de endividamento, um antes e outro após a introdução do euro, cuja evidência surgiu com a análise funcional entre as variáveis. A existência de outras variáveis estatisticamente significantes na explicação do nível de endividamento dos agentes económicos confirma-se como o esforço real da dívida mostrou-se estatisticamente significativo nos níveis de endividamento. A metodologia utilizada teve por base o emprego do modelo *Conditional Unrestricted Error Correction Model* (UECM) do

*Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) que permitiu a análise funcional entre os efeitos de curto e de longo-prazo.

O estudo organiza-se da seguinte forma. No próximo capítulo apresentamos um debate sobre as taxas de juro nominais e o endividamento. Neste capítulo pretende-se analisar a relação entre as taxas de juro nominais e o nível de endividamento, fazendo-se referência à dinâmica de endividamento resultante da passagem para um contexto de estabilidade nominal. No capítulo 3 apresentam-se os dados, modelos e metodologias utilizados, fornecendo-se uma análise preliminar sobre o tratamento dos dados. No capítulo 4 procede à análise dos resultados e discussão. O capítulo 5 conclui.

## **2. Debate sobre as taxas de juro nominais e o endividamento**

A passagem para períodos com estabilidade monetária, como o caso das uniões monetárias é uma questão discutida, particularmente no que diz respeito à Economia Europeia e à União Económica e Monetária (UEM). Vários autores argumentam a favor das uniões monetárias, ao defender a eliminação do risco cambial e a redução dos custos de transação (Rubio, 2014). No entanto, alguns estudos evidenciam que a flexibilidade proporcionada pela introdução do euro foi reduzida, dificultando um bom ajustamento a choques assimétricos (Baer et al., 2013; e Gibson et al., 2014), em resultado da perda da autonomia da política monetária e da capacidade de usar o câmbio para alterar os termos de troca (Gibson et al., 2014).

A introdução do euro na economia portuguesa criou melhores condições de financiamento (Baer et al., 2013). A economia atingiu estabilidade nominal com a redução das taxas de juro e de inflação (Alexandre et al., 2011). Com efeito, o aumento do endividamento refletiu a resposta das famílias à diminuição das taxas de juro, em consequência do abrandamento das restrições de liquidez (Debelle, 2004).

### **2.1. Estabilidade monetária**

Na literatura a passagem para estabilidade monetária é referenciada, como um marco na história monetária (Bartram e Karolyi, 2006; Banco de Portugal, 2009; e Conraria et al., 2010) que proporcionou a convergência das taxas de juro da zona euro e a integração dos mercados de rendimentos fixos; (Hartmann et al., 2003; Pagano e Von Thadden, 2004; e Bartram et al., 2007) a redução do custo do capital e estabelecimento de um mercado unificado de capitais (Sminou, 2011); e contribuiu para a eliminação do risco cambial em muitas transações económicas (Askari e Chatterjee, 2005) que proporcionava o aumento da disciplina de mercado sobre os governos (Fernández - Villaverde et al., 2013).

O mercado de capitais é das questões mais abordadas como benefício da introdução da moeda única (e.g. Hang et al., 2000; Syriopoulos, 2006; Morelli, 2010; e Demian, 2011). Grande parte dos estudos refere que o grau de interdependência entre os mercados dos países membros da união monetária aumentou (Yunus e Swanson, 2012). Kim et al. (2005)

mostrou que a mudança de regime na integração dos mercados teve um impacto estatisticamente significativo nos mercados de títulos europeus. Na mesma linha de investigação, Rajan e Zingales (2003) concluem que a quantidade de emissões de dívida líquida quase triplicou após a introdução da moeda comum. A integração dos mercados aumentou o investimento na área euro fortalecendo os efeitos da eliminação do risco da taxa de câmbio sobre a integração financeira regional (Santis e Gerard, 2009).

No início da união monetária Pereira (1999) identificou que a diminuição das taxas de juro nominais é o canal através do qual a adesão ao euro afeta a economia portuguesa. Embora numa fase inicial do processo, houve a perceção de que a diminuição das taxas de juro nominais conduziu à repartição uniforme do peso da dívida, no tempo, pela duração dos empréstimos (Fuinhas, 2004) permitindo que o esforço com o serviço da dívida fosse mais baixo.

## **2.2. Diminuição das taxas de juro e esforço com o serviço da dívida**

A taxa de esforço consequente do serviço da dívida é sobremaneira função do nível das taxas de juro nominais (e.g. Desmet, 2001; Harley e Davies, 2001; e Fuinhas, 2004). A diminuição das taxas de juro, associada a uma diminuição da inflação, gerou um efeito riqueza significativo para a economia, de acordo com o Banco de Portugal (2009), verificando-se a expansão das despesas de consumo e investimento.

A procura de crédito está dependente do esforço com o pagamento do serviço de dívida, como tal, a diminuição das taxas de juro reduz mais que proporcionalmente a capacidade de endividamento dos agentes económicos (Fuinhas, 2004). A diminuição das taxas de juro reduz o custo dos empréstimos a nível corporativo (Barry et al., 2008). Assim, com os menores encargos e restrições ao crédito os agentes económicos acentuam fortemente o seu endividamento (Alexandre et al., 2011), na expectativa de serem capazes de cumprir esse serviço com a dívida (Fuinhas, 2004).

Na literatura diferentes estudos abordam a questão do crescimento excessivo do crédito, em resultado do entusiasmo gerado em torno da área euro ao elevar a probabilidade do *boom* do preço dos ativos (Calza et al., 2006) e o *boom* no sector imobiliário, financiado pelo fácil acesso ao crédito facilitado pelos bancos (Willet e Srisorn, 2014). O *boom* no sector imobiliário tem mais impacto sobre a despesa (Fuinhas, 2004), com efeito das famílias deterem mais habitações do que ações. Nesta linha teórica, Karanikolos et al. (2013) refere que países como a Irlanda, Espanha e Itália desenvolveram bolhas especulativas no imobiliário, em parte resultado da adesão ao euro, alimentadas por taxas de juro artificialmente baixas. Desta forma, a diminuição do custo do capital tornou ativas as restrições de liquidez, permitindo aos agentes económicos antecipar a despesa futura com menor proporção de autofinanciamento (Boletim Económico Banco de Portugal, 2003). O acesso a crédito mais baixo contribui para a diminuição das restrições na concessão de empréstimos tornando-se mais fácil para as famílias suavizar o risco (Baer et al., 2013) resultando numa diminuição da poupança (Favilukis, 2013).

A adesão à união monetária pode desencadear a formação de expectativas “otimistas” relativamente à trajetória futura da situação económica e financeira e produzir, um aumento na oferta de crédito pelos bancos (Banco Central Europeu, 2003; e Fuinhas, 2004). Nesta situação, os agentes económicos podem confrontar-se com um património líquido inferior ao seu endividamento no estourar de bolhas especulativas (Fuinhas, 2004).

A partilha monetária diminui o prémio de risco da economia portuguesa, de acordo com o Banco de Portugal (2009), devido à diminuição do risco de crédito do país. Por sua vez, a diminuição do risco de crédito provocou alterações no equilíbrio sustentado da economia. As taxas de juro nominais são mais baixas, auxiliando na estabilidade de preços, o que afeta positivamente a eficiência dos mercados de capitais traduzindo-se no aumento do investimento (Banco de Portugal, 2009).

O risco associado à taxa de juro é efeito da preferência por taxas de juro indexadas face às taxas fixas e maturidades muito curtas, tal como identificado pelo Banco de Portugal (2003), ao reforçar que o risco é essencialmente consequência do endividamento indexado a taxas variáveis. A indexação incorporada nas taxas de juro expõe o custo da dívida a um risco de volatilidade. Países como a Bélgica, a Alemanha e a Holanda têm no crédito hipotecário, um dos segmentos mais significativos do crédito a particulares (Ministério das Finanças e Administração Pública - MFAP, 2007) que é concedido maioritariamente a taxas fixas (Debelle, 2004). Por consequência, estes países estão menos expostos ao aumento das taxas de juro, contrariamente a Portugal, onde predominam contratos com taxa de juro variável (Debelle, 2004; e MFAP, 2007).

### **2.3. Integração do sistema financeiro**

Nos vários estudos podemos dar como consensual que os bancos centrais têm dedicado especial atenção à estabilidade financeira, para alcançar e manter a estabilidade do nível de preços (Dreger e Wolters, 2014), como controlar os diversos episódios de crises financeiras e cambiais que têm vindo a desafiar o sistema financeiro internacional (Giorgio e Rotondi, 2011). De acordo com Borio e Lowe (2002), Borio et al. (2003), Granville e Mallick (2009), a inflação baixa cria um ambiente, no qual a relação entre a estabilidade monetária e financeira tem de ser repensada, pois o controlo da inflação, auxiliando e fortalecendo a credibilidade do banco central, pode camuflar desequilíbrios que podem acarretar graves consequências macroeconómicas. A diminuição da inflação reproduz uma diminuição do custo de endividamento, facilitando o acesso ao crédito por parte dos agentes económicos (FMI, 2013). Como alerta Fuinhas (2004) em períodos de inflação alta a taxa de esforço com o serviço da dívida é mais elevada na fase inicial do empréstimo e vai-se reduzindo à medida que o tempo passa.

O aumento do endividamento eleva a probabilidade dos mutuários não conseguirem cumprir as obrigações com o serviço da dívida, impondo um problema de risco moral aos mutuantes (Fuinhas, 2004). Nos diferentes estudos encontrados os bancos são tidos como os principais pilares do sistema financeiro (Hardouvelis, 2014; e Krainer, 2014). O financiamento

externo depende, assim, em grande parte dos empréstimos bancários (Beck et al., 2008a); Beck et al., 2008b); Demirguc-Kunt e Maksimovic, 1999; e Hardouvelis, 2014). Os bancos portugueses, com a entrada na UEM tiveram acesso ao mercado interbancário de empréstimos, onde a moeda comum permitia que nem credores nem devedores enfrentassem o risco da moeda comum, associado aos empréstimos internacionais (Spiegel, 2009). Desta forma, os bancos portugueses tiveram acesso a fundos quase ilimitados sem aumento dos seus custos de financiamento. A regulação bancária mostrou-se insuficiente perante a expansão do crédito impulsionada por uma política monetária frouxa, colocando muitos bancos à beira da falência (Eichler e Hielscher, 2012).

Os países que tinham consumo inferior ao desejado e de outros que tinham uma poupança superior à desejada permitiram que se fizesse uma colocação interessante da poupança destes países excedentários. Esta linha de ideias é corroborada por Alexandre et al. (2011), ao afirmar que os países de capitais excedentários, como o caso da Alemanha, aceitaram financiar o incremento da despesa nos países deficitários, como Portugal. A participação da Alemanha na UEM tornou-a um marco forte nas exportações (Batavia et al., 2013). Assim, por um lado, havia os países que se endividavam facilmente, devido ao aumento do endividamento que não era acompanhado pelo disparar das taxas de juro, por outro, a facilidade de crédito que proporcionou aos mutuantes e mutuários, a expansão da sua capacidade de endividamento. Os países mais ricos da União Monetária, ao emprestarem aos países mais pobres não tinham muito risco associado, pois acreditavam que os países iriam gerar recursos para poder pagar a dívida, uma vez que estavam na mesma área monetária e não tinham restrições de fluxo de capital (Baer et al., 2013).

#### **2.4. Integração financeira e efeitos comerciais**

O processo de integração financeira pode resultar num decréscimo ou anulação completa das restrições de capital, permitindo que a economia se envolva favoravelmente em investimento produtivo (Acemoglu et al., 2006; Acemoglu e Zilibotti, 1997), estimulando o desenvolvimento financeiro (Balgati et al., 2009; Klein e Olivei, 1999) e contribuindo para atividades de negócios mais eficientes (Rajan e Zingales, 2003). O avanço na integração financeira da área euro, segundo Gehringer (2013), pode melhorar as condições de acesso ao financiamento interno e externo por parte dos países menos desenvolvidos economicamente. Assim, os recursos financeiros estrangeiros, dos parceiros dentro e fora da área euro, estão mais acessíveis (Guiso et al., 2004), corroborando o referenciado por Umber et al. (2014), ao afirmar que o investimento direto estrangeiro é uma pedra fundamental da integração europeia.

Os efeitos comerciais do euro sugerem que a eliminação da variabilidade da taxa de câmbio nominal promoveu o comércio na área euro (Rose 2000; Faruquee, 2004; Badwin, 2006; e Gehringer, 2013). No entanto, Berger e Nitsch (2008) argumentam que pouco se acrescentou à tendência pré-existente de intensidade do comércio entre os países membros da área-euro. As taxas de câmbio flexíveis, na perspetiva de Friedman (1953), permitem uma



mudança rápida e contínua dos preços relativos facilitando o ajustamento externo. Por sua vez, Ghosh et al. (2008) e Berger e Nitsch (2014) referem que esse ajustamento não é tão linear, podendo originar problemas. Contudo, o aumento das transações financeiras com países terceiros, em detrimento da integração monetária, estimula a profundidade financeira e aumenta os efeitos de liquidez, o que encoraja os agentes estrangeiros a intensificar a sua atividade financeira. A liberalização financeira estimula a profundidade financeira, em consequência da maior mobilidade de capitais que permite maior retorno da poupança, desde que na presença de instituições adequadas e políticas macroeconómicas credíveis (Klein e Olivei, 2008). Para estes autores a livre mobilidade de capitais gera maior retorno sobre a poupança para emprestar a taxas mais favoráveis e para diversificar o risco específico do país.

## 2.5. Benefícios e custos económicos

Alguns economistas mostravam dúvidas acerca da viabilidade da moeda comum (Friedman, 2007). A entrada de Portugal na UEM visava a obtenção de benefícios económicos significativos proporcionando estabilidade monetária e financeira que fomentaria o crescimento económico e uma integração mais aprofundada dos mercados de bens, serviços, trabalho e capital (Conraria et al., 2010).

As diferenças estruturais a nível macroeconómico eram conhecidas quando se estabeleceu a unificação da união monetária (Pisani-Ferry, 2013), mas acreditava-se que na presença de políticas orçamentais sólidas, a existência de choques assimétricos, não seria um problema (Krugman, 2012). Nos seus estudos, Frankel e Rose (1997); e Frankel e Rose (1998) sustentavam que a introdução da moeda comum seria um forte motor de convergência e que o efeito *trade-off* da sua criação proporcionaria uma maior harmonização dos ciclos económicos. No entanto, a velocidade de ajustamento externo está relacionada com a natureza e tamanho dos desequilíbrios originais (Mauro e Pappadà, 2014).

Os estudos que analisam as experiências históricas e internacionais das uniões monetárias revelam que, para serem estáveis, ao contrário de um acordo cambial simples são determinadas por um conjunto de instrumentos que devem ter em conta a partilha de riscos económicos e permitam a conformidade de ajustamento face a choques económicos (Vallée, 2014). No horizonte temporal de 1999 a 2007, Pisani-Ferry (2013) refere que se começaram a evidenciar alguns problemas consequentes da formação da união monetária resultantes do fraco desempenho a nível das finanças públicas e da convergência de rendimentos, que revelou não ter sido um assunto integrante da política económica da UEM (Vallée, 2014). A presença de choques assimétricos, em resultado da heterogeneidade dos países, conduz a uma dificuldade de ajustamento (Clausen e Wohltmann, 2005), acabando por fortalecer a especialização de assimetria (Pisani - Ferry, 2013).

A instabilidade financeira, os incentivos inadequados, a dinâmica da atividade política e o rigor da fiscalização acabaram por deteriorar as condições necessárias para que a união monetária funcione de forma otimizada (Vallée, 2014). De acordo com Baer et al. (2013), fez-

se notar que, de facto, as expectativas em torno da área euro apenas foram concretizadas para um curto período de tempo.

### 3. Dados, Metodologia e Modelos

A análise começa pela identificação das variáveis utilizadas. Com base nos dados recolhidos procedemos à descrição da metodologia. De seguida procedemos à análise dos dados e testes preliminares dos quais resultam os modelos concretos.

#### 3.1. Descrição dos dados

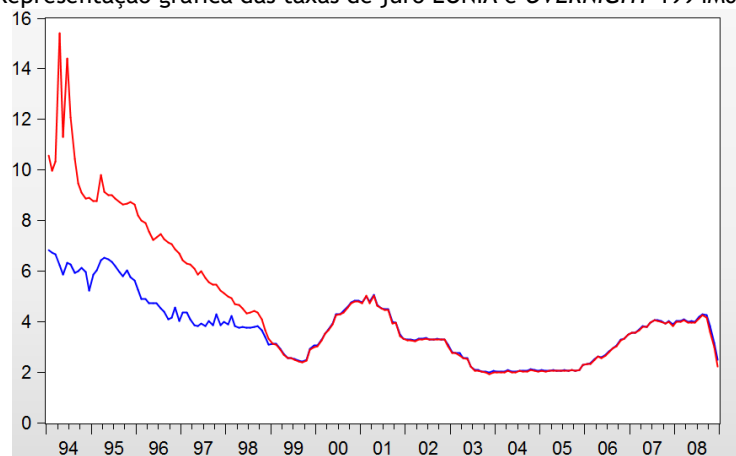
Os dados utilizados são mensais e cobrem o período Janeiro de 1991 a Setembro de 2013. A análise econométrica teve por base a modelização do UECM do ARDL que foi efetuada no *software Eviews 8*. As séries de crédito estão expressas em milhões de euros e as taxas de juro na forma decimal. A descrição das variáveis e respetivas fontes são apresentadas de seguida.

- A série do crédito interno foi retirada do BPSTAT e corresponde à soma do crédito interno (exceto administrações públicas) - Síntese Monetária- com o crédito às administrações públicas- Síntese Monetária.
- A série crédito a particulares foi retirada do BPSTAT e corresponde ao crédito a particulares (incluindo emigrantes) - Síntese Monetária.
- A série do crédito a sociedades não financeiras foi retirada do BPSTAT e corresponde ao crédito a sociedades não financeiras - Síntese Monetária.
- A série do crédito à habitação foi retirada do Boletim Estatístico do Banco de Portugal (2013) e corresponde aos empréstimos das outras instituições financeiras e monetárias a particulares - por finalidade e prazo - Habitação.
- A série da taxa de juro do crédito habitação foi retirada do BPSTAT, até Dezembro de 2002 - taxa de juro de novas operações das instituições financeiras e monetárias - média ponderada, e posteriormente a essa data recorreu-se aos valores do Boletim Estatístico emitido pelo Banco de Portugal - taxa de juro (novas operações): empréstimos a particulares da UM, habitação.
- A taxa de juro do mercado monetário equivale à junção da taxa de juro EONIA e a taxa de juro *OVERNIGHT*. A série da taxa de juro EONIA foi retirada do Banco Central Europeu e corresponde à média das observações ao longo do período - mercado monetário. A série da taxa de juro *OVERNIGHT* foi retirada do BPSTAT com operações sem garantia, com data-valor do próprio dia - mercado monetário.
- A série do produto interno bruto foi retirada dos valores disponíveis no Boletim Estatístico do Banco de Portugal, correspondendo aos (PIBpm) preços correntes, com ano base 2005.

As séries de crédito e das taxas de juro, em bruto, têm frequência mensal à exceção do crédito à habitação até Dezembro de 1997, da taxa de juro EONIA e do PIB que apresentavam periodicidade trimestral. Com o intuito de aumentar a qualidade dos testes estatísticos foi efetuada a conversão dos dados de trimestrais a mensais, aumentando a frequência dos dados, através do procedimento *Specify by Frequency /Range* do software *Eviews 8*. A correção dos dados pode conduzir ao problema de autocorrelação e heterocedasticidade de terceira ordem, uma vez que os dados não correspondem às séries originais, mas sim à sua conversão de trimestral para mensal.

A taxa de juro do mercado monetário foi obtida através da junção da taxa de juro EONIA e a taxa de juro *OVERNIGHT*, devido à inexistência de uma série que contemple o período do estudo. Os valores obtidos para a taxa de juro *OVERNIGHT*, enquadram-se no período de Janeiro de 1990 a Dezembro de 2008, enquanto para a taxa de juro EONIA registam-se valores de Janeiro de 1994 até Dezembro de 2013. A junção das duas taxas em Janeiro de 1999 deve-se ao facto de, a partir da entrada em vigor do euro, a taxa de juro *OVERNIGHT* ser “continuada” pela taxa de juro de referência para o período *overnight* da área euro. Na junção, primeiro, procedemos à representação gráfica no período com dados simultâneos (figura 1) e para o período da entrada do euro (figura 2).

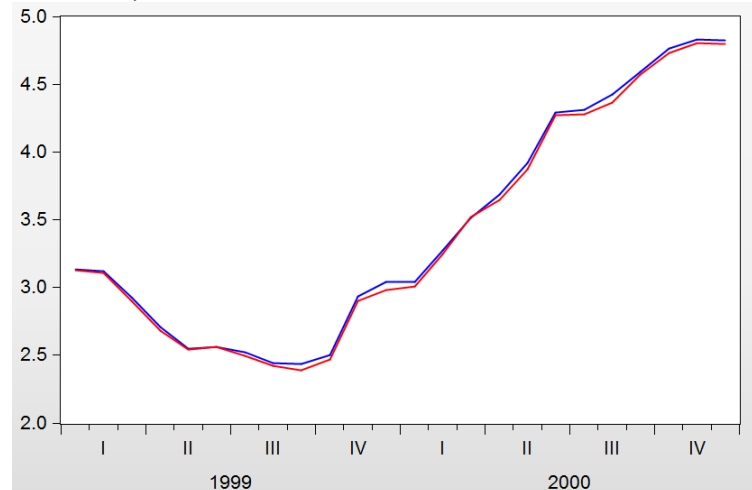
Figura 1: Representação gráfica das taxas de juro EONIA e *OVERNIGHT* 1994M01 - 2008M12



Fonte: BCE e BPSTAT. Elaboração própria.

A informação disponibilizada pela representação gráfica das taxas de juro leva-nos a concluir que visualmente, após a introdução física da moeda, em Janeiro de 1999, há quase total coincidência das taxas de juro. Na figura que se segue (figura 2), representamos as taxas de juro para o período de Janeiro 1999 a Dezembro de 2000 de forma a verificar com maior precisão a inspeção visual das duas taxas de juro.

Figura 2: Representação gráfica das taxas de juro EONIA e *OVERNIGHT* 1999M01-2000M12



Fonte: BCE e BPSTAT. Elaboração própria.

Averiguamos da análise das representações gráficas que a partir de Janeiro de 1999 as séries são relativamente próximas. Para aferir sobre a qualidade da adesão das duas séries procedemos à análise pelo *U-THEIL* que permite analisar a qualidade de ajustamento das séries.

Na análise segundo o *U-THEIL* recorremos ao programa *WIN RATS PRO 8.3* da Estima. No cálculo introduzimos as séries correspondentes às taxas de juro *OVERNIGHT* e *EONIA*, no período de dados simultâneos, e determinamos a estatística *U-THEIL* para verificar o seu grau de ajustamento. O *U-THEIL* permite verificar o grau de ajustamento das séries confrontando os resultados previstos com os resultados da previsão. Calcula-se através do rácio entre o erro quadrático médio para o modelo e o erro quadrático médio para uma previsão. A previsão média corresponde à média da amostra. Os valores do coeficiente devem estar compreendidos entre 0 e 1, onde o valor zero é a predição perfeita. Divide-se em três medidas de desigualdade, Bias, Variância e Covariância, cuja soma deve ser um. O *Bias* mede o erro sistemático, sendo esperados valores próximos a zero. A variância indica a tendência das previsões ao grau da replicação da variabilidade na variável prevista. Se a proporção da variação for grande a série que está a ser comparada dispersou consideravelmente com a previsão. A covariância mede o erro não sistemático. Idealmente deve apoiar a maior proporção da desigualdade. Os coeficientes *mean error*, *mean absolute error*, *mean squared error* e *root mean squared error*, dependem da dimensão da variável dependente. O *mean error* baixo pode esconder imprecisão devido ao efeito compensatório dos grandes erros de previsão positivos e negativos. O *mean absolute error* e *mean squared error* podem superar as limitações do *mean error*, no entanto não fornece informações sobre a precisão em relação à escala da série que está a ser analisada. O valor do *mean squared error* apresenta um valor mais elevado.

Os valores obtidos para a estatística *U-THEIL* (tabela 1) foram calculados segundo a equação (1).

$$U = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (y_t - y_t^c)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 / h + \sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^{c2} / h}}, \quad (1)$$

**Tabela 1 : *U-THEIL***

---

Forecast Analysis for OVER ( <i>OVERNIGHT interest rate</i> )	
From 1994:01 to 2008:12	
Mean Error	0.828818
Mean Absolute Error	0.870764
Root Mean Square Error	1.748158
Mean Square Error	3.056057
Mean Pct Error	0.096696
Mean Abs Pct Error	0.111072
Root Mean Square Pct Error	0.190972
Theil Inequality Measure	0.189658
Bias	0.224780
Variance	0.585706
Covariance	0.189515

---

A análise do valor de *U-THEIL* (0.189) confirma um bom ajustamento entre as séries, alertando-se para o facto de, quanto mais perto de zero melhor é o ajustamento. O valor de *Mean Square Error* deve ser mais elevado em relação aos outros parâmetros, o que se comprova com o valor obtido (3.056). O valor de *Bias* (0.225) não é muito elevado demonstrando a inexistência de um excedente sistemático na predição. As proporções de *Bias* e *Variance* devem ser pequenas para que a maioria do *Bias* seja concentrado nas proporções da *covariance*. Contudo o valor relativamente baixo de *Bias* acaba por demonstrar que o ajustamento é bom, permitindo inferir que este valor mais elevado para a *variance* não seja dramático. Como tal, podemos verificar que os resultados obtidos são indicadores de aproximação das séries, mostrando que o modelo de previsão foi adequado.

Com as séries na mesma frequência e no mesmo horizonte temporal, efetuamos a transformação das variáveis originais, através do procedimento *Generate Series* do *Eviews*. Obtivemos seis novas variáveis, especificamente, peso do crédito interno no produto (CIY), peso do crédito a particulares no produto (CPY), peso do crédito a sociedades não financeiras no produto (CSNFY), inverso da taxa de juro no mercado monetário (INVR) e inverso da taxa de juro do crédito à habitação (INVRH).

Procedeu-se, inicialmente, à análise dos diferentes agregados de crédito com base na estimação dos Métodos dos Mínimos Quadrados (OLS) para compreender qual o comportamento dos diferentes agregados. Na nossa análise o crédito interno é o mais adequado para explicar o nível de endividamento, uma vez que se trata de um agregado lato que considera o crédito dos bancos, em particular, e o crédito do Estado Português. A seleção do crédito interno é indicada numa economia para a qual existe uma grande dependência de crédito bancário. De acordo com Garcia e Liu (1999) e Chaiechi (2012), o crédito interno é usado como uma medida de desenvolvimento financeiro. A utilização desta variável que tem em conta o crédito doméstico é, no mínimo, justificada pela elevada quantidade de crédito que foi absorvido pelo Governo Português (Marques et al., 2013). Como tal, a variável dependente vai ser assumida funcionalmente como o rácio entre crédito interno e o PIB.

Verificamos que existe um modelo de endividamento antes e após a introdução do euro. O modelo 1 corresponde ao período de Janeiro de 1991 a Dezembro de 1998, e o modelo 2 de Janeiro de 1999 a Setembro de 2013. Assim, novas relações funcionais se evidenciaram sendo necessária a introdução de novas variáveis. No estudo do endividamento são utilizadas variáveis estatisticamente significantes, pelo que se mostrou adequado introduzir/testar variáveis como:

- Profundidade financeira (M2Y), que corresponde ao rácio entre a *proxy* de M2 (Depósitos à ordem e depósitos a prazo) e o PIB. A série M2 foi retirada do BPSTAT e corresponde à contribuição do agregado M2, excluindo a circulação monetária;
- Balança de pagamentos da Alemanha (BPAY) que corresponde ao rácio entre a balança de pagamentos da Alemanha e o PIB, em percentagem, medida em moeda corrente. A série foi retirada da OCDE;
- Saldo conjunto da balança corrente e de capital portuguesa (BCBCY) dividida pelo PIB. A série do saldo conjunto da balança corrente e de capital foi retirada do BPSTAT correspondentes ao saldo conjunto da balança corrente e de capital.

As séries apresentavam periodicidade mensal à exceção da balança de pagamentos da Alemanha que era trimestral, pelo que foi necessária a sua conversão para mensal.

A introdução da variável profundidade financeira é incorporada no estudo de forma a perceber se houve impacto no aprofundamento financeiro resultado da adesão ao euro defendendo a posição de Klein e Olivei (2008) ao afirmar que a liberalização financeira desencadeia profundidade financeira. A balança de pagamentos da Alemanha é introduzida devido à elevada poupança alemã que importamos no período correspondente à entrada de Portugal no euro (Batavia et al., 2013). Na balança de pagamentos da Alemanha, por forma a traduzir os valores externos na perspetiva do caso português, multiplicamos os valores por menos um. Se um aumento da poupança Alemã conduziu ao nosso aumento do endividamento deverá ter um sinal positivo. Trata-se de uma variável dimensão que permite perceber se há mais ou menos libertação de dinheiro. O saldo conjunto da balança corrente e de capital

portuguesa visa medir o impacto da entrada de fundos de investimento do exterior no nível de endividamento dos agentes económicos.

### 3.2. Metodologia Utilizada

A análise da relação funcional das variáveis tem por base o UECM do ARDL, introduzido por Pesaran e Shin (1999) e, posteriormente, alargado por Pesaran et al. (2001). O modelo permite o tratamento dos dados de uma forma flexível e a decomposição dos efeitos numa análise funcional de curto e longo-prazo. Trata-se de um teste robusto para amostras finitas, mesmo na presença de choques e mudanças de regime, pelo que se torna adequado na nossa análise, uma vez que estamos a abordar o contexto de passagem para estabilidade monetária que constitui um choque estrutural. Na prática, os fenómenos de quebras estruturais, podem ser modelizados através da utilização de variáveis *dummy* (Fuinhas e Marques, 2013). O modelo permite tirar conclusões sobre a cointegração das variáveis (Fuinhas e Marques, 2012a)). O teste ARDL tipo Bounds Test permite a utilização de um número de desfasamentos adequado para poder ser manuseado. Como é conhecido, esta abordagem tem estimativas consistentes e eficientes, quer as variáveis sejam  $I(0)$  e  $I(1)$ , assumindo como vantagem o suporte da inferência dos parâmetros com base em testes padrão. Como tal, não impõe uma suposição restritiva de que todas as variáveis tenham a mesma ordem de integração, ao contrário do teste *Johansen*, o que se torna profícuo quando a integração das variáveis é no limite  $I(0)/I(1)$  (Fuinhas e Marques, 2012b)). Confirmando-se que as variáveis não são integradas de ordem  $I(2)$ , não se coloca nenhum problema à estimação do modelo ARDL. De reforçar, que a estimação pelo teste *Johansen* não é exequível, pois apresenta como premissas a ordem de integração  $I(1)$  e um comportamento estável para todas as variáveis.

Na estimação do modelo ARDL, o número de desfasamentos baseou-se numa metodologia de aproximação, uma vez que a utilização do número de *lags* correspondente ao *Akaike Information Criterion* (AIC), não é aplicável devido à presença de valores extremos (*outliers*). O AIC é menos parcimonioso gerando mais desfasamentos. Este critério apenas deve ser utilizado quando o número de observações é razoavelmente elevado (mais de 100 observações). A nossa metodologia de aproximação passa pela tomada de decisão que seja empiricamente razoável, tendo em atenção a perda de graus de liberdade. Este procedimento é efetuado preservando a lógica económica dos modelos, eliminando as variáveis que não são estatisticamente significantes e analisando cuidadosamente os resíduos. Para a seleção do modelo tivemos de proceder à sua estabilização através da análise de testes diagnóstico. Posteriormente estimou-se o ARDL *Bounds Test* para concluir sobre a presença de cointegração. Por último, calculamos o impacto das variáveis no curto-prazo e longo-prazo e o ECM que permite verificar a velocidade de ajustamento do modelo ao equilíbrio após o choque.

### 3.3. Apresentação dos modelos

Na análise da relação de longo-prazo, entre o nível de endividamento e a taxa de juro, detetamos a existência de dois modelos de endividamento. Desta forma, procedemos à divisão do período de tempo com a análise baseada em cada modelo. As equações (2) e (3) relativas ao modelo 1 e 2, respetivamente, correspondem à especificação do modelo ARDL.

Modelo 1

$$CIY_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^a \beta_{21j} CIY_{t-j} + \sum_{j=0}^b \beta_{22j} INVR_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Modelo 2

$$CIY_t = \alpha_3 + \delta_3 TREND_t + \sum_{j=1}^a \beta_{31j} CIY_{t-j} + \sum_{j=0}^b \beta_{32j} M2Y_{t-j} + \sum_{j=0}^c \beta_{33j} BCBCY_{t-j} + \sum_{j=0}^d \beta_{34j} INVR_{t-j} + \sum_{j=0}^e \beta_{35j} BPAY_{t-j} + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

As equações (2) e (3) foram transformadas nas equações (4) e (5), que correspondem à forma UECM do ARDL.

Modelo 1

$$DCIY_t = \alpha_4 + \sum_{j=1}^a \beta_{41j} DINVR_{t-j} + \gamma_{41} CIY_{t-1} + \gamma_{42} INVR_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (4)$$

Onde D corresponde às primeiras diferenças,  $\alpha_4$  a constante e os parâmetros  $\gamma_{41}$  e  $\gamma_{42}$  explicam a dinâmica dos coeficientes de longo prazo.

Modelo 2

$$DCIY_t = \alpha_5 + \delta_5 TREND_t + \sum_{j=1}^a \beta_{51j} DM2Y_{t-j} + \sum_{j=0}^b \beta_{52j} DBCBCY_{t-j} + \sum_{j=0}^c \beta_{53j} DINVR_{t-j} + \sum_{j=0}^d \beta_{54j} BPAY_{t-j} + \gamma_{51} CIY_{t-1} + \gamma_{52} M2Y_{t-1} + \gamma_{53} BCBCY_{t-1} + \gamma_{54} INVR_{t-1} + \gamma_{55} BPAY_{t-1} + \varepsilon_{5t} \quad (5)$$

Onde,  $\alpha_5$  é a constante,  $TREND$  a tendência,  $\beta_{51j}$ ,  $\beta_{52j}$ ,  $\beta_{53j}$  e  $\beta_{54j}$  explicam a dinâmica dos coeficientes de curto-prazo e  $\gamma_{51}$ ,  $\gamma_{52}$ ,  $\gamma_{53}$ ,  $\gamma_{54}$  e  $\gamma_{55}$  explicam os multiplicadores de longo-prazo.



### 3.4. Análise e testes preliminares

A análise das propriedades estatísticas das variáveis foi efetuada como avaliação preliminar através das estatísticas descritivas (Tabela 2).

Tabela 2: Estatísticas Descritivas

Variáveis	Obs.	Média	Desvio p.	Min.	Max.
CIY	273	5.404306	1.847340	2.784337	8.854000
BCBCY	213	-21.86346	15.83819	-59.96501	32.47223
INVR	273	1.151327	2.745537	0.039801	14.92537
M2Y	273	3.440638	0.226248	2.666096	3.965420
BPAY	273	-2.306050	3.516595	2.484183	-7.814166
DCIY	272	0.019592	0.053105	-0.145031	0.282595
DBCBCY	212	0.019567	13.24517	33.63924	43.23377
DINVR	272	0.045421	0.390898	-2.579693	3.653770
DM2Y	272	0.002711	0.043572	-0.138638	0.128873
DBPAY	272	0.025990	0.277745	-1.003321	0.669987

As estatísticas descritivas do estudo são apresentadas para as séries em nível e diferenças. As variáveis apresentam aparentemente quebras estruturais em Setembro de 2000, Setembro e Novembro de 2010 e Fevereiro, Abril e Dezembro de 2011. A presença destes valores extremos vai ser capturada através da utilização das variáveis *impulse dummies*, *ID00M9*, *ID10M9*, *ID10M11*, *ID11M4*, *ID11M2*, *ID11M12*. Estas variáveis absorvem o desvio ocorrido nesse momento, isto é, a ocorrência de algo atípico na variável dependente, sem deixar que a metodologia do modelo *Bound Tests ARDL* seja afetada (e.g. Pesaran et al., 2001; Zachariadis, 2007, Hoque and Yusop, 2010; e Fuinhas Marques, 2012). O valor extremo identificado em 2000 é resultado dos efeitos do choque da adesão ao euro. Os valores registados em 2010 e 2011 são consequência da crise económica que afetou a economia portuguesa. Neste período a zona euro caiu na segunda recessão, resultado das pressões no mercado da dívida soberana (Reichlin, 2014).

Na análise da ordem de integração das variáveis estudamos a estacionaridade das séries aplicando três testes de raízes unitárias, ADF (*Augmented Dickey Fuller*), KPSS (*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin*) e PP (*Phillips Perron*). Os testes de ADF e PP são testes modelo de raízes unitárias e servem de base para a identificação da não estacionaridade das séries analisadas. O teste PP é semelhante ao teste ADF, com a hipótese nula de que a variável é raiz unitária. No entanto, o teste PP é não paramétrico, sendo menos sensível a *outliers* e quebras estruturais. O teste KPSS é um teste de confirmação, com a hipótese nula de estacionaridade. O critério *Schwartz* é utilizado no teste ADF com um número máximo de 11 desfasamentos para o primeiro modelo e 13 para o segundo. No teste PP e KPSS utilizou-se o critério automático *Newey- West Bandwidth* sugerido pelo programa.

As tabelas seguintes (tabela 3 e 4), demonstram os resultados dos testes de integração das variáveis para o primeiro e segundo modelos, respetivamente: ADF, PP e KPSS.

**Tabela 3: Testes de raízes unitárias Modelo 1**

	ADF			PP			KPSS		
CIY	-2.439137	(3)	(ct)	-4.09212 **	(11)	(ct)	0.134329	(5)	(ct)
INVR	-1.291532	(0)	(ct)	-0.835714	(5)	(ct)	0.32261 ***	(6)	(ct)
DCIY	-9.26992 ***	(2)	(cc)	-11.8818***	(3)	(cc)	0.072493	(3)	(cc)
DINVR	-11.3819 ***	(0)	(ct)	-11.9982***	(7)	(ct)	0.107036	(8)	(ct)

Nota: ( ) indica o número de desfasamentos. (ct) representa constante e tendência, (cc) com constante e (sc) sem constante e tendência, em que o critério apresentado está de acordo com o melhor ajustamento. Os asteriscos significam a rejeição da hipótese H0, \*\*\* a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

Da análise das variáveis em nível verificamos que a ordem de integração das variáveis remete para a estacionaridade da série CIY em redor de uma tendência e a série INVR ser I(1). As séries em diferenças apresentam ordem de integração zero I(0).

**Tabela 4: Testes de raízes Unitárias Modelo 2**

	ADF			PP			KPSS		
CIY	-1.606514	(1)	(cc)	-1.439739	(7)	(cc)	0.476994 ***	(4)	(ct)
INVR	3.023920	(8)	(sc)	0.869077	(7)	(sc)	0.227863 ***	(10)	(ct)
BPAY	-1.561087	(4)	(cc)	-1.194557	(0)	(cc)	0.068401 ***	(4)	(ct)
M2Y	-2.000489	(0)	(cc)	-2.026436	(3)	(cc)	0.283865 ***	(4)	(ct)
BCBCY	-1.049035	(4)	(sc)	-6.166153**	(3)	(ct)	0.476543 ***	(9)	(ct)
DCIY	-10.66173***	(0)	(cc)	-11.26612 **	(6)	(cc)	0.233173	(8)	(cc)
DINVR	-5.890289***	(7)	(ct)	-9.055102 ***	(6)	(sc)	0.070925	(7)	(ct)
DBPAY	-8.296757***	(4)	(cc)	-4.954593***	(4)	(sc)	0.234870	(0)	(cc)
DM2Y	-13.59528***	(0)	(sc)	-13.5922 ***	(1)	(sc)	0.093789	(1)	(cc)
DBCBCY	-11.00063***	(4)	(sc)	-25.38120***	(4)	(sc)	0.045828	(4)	(cc)

Nota: Nota: ( ) indica o número de desfasamentos. (ct) representa constante e tendência, (cc) com constante e (sc) sem constante e tendência, em que o critério apresentado está de acordo com o melhor ajustamento. Os asteriscos significam a rejeição da hipótese H0, \*\*\* a 1%, \*\* a 5% e \* a 10%.

A análise da ordem de integração das variáveis indica a presença de variáveis I(0) e I(1). Verificamos que as variáveis não são integradas de ordem 2 (I(2)), não se colocando nenhum obstáculo à estimação do modelo ARDL. O problema associado à ordem de integração I(2) deve-se ao facto das variáveis, além de incorporarem os choques das séries, absorverem a dinâmica da sua variação .

## 4. Resultados

Após se concluir que as variáveis são I(0) e I(1) procedeu-se à estimação do modelo ARDL e do teste de cointegração. A estimação do ARDL corroborou a presença de efeitos de curto e de longo-prazo, acrescentando a aptidão do modelo para a análise de quebras estruturais.

A estimação do modelo 1 (tabela 5) e modelo 2 (tabela 6) foram sujeitos aos testes diagnóstico que permitem aferir a não violação das propriedades econométricas desejadas. Seguem-se os testes diagnósticos utilizados: i) Teste de Normalidade *Jarque-Bera test*; ii) Correlação Serial de *Breusch-Godfrey test LM*; iii) Teste *ARCH* para a *heterocedasticidade*; iv)

Ramsey test para a especificação do modelo; e v) teste de estabilidade *CUSUM* e *CUSUM of squares*. A análise pelo teste diagnóstico *CUSUM* e *CUSUM of squares* não é apropriado, no estudo, devido à presença de variáveis *dummies* nos modelos.

Tabela 5: Estimação do Modelo ARDL 1

Dependent Variable DCIY		
Variáveis	Coefficientes	Prob.
Constant	0.284601**	0.0129
ID9601	-0.138805***	0.0026
CIY (-1)	-0.097445**	0.0161
INVR (-1)	0.531467**	0.0163
Estimated Method:	Least Squares	
Adjusted R-Squared	0.149257	
SE of Regression	0.043734	
F-Statistic	6.497196 [0.000494]	
Diagnostic Tests		
Jarque-Bera Normality	1.664743	[0.4350]
Breusch- Godfrey Serial Correlation LM-Test	(1) 1.682833	[0.1979]
	(2) 1.002796	[0.3710]
	(3) 10.02590	[0.0000]
ARCH Test	(1) 0.499846	[0.4814]
	(2) 0.426250	[0.6543]
	(3) 5.620533	[0.0014]
Ramsey RESET Test	1.963425	[0.1646]

Nota: Os resultados do teste de diagnóstico são baseados no *F-statistic*. [ ] representa os valores da probabilidade e significância a \*\*\* 1%, \*\* 5% e \* 10%.

Em geral, no primeiro modelo não foram detetados grandes choques, sendo apenas necessário a introdução de uma variável *dummy* em Janeiro de 1996 (*ID96M01*). A tendência não apresentou significância, tendo sido excluída do modelo. A variável [*CIY(-1)*] ao ser estatisticamente significativa confirma que o modelo converge para o equilíbrio. Os sinais obtidos para as variáveis estão em conformidade com a teoria económica. O coeficiente positivo de [*INVR(-1)*] revela uma relação inversa da taxa de variação do endividamento à taxa de juro nominal. Um aumento da taxa de juro traduz-se numa diminuição do nível de endividamento.

Tabela 6: Estimação do Modelo ARDL 2

Dependent Variable DCIY		
Variáveis	Coeficientes	Prob.
Constant	-0.038741*	0.0793
Trend	0.001717***	0.0022
ID11M4	0.270203***	0.0000
ID00M9	0.131011***	0.0010
ID11M12	-0.122495***	0.0023
ID10M11	0.137349***	0.0007
ID11M2	0.143653***	0.0004
ID10M9	-0.097139***	0.0015
DM2Y	0.226693***	0.0018
DBCBCY	-0.001409***	0.0000
DINVR(-1)	0.014769**	0.0259
CIY(-1)	-0.038659***	0.0048
BPAY(-1)	0.011392***	0.0015
BCBCPY(-1)	-0.001783***	0.0000
INVR(-1)	-0.002918*	0.0924
Estimated Method	<i>Least Squares</i>	
Adjusted R-squared	0.523469	
SE of Regression	0.523469	
F-Statistic	14.80968 [0.000000]	
<b>Diagnostic Tests</b>		
Jarque-Bera Normality	1.401310	[0.4963]
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM-Test	(1) 0.549781 [0.4595];	
	(2) 0.972803 [0.3802];	
	(3) 1.221648 [0.3037]	
ARCH Test	(1) 3.255994 [0.3802];	
	(2) 2.322035 [0.1011];	
	(3) 1.649687 [0.1798]	
Ramsey Reset Test	0.281145	[0.5967]

Nota: Os resultados do teste de diagnóstico são baseados no *F-statistic*. [ ] valores da probabilidade e significa a \*\*\* 1%, \*\* a 5% e \* 10%.

Os resultados obtidos para o segundo modelo (tabela 6) demonstram que o modelo apresenta uma estrutura de curto-prazo e longo-prazo. A variável [CIY(-1)] no longo-prazo suporta a variável dependente, demonstrando a convergência do modelo para o equilíbrio. Os restantes sinais obtidos são consistentes com a teoria económica.

A análise dos testes diagnósticos para os dois modelos revela que a heterocedasticidade, pelo teste ARCH, confirma que os resíduos são homocedásticos nas equações, à exceção da análise de terceira ordem, para o modelo 1. O *Ramsey Reset Test* analisa a estabilidade dos parâmetros e evidencia, para os dois modelos, uma relação funcional correta entre as variáveis e equações. O teste *Breusch-Godfrey Serial LM Tests* rejeita na primeira, segunda e terceira ordem a correlação serial entre as equações, à exceção da terceira ordem para o modelo 1.

Na tabela seguinte (tabela 7) procedemos ao cálculo do *Likelihood Ratio exclusion test (LR)* para cada variável e no conjunto das variáveis. Verificamos que as variáveis independentes são estatisticamente significantes, pelo que devem ser preservadas pelo modelo.

**Tabela 7: Likelihood Ratio Exclusion Test**

Dependent Variable DCIY	
<b>Modelo 1</b>	
CIY(-1)	6.015591 ** [0.0161]
INVR(-1)	5.985474 ** [0.0163]
ALL	3.115307 ** [0.0491]
<b>Modelo2</b>	
CIY(-1)	8.176756 *** [0.0048]
INVR(-1)	2.865757 * [0.0924]
BPAY(-1)	10.42423 *** [0.0015]
BCBCY(-1)	42.47970 *** [0.0000]
ALL	18.62792 *** [0.0000]

Nota : F-statistic. \*\*\*Significância a 1%, \*\* a 5% e \* a 10% e [ ] probabilidade.

Na apreciação da presença de uma relação de longo-prazo entre as variáveis, procedemos ao cálculo pelo *Bounds Tests* (tabela 8). O resultado foi obtido por meio da estatística F do *Wald Test*. Ao valor de K corresponde o número de variáveis independentes de cada modelo.

**Tabela 8: Resultado *Bounds Test***

Dependent Variable DCIY			
Modelo1		Valores Críticos	
K	F-statistic	Bottom	Top
1	3.115307** [0.0491]	6.84	7.84
Modelo2		Valores Críticos	
K	F-statistic	Bottom	Top
3	18.62792*** [0.0000]	5.17	6.36

Nota: Valores crítico através de Pesaran et al.(2001).\*\*\* 1% e \*\*5% de significância; e [ ] representa a probabilidade.

Ao nível de significância de 1%, a hipótese nula de não cointegração é rejeitada para o modelo 2, confirmando a existência de uma relação de longo-prazo entre as variáveis. No modelo 1, ao nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula de não cointegração.

A existência de uma relação de cointegração entre as variáveis exige que as variáveis se desloquem em conjunto, embora não possam divergir de forma independente entre si. Algum desequilíbrio entre as variáveis constitui um efeito de curto-prazo (Fuinhas e Marques, 2012a)).

## 5. Discussão

Os resultados obtidos pelo emprego do UECM do ARDL mostraram-se adequados para os modelos. A nossa análise é robusta, uma vez que passa por um extenso número de testes diagnóstico. Os valores extremos foram devidamente controlados pela utilização de variáveis *dummy* que não condicionam a validade estatística dos modelos.

A divisão do período do estudo em dois momentos deve-se à mudança do modelo de endividamento registado, no antes e após a introdução do euro. Verificamos que há diferentes variáveis estatisticamente significantes a explicar o endividamento dos agentes económicos, diferenciando assim a dinâmica do endividamento. No primeiro modelo (1991M1-

1998M12), detetamos que o esforço recorrente do pagamento com o serviço de dívida é sensível às alterações na taxa de juro nominal. A subida das taxas de juro reduz o nível de endividamento. Neste período a variação da taxa de juro é relevante no nível de endividamento dos agentes económicos, sem que outras variáveis como, a taxa de juro real, a BPAY e a M2Y sejam significantes.

No segundo modelo (1999M1-2013M9) apuramos que a transição para um contexto de estabilidade monetária e posterior integração conduz a um nível de endividamento mais elevado, em linha com os resultados de Fuinhas (2004); Farinha e Noorali (2004); e MFAP (2007). O modelo demonstra que a variável esforço financeiro, no longo-prazo, não é estatisticamente muito diferente de zero, pois apresenta um nível de significância de 10%. Nesta situação verificamos que estamos perante uma mudança estrutural. Os resultados levam-nos a concluir que a diminuição do esforço financeiro (representado pela inversa da taxa de juro nominal) está a contribuir para uma diminuição do nível de endividamento. Como tal, o aumento do endividamento por parte dos agentes económicos não é só resultado das taxas de juro. De facto, existem mais variáveis a explicar o nível de endividamento dos agentes económicos com a passagem para estabilidade monetária. No entanto, para o curto-prazo verificamos que o esforço financeiro é significativo nos níveis de endividamento.

A variável profundidade financeira (M2Y) revelou-se significativa e demonstrou um impacto positivo no nível de endividamento a curto-prazo. Este resultado era esperado, pois com o aumento da circulação de depósitos à ordem e a prazo sobre o rendimento, os agentes económicos estão mais propensos a aumentar o seu nível de endividamento, pois acham que conseguem cumprir as obrigações consequentes da aquisição desse crédito (Alexandre et al., 2011). Num contexto em que há menos variabilidade os agentes económicos passam a ter perceção da diminuição do risco e acentuam o seu endividamento ao contrário de períodos com maior moderação. A maior mobilidade de capitais e um maior retorno da poupança provocam uma maior profundidade financeira (Klein e Olivei, 2008).

O saldo conjunto da balança corrente e de capital também é estatisticamente significativo no curto e longo-prazo. Note-se que o coeficiente com sinal negativo não origina uma diminuição do nível de endividamento dos agentes económicos. De facto, um sinal negativo da balança corrente e de capital corresponde a uma acumulação de dívida do exterior. Como tal, a variável é determinante no aumento do nível de endividamento, devido ao aumento do recurso ao crédito em resultado da adesão ao euro, que gerou um incremento na capacidade de gastar da economia. A economia portuguesa não conseguiu dar resposta a estas necessidades e recorreu ao financiamento alimentado pelo exterior. É particularmente neste contexto, que se verifica que a Alemanha é umas das economias que sustentou o nosso financiamento externo.

Corroborando autores como Alexandre et al. (2011) detetamos que a balança de pagamentos da Alemanha, estatisticamente significativa no longo-prazo, foi preponderante no aumento do endividamento em Portugal. De facto, a afetação da poupança desta economia, caracterizada pelo excesso de poupança, foi estratégica pois havia pouco risco associado,

bem como lhe permitiu evitar o risco de *deficit* numa situação de acumulação da sua poupança interna. A Alemanha apresentava um saldo positivo na balança de pagamentos acompanhada pelos excedentes consideráveis em conta corrente desde o início da UEM (Schmitz e Hagen, 2011), bem como consumo interno inferior, optando por transferir a sua poupança de forma estratégica para o exterior, que maioritariamente serviu para que os países onde fui alocada pudessem adquirir os bens e produtos resultantes da produção das suas fábricas.

Apesar da complexidade detetada na literatura, o modelo que estudamos levanta a questão de se o comportamento das instituições foi adequado na apreciação do crédito. O procedimento das instituições sugere que não regram os seus excessos e a falta de disciplina na oferta de crédito provocou um aumento do patamar do nível de endividamento.

Na análise procedemos à introdução no modelo 2 da variável M2Y no longo-prazo e da BPAY no curto-prazo, mas não se mostraram estatisticamente significantes, pelo que se optou pela exclusão das variáveis que nada acrescentavam ao modelo. No modelo 1 testamos a balança de pagamentos da Alemanha, mas não se mostrou adequado como seria de esperar. A balança de pagamentos da Alemanha não era estatisticamente significativa, pois no período anterior à adesão de Portugal ao euro, a nossa taxa de câmbio funcionava como uma espécie de efeito imunidade em relação à taxa Alemã. O efeito deste instrumento de correção de potenciais desequilíbrios externos perdeu-se, a partir de Janeiro de 1999 (Conraria et al., 2010).

No estudo procedemos à análise pelo crédito à habitação e pelo crédito a empresas e particulares. Fizemo-lo com o intuito de perceber qual o comportamento das séries perante a taxa de esforço com o serviço da dívida. A utilização do crédito à habitação afigurava-se como alternativa, pois o esforço financeiro deste crédito é mais poderoso sobre as famílias, e corresponde aos produtos financeiros que mais fortalece a ligação entre os bancos e os clientes (Vieira, 2010). O crédito a empresas e particulares, também seria interessante, pelo que as empresas passam a ter à sua disposição um conjunto de recursos que lhes permitem uma gestão diferente das suas necessidades de financiamento, uma vez que a redução dos custos dos empréstimos permite às empresas o aumento da alavancagem e o aumento dos vencimentos da dívida (Muradoglu, 2014). No entanto, a variável crédito interno é a mais adequada uma vez que é um crédito total que incorpora agregados mais pequenos que trazem modificações dentro do crédito.

Os cálculos dos impactos das variáveis no curto e longo-prazo para os modelos estão apresentados na tabela seguinte (tabela 8). No curto-prazo são representados pelos coeficientes das primeiras variáveis em diferenças. No longo-prazo têm por base os coeficientes estimados das respetivas variáveis independentes desfasadas, divididos pelo desfasamento da variável dependente, multiplicado por sinal negativo.

Tabela 9: ECM e impactos de curto-prazo e de longo-prazo das variáveis

Dependent Variable DCIY		
	Model 1	Model 2
ECM(-1)	-0.097445**	-0.038659***
Short-run		
DINVR		0.014769**
DM2Y		0.226693***
DBCBCY		-0.001409***
Long-run		
INVR	6.37682***	-1.926945*
BCBCY		-2.557480**
BPAY		4.586921***

Nota: Significância a \*\*\* 5% e \*\* 10%.

No longo-prazo, para o primeiro modelo verificamos que a variável INVR, que corresponde à inversa da taxa de juro nominal, tem um impacto positivo no nível de endividamento de 6.377 (p-value=0.0000). No longo-prazo, para o segundo modelo, verificamos que a variável apresenta um impacto negativo no nível de endividamento, mas que é estatisticamente não diferente de zero, uma vez que apresenta uma significância a 10%. No curto-prazo a variável tem um impacto positivo no nível de endividamento de 0.015 (p-value=0.0259). A variável M2Y exerce um impacto positivo, no curto-prazo, sobre o nível de endividamento. Um aumento no rácio de 1 provoca um aumento do endividamento em 0.227 (p-value=0.0018). O saldo conjunto da balança corrente e de capitais, embora apresente um coeficiente negativo, no curto e longo-prazo, corresponde a um aumento do nível de endividamento dos agentes económicos. O sinal negativo corresponde, na nossa economia, a uma acumulação de dívida sobre o exterior, de forma a responder às nossas necessidades de financiamento. Desta forma, o valor negativo deste coeficiente representa do ponto de vista da nossa economia, um aumento do endividamento. A balança de pagamentos da Alemanha contribui positivamente para o aumento do nível de endividamento. A poupança externa importada da Alemanha aumenta em 4.587 (p-value=0.0000) o endividamento.

O *Error Correction Mechanism* (ECM) (tabela 9) permite ter a perceção da velocidade de ajustamento do modelo ao equilíbrio após o choque. Podemos concluir que a velocidade de ajustamento mensal após um choque nas séries é muito lenta para os dois modelos.

## 6. Conclusão

Em resultado da passagem para estabilidade monetária, procedemos à análise da taxa de esforço real com o serviço da dívida, num contexto de diminuição das taxas de juro nominais. A análise para Portugal foi efetuada para um horizonte temporal longo o que permitiu a confiança reforçada na inferência estatística. Os resultados suportam a existência de uma mudança de regime que gerou dois comportamentos distintos, provocando uma



alteração estrutural no rácio do endividamento. Desta forma, verifica-se a presença de dois modelos de endividamento, um antes (1991M1-1998M12) e outro após (1999M1-2013M9) a introdução do euro.

No segundo modelo os resultados são menos parcimoniosos levantando a necessidade de introduzir mais variáveis explicativas do nível de endividamento dos agentes económicos. Como tal, procedemos à introdução de variáveis tendo por base a literatura e a interpretação da especificidade da economia portuguesa. A variável profundidade financeira, o saldo conjunto da balança corrente e de capital portuguesa e a balança de pagamentos da Alemanha mostraram-se estatisticamente significantes.

Os nossos resultados revelam que o esforço real da dívida é significativa no nível de endividamento. A diminuição do esforço financeiro provocou uma diminuição do nível do endividamento, no segundo modelo para o longo-prazo, evidenciando que o aumento do endividamento é consequente de outras variáveis explicativas, que não apenas as taxas de juro. No curto-prazo um aumento da taxa de juro produz uma diminuição do nível de endividamento, para o primeiro e segundo modelo.

A presença de cointegração foi confirmada apenas para o modelo 2. A balança de pagamentos da Alemanha mostrou que houve uma canalização da poupança deste país na economia portuguesa, que determinou o aumento do nível de endividamento.

Os resultados da investigação sugerem que seria interessante verificar se este fenómeno em particular também se verifica na generalidade, investigando-se num ou mais países ou num conjunto de países em painel, de forma a compreender qual a sensibilidade dos agentes económicos perante a taxa de esforço com o serviço da dívida. Uma vez provado o impacto relevante da gestão da poupança interna da Alemanha, desperta a curiosidade de estudar se estas conclusões podem ser estendidas a países, como por exemplo, os do sul da Europa, ou então verificar a relação entre países do centro e do sul da Europa.

## **Referências Bibliográficas**

- Acemoglu, D., Zilibotti, F., 1997, "Was Prometheus unbound by chance? Risk, diversification and growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 105, pp.709 - 752
- Acemoglu, D., Aghion, P., Zilibotti, F., 2006, "Distance to frontier, selection, and economic growth", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 4, pp.37 - 74
- Alexandre, F., Aguiar-Conraria, L., Bação, P., Portela, M., 2011, "A poupança em Portugal", Universidade do Minho, Working papers series, No.29
- Allen, F., Vayanos, D., Vives, X., 2014, "Introduction to Financial Economics", *Journal of Economic Theory*, Vol.149, pp.1-14
- Askari, H., Chatterjee, J., 2005, "The Euro and Financial Market Integration", *JCMS*, Vol. 43 No.1, pp.1-11
- Baldwin, R., 2006, "The Euro's trade effects", ECB working paper, No. 594
- Banco de Portugal, 2003, " Boletim Económico Junho 2003", *Estudos Económicos*, Vol.9 No.2, pp.1 - 45

- Banco Central Europeu, 2003, “Relatório anual 2003”, <http://www.bportugal.pt/ptPT/PublicacoesIntervencoes/BCE/RelatorioAnual/Publicacoes/rabce03-pt.pdf>, acedido em 2.11.2013
- Banco de Portugal, 2009, “A Economia Portuguesa no Contexto da Integração Económica, Financeira e Monetária”, Departamento de estudos económicos, Lisboa
- Baer, W., Dias, D.A., Duarte, J.B., 2013, “ The economy of Portugal and the European Union: From high growth prospects to the debt crisis”, *The Quartely Review of Economics and Finance*, Vol.53, pp.345-352
- Baltagi, B. H., Demetriades, P. O., Law, S. H., 2009, “Financial development and openness: Evidence from panel data”, *Journal of Development Economics*, Vol. 89, pp.285-296
- Bartram, S.M., Karolyi, G.A., 2006, “The impact of the introduction of the Euro on foreign Exchange rate risk exposures”, *Journal of Empirical Finance*, Vol.13 No.4-5, pp.519-549
- Bartram, S., Taylor, S.J., Wang, Y.-H., 2007, “The euro and European financial market dependence”, *Journal of Banking and Finance*, Vol.31, pp.1461 - 1481
- Barry, C. B., Mann, S.C., Mihov, V. T., Rodriguez, M., 2008, “Corporate debt issuance and the historical level of interest rates”, *Financial Management*, Vol.37, pp.413 - 430
- Batavia, B., Nandakumar, P., Wague, C., 2013, “ Export stagnation and budget deficits in the peripheral EU nations with MEU membership”, *Journal of Economic Asymmetries*, Vol.10, pp. 94-100
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., Laeven, L., Levine, R., 2008a), “Finance, firm size, and growth”, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol.40, pp.1379 - 1405
- Beck, T., Demirguc-Kunt, A., Maksimovic, V., 2008b), “Financing patterns around the world: Are small firms different?”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, pp.467 - 487.
- Berger, H., Nitsch, V., 2008, “Zooming out: The trade effect of the euro in historical perspective”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 28 No.8, pp.1244 - 1260
- Berger, H., Nitsch, V., 2014, “ Wearing corset, losing shape: The euro`s effect on trade imbalances”, *Journal of Policy Modeling*, Vol.36 No.1, pp.136-155
- Borio, C., Lowe, P., 2002, “Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus”, Working Papers, No.114
- Borio, C., English, B., Filardo, A., 2003, “A tale of two perspectives: old or new challenges for monetary policy?”, BIS Working Papers, No.127
- Büyükkarabacak, B., Valev, N. T., 2010, “The role of household and business credit in banking crises”, *Journal of Banking and Finance*, Vol.34 No.6, pp. 1247-1256
- Calza, A., Manrique, M., Sousa, J., 2006, “Credit in the euro area: An empirical investigation using aggregate data”, *The Quartely Review of Economics and Finance*, Vol.46 No.2, pp. 211-226

- Chaiechi, T., 2012, “ Financial development shocks and contemporaneous feedback effect on key macroeconomic indicators: a post Keynesian time series analysis”, *Economic Modelling*, Vol.29 No.2, pp.487 - 501
- Conraria, L. A., Fernando, A., Pinho, M. J. N. C., 2010, “O euro e o crescimento da economia portuguesa: uma análise contrafactual”, Universidade do Minho, Working paper series, No.37
- Clausen, V., Wohltmann, Hans-Werner, 2005, “Monetary and Fiscal policy dynamics in a asymmetric monetary union”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.24 No.1, pp.139-167
- Debelle, G., 2004, “Household debt and macroeconomy”, *BIS Quarterly Review*, pp. 51-64
- Demian, C.V., 2011, “Cointegration in Central and East European markets in light of EU accession”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 21 No.1, pp.144-155
- Demirguc-Kunt, A., Maksimovic, V., 1999, “Institutions, financial markets and firm debt maturity”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 54 No.3, pp. 295 - 336
- Desmet, K., 2001, “Accounting for the Mexican banking crisis”, *Emerging Markets Review*, Vol.1 No.2, pp. 165-181
- Dreger, C., Wolters, J., 2014, “ Money demand and the role of monetary indicators in forecasting euro area inflation”, *International Journal of Forecasting*, Vol.30 No.2, pp.303-312
- Eichler, S., Hielscher, K., 2012, “Does the ECB act as a lender of last resort during the subprime lending crisis? Evidence from monetary policy reaction models”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.31 No.3, pp.552-568
- Farinha, L., Noorali, S., 2004, “ Endividamento e riqueza das famílias portuguesas”, *Relatório de Estabilidade Financeira*, Banco de Portugal
- Flores, S. A. M., Vieira, K.M., 2014, “Propensity toward indebtedness: An analysis using behavioral factors”, *Journal of Behavioral factors, Journal of Behavioral and Experimental Finance*, Vol.3, pp. 1 - 10
- Faruqee, H., 2004, “Measuring the trade effects of the euro”, *IMF working paper*, No. 04/154
- Favilukis, J., 2013, “Inequality, stock market participation, and the premium”, *Journal of Financial Economics*, Vol.107 No.3, pp.740-759
- Fernández-Villaverde, J., Garicano, L., Santos, T., 2013, “Political credit cycles: the case of the eurozone”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27 No.3, pp. 145 - 166
- FMI, 2013, “Reassessing the role and modalities of fiscal policy in advanced economies”, *IMF policy paper*, Washington D. C.
- Frankel, J.A., Rose, A., 1997, “Is EMU more justifiable ex-post than ex-ante”, *European Economic Review*, Vol. 41 No.3-5, pp.753-760
- Frankel, J.A., Rose, A., 1998, “The endogeneity of the optimum currency area criteria”, *The Economic Journal*, Vol.108 No.449, pp.1009-1025

- Friedman, M., 2007, "An interview with Milton Friedman", Interviewed by John B. Taylor, May 2000, Samuelson, P., Barnett, W. (Eds.), *Inside the Economist's Mind, Conversations with Eminent Economists*, Blackwell, Oxford (chapter 6)
- Friedman, M., 1953, "The case for flexible exchange rates", *Essays in positive economics*, The University of Chicago, pp. 157-203
- Fuinhas, J.A., 2004, "Taxas de juro nominais e endividamento: perspetivas para a economia portuguesa", *Texto para discussão, Universidade da Beira Interior, No.E- 01/2004*
- Fuinhas, J.A., Marques, A.C., 2012a), "An ARDL approach to the oil and growth nexus: portuguese evidence", *Energy Sources, Part B, Economics, Planning, and Policy*, Vol. 7 No.3, pp. 282 - 291
- Fuinhas, J.A., Marques, A.C., 2012b), " Energy consumption and economic growth nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: An ARDL bounds test approach (1965-2009)", *Energy Economics*, Vol.34 No.2, pp.511-517
- Fuinhas, J.A., Marques, A.C., 2013, "Rentierism, energy and economic growth: The case of Algeria and Egypt (1965 - 2010)", *Energy Policy*, Vol.62, pp.1165-1171
- Fuinhas, J.A., Marques, A. C., 2014, " Are Natural Resources and apartheid playing a relevant role in the energy- growth nexus in South Africa?", *University of Beira Interior, Management and Economics Department and NECE*, Vol.21, pp.5-6
- Gathergood, J., 2012, " Self-control, financial literacy and consumer over-indebtedness", *Journal of Economic Psychology*, Vol.3 No.3, pp.590-602
- Garcia, V.F., Liu, L., 1999, "Macroeconomic determinants of stock market development", *Journal of Applied Economics*, Vol. 2 No.1, pp.29 - 59
- Gehring, A., 2013, "Growth, productivity and capital accumulation: The effects of financial liberalization in the case of European integration", *International Review of Economics and Finance* ,Vol.25, pp.291-309
- Gibson, H. D., Palivos, T., Tavlas, G.S., 2014, "The crisis in the Euro Area : An Analytic Overview", *Journal of Macroeconomics*, Vol.39 Parte B, pp.233-239
- Giorgio, G.D., Rotondi, Z., 2011, "Financial stability, interest-rate smoothing and equilibrium determinacy", *Journal of Financial Stability*, Vol.7 No.1, pp. 1-9
- Glosh, A.R., Terrones, M.E., Zettelmeyer, J., 2008, "Exchange rate regimes and External Adjustment: New Answers to the old Debate", *International Found Monetary Fund*, pp.1 -15
- Glosh, A. R., Terrones, M., Zettelmeyer, J. 2013, " Is the Exchange rate regime really irrelevant for external adjustment?", *Economics letters*, Vol. 118 No.1, pp.104-109
- Granville, B., Mallick, S., 2009, "Monetary and financial stability in the euro area: Pro-cyclicality versus trade-off", *Journal of International Financial Market*, Vol.19 No.4, pp.662-674
- Guiso, L., Jappelli, T., Padulla, M., Pagano, M., 2004, " Financial market integration and economic growth in the EU", *Economic Policy*, Vol.19 No.118, pp. 523 - 577

- Haug, A.A.M., MacKinnon, J.G., Micehlis, L., 2000, "European monetary union: a cointegration analysis", *Journal of International Money and Finance*, Vol.19 No.3, pp.419 - 432
- Hardouvelis, G.A., Malliaropoulos, D., Priestley, R., 2006, "EMU and European stock-market integration", *Journal of Business*, Vol. 79, pp. 365 - 392.
- Hardouvelis, G.A., 2014, " Comment on Lessons for Monetary Policy from the Euro- Area Crisis", *Journal of Macroeconomics*, Vol.39 Parte B, pp.383-386
- Harley, E., Davies, S., 2001, "Low inflation: Implications for the FSA, FSA Financial Services Authority", *Occasional Paper Series*, No.14
- Hartmann, P., Maddaloni, A., Manganelli, S., 2003, "The euro area financial system: structure, integration and policy initiatives", *Oxford Review of Economic Policy*, No. 19, pp. 180 - 213
- Hoque, M., Yusop, Z., 2010, "Impacts of trade liberalisation on aggregate import in Bangladesh: an ARDL bounds test approach", *Journal of Asian Economics*, Vol. 21 No.1, pp. 37-52
- Karanikolos, M., Mladovsky, P., Cylus, J., Thomson, S., Basu, S., Stuckler, D., Mackenbach, J.P., Mckee, M., 2013, " Financial crisis austerity, and health in Europe", *The Lancet*, Vol.381 No.9871, pp.1323-1331
- Kim, Suk-Joong, Moshirian, F., Wu, E., 2005, " Dynamic stock market integration driven by the European Monetary Union: an empirical analysis", *Journal of Banking and Finance*, Vol.29 No.10, pp.2475 - 2502
- Klein, M., Olivei, G., 1999, " Capital account liberalization, financial depth, and economic growth", *NBER Working Paper*, No.7384
- Klein, M.W., Olivei, G.P., 2008, " Capital account liberalization, financial depth, and economic growth", *Journal of International Money and Finance*, Vol.17 No.6, pp.861-875
- Krainer, R.E., 2014, "Monetary policy and bank lending in the Euro Area: Is there a stock market channel or an interest rate channel?", *Journal of International Money and Finance*, In Press, Corrected Proof
- Krugman, P., 2012. "Revenge of The Optimum Currency Area", *New York Times*.
- Marques, L. M., Fuinhas, J. A., Marques, A. C., 2013, " Does the stock market cause economic growth? Portuguese evidence of economic regime change", *Economic Modelling*, Vol.32, pp.316 - 324
- Mauro, F., Pappadà, F., 2014, " Euro área external imbalances and the burden of adjustment", *Journal of International Money and Finance*, In Press, Accepted Manuscript
- MFAP, 2007, "Economia Portuguesa", *Gabinete de Planeamento, Estratégia, Avaliação e Relações Internacionais*, Lisboa

- Morelli, D., 2010, "European capital market integration: An empirical study based on a European asset pricing model", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 20, pp.363-375
- Muradöglu, Y. G., Onay, C., Phylaktis, K., 2014, "European integration and corporate financing", *International Review of Financial Analysis*, Vol.33, pp.138-157
- Narayan, P. K., 2005, "The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests", *Griffith Business School, Department of Accounting, Finance and Economics*, Vol.37, pp. 1979 - 1990
- Ottaviani, C., Vandone, D., 2011, "Impulsivity and household indebtedness: Evidence from real life", *Journal of Economic Psychology*, Vol.32 No.5, pp.754-761
- Pagano, M., von Thadden, E.-L., 2004. "The European bond markets under UEM" *Oxford Review of Economic Policy*, No.20, pp.531 - 554
- Pereira, A. M., 1999, "O impacto do euro no comportamento de longo-prazo da economia portuguesa", *Boletim Económico do Banco de Portugal*
- Pesaran, M, Shin, Y., 1999, "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom, S. (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*", Cambridge University Press, Cambridge
- Pesaran, M., Shin, Y., Smith, R., 2001, "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics* , Vol.16 No.3, pp. 289-326
- Pisani- Ferry, J. 2013, "The known unknowns and unknown unknowns of European Monetary Union", *Journal of International Money and Finance*, Vol.34, pp.6-14
- Polito, V., Wrickens, M., 2014, "How the Euro Crisis Evolved and how to Avoid Another: EUM, Fiscal Policy and Credit Ratings", *Journal of Macroeconomics*, Vol.30, Parte B, pp.364-374
- Willett, D. T., Srisorn, N., 2014, "The political economy of the Euro crisis: Cognitive biases, faulty mental models, and time inconsistency", *Journal of Economics Business*, In Press, Corrected Proof
- Rajan, R. G., Zingales, L., 2003,"The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century", *Journal of Financial Economics*, Vol.69, pp. 5 - 50
- Reichlin, L., 2014, "Monetary Policy and Banks in the Euro Area:The Tale of Two crises", *Journal of Macroeconomics*, Vol.39 Part B, pp. 387-400
- Rubio, M., 2014, "Housing-market heterogeneity in a monetary union", *Journal of International Money and Finance*, Vol.40, pp.163 - 184
- Rose, A.,2000," One money, one market: The effect of common currencies on trade" *Economic Policy*, Vol. 15 No.30, pp.7 - 45
- Santis, G., Gerard, B., Hillion, P., 2003, "The relevance of currency risk in the EUM", *Journal of Financial Economics*, Vol. 55, pp.427 - 462
- Santis, R., Gerard, B., 2009, "International portfolio reallocation: diversification benefits and European monetary union", *European Economic Review*, Vol.53 No.8, pp.1010 - 1027

- Schmitz, B., Hagen, J.V., 2011, “ Current account imbalances and financial integration in the euro área”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.30 No.8, pp.1676-1695
- Spiegel, M. M., 2009, “Monetary and financial integration: Evidence from the UEM”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.23 No.2, pp. 114-130
- Smimou, K., 2011, “Transition to the Euro and its impact on country portfolio diversification”, *Research in the International Business and Finance*, Vol. 25 No.1, pp.88-103
- Syriopoulos, T., 2006, “Risk and return implications from investing in emerging European stock markets”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 16, pp.283 - 299
- Unger, M.P., Grote, M.H., Frey, R., 2014, “ Same as it ever was? Europe`s national borders and the market for corporate control”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.40, pp.109 - 127
- Vallée,S., 2014, “ From mutual insurance to fiscal federalismo: Rebuilding the Economic and Monetary Union after the demise of the Maastricht architecture”, *International Economics*, Vol. 138, pp.49-62
- Vieira, A.C., 2010, “Proposta de Sistema de Reconhecimento da Qualidade do Atendimento no Crédito à habitação”, Projeto para a obtenção do grau de Mestre, ISEGI, Universidade Nova de Lisboa.
- Yunus, N., Swanson, P.E., 2012, “ Changing integration of EUM public property markets”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.22 No.1, pp.194-208
- Zachariadis, T., 2007, “ Exploring the relationship between energy use and economic growth with bivariate models: new evidence from G-7 countries”, *Energy Economics*, Vol. 29 No.6, pp. 1233 - 1253

## Lista de Acrónimos

ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Akaike Information Criterion
ARDL	Autoregressive Distributed Lag
BCE	Banco Central Europeu
EONIA	Euro Overnight Index Average
KPSS	Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin
MFAP	Ministério das Finanças e Administração Pública
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
OLS	Ordinary Least Squares
PP	Phillips Perron
UE	União Europeia
UECM	Conditional Unrestricted Error Model
UEM	União Económica e Monetária