



Francisco Serra Carvalho Determinantes do Saldo da Balança Corrente Portuguesa



Francisco Serra Carvalho Determinantes do Saldo da Balança Corrente Portuguesa

Dissertação apresentada à Universidade de Aveiro para cumprimento dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia realizada sob a orientação científica da Professora Doutora Elisabeth Pereira do Departamento de Economia, Gestão, Engenharia Industrial e Turismo da Universidade de Aveiro.

o júri

presidente

Prof. Doutora Mara Teresa da Silva Madaleno

professora auxiliar do Departamento de Economia, Gestão, Engenharia Industrial e Turismo da Universidade de Aveiro

Prof. Doutora Marta Cristina Nunes Simões

professora auxiliar da Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Prof. Doutora Elisabeth T. Pereira

professora auxiliar do Departamento de Economia, Gestão, Engenharia Industrial e Turismo da Universidade de Aveiro

agradecimentos

À minha orientadora Prof. Doutora Elisabeth T. Pereira pela paciência, conselhos, disponibilidade e orientação em todas as fases deste trabalho.

À minha família e amigos pelo apoio.

palavras-chave

Balança corrente, saldo orçamental, PIB per capita, taxa de câmbio real efetiva, ajustamento, défice externo, Portugal

resumo

A recente crise económica e financeira forçou Portugal a corrigir um défice externo acumulado durante quase duas décadas. Nesta dissertação procurou-se identificar empiricamente os determinantes do saldo da balança corrente Portuguesa, de modo a contribuir para um melhor conhecimento sobre a acumulação do défice externo. Para o efeito recorreu-se a estimações econométricas com modelo ARDL e a testes de casualidade de Granger. Os dados são de frequência trimestral e referente ao período de 1999 a 2017. Os resultados mostram que o PIB *per capita* e o saldo orçamental são as variáveis que mais influenciam na formação do saldo da balança corrente.

keywords

current account, government budget balance, PIB *per capita*, real effective exchange rate, adjustment, external deficit, Portugal

abstract

The recent economic and financial crisis forced Portugal to rectify an external deficit accumulated over almost two decades. In this dissertation we tried to identify empirically the determinants of the Portuguese current account balance in order to perceive the accumulation of external deficit. For this purpose we used econometric estimations with ARDL model and Granger causality tests. The data are quarterly and refer to the period from 1999 to 2017. The results show that GDP per capita and the budget balance are the variables that most influence the formation of the current account balance.

Índice

1. Introdução	1
2. Revisão de literatura.....	5
3. Dados e Metodologia	25
3.1. Dados	25
3.2. <i>Metodologia</i>	33
4. Análise e Discussão de Resultados	39
5. Conclusão.....	49
Referências	53
Anexos	59

Índice Figuras

Figura 1 – Evolução da balança corrente (em % do PIB) de Portugal entre 1996 e 2017	6
Figura 2 – Evolução das variáveis	30
Figura 3 – Comparação entre saldo orçamental e saldo da balança corrente.	32
Figura 4 – Comparação entre a evolução da balança corrente e da taxa de atividade da população.	32
Figura 5 – Descrição da metodologia	33
Figura 6 – Teste Cumsum para modelos 1 e 2	42
Figura 7 – Teste Cumsum quadrado para modelos 1 e 2.....	42

Índice tabelas

Tabela 1- Resumo das variáveis.....	27
Tabela 2- Sustentação das variáveis e metodologia	28
Tabela 3- Estatística descritiva das variáveis.....	39
Tabela 4 - Testes de estacionariedade das variáveis.....	39
Tabela 5 - Testes de raiz unitária para as primeiras diferenças das variáveis	40
Tabela 6 - Bounds Test	41
Tabela 7 - Estimação ARDL	43
Tabela 8 - Teste de Causalidade de Granger	47
Tabela 9 - Coeficientes de longo-prazo	48

Lista de Acrónimos

ARDL – *Auto-Regressive Distributed Lag* ou Regressão Distribuída Autoregressiva

BdP – Banco de Portugal

CEE – Comunidade Económica Europeia

FRED - Reserva Federal de St. Louis

GLS – Mínimos Quadrados Generalizados

LM – Multiplicador de Lagrange

OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

OLS – Ordinary Least Squares ou Mínimos Quadrados Ordinários

PIB – Produto Interno Bruto

PIBpc – Produto Interno Bruto *per capita*

VAR – Vetor Autoregressivo

VECM – *Vector Error Correction Model* ou Vetor de correção de erros

1. Introdução

A *balança corrente* é uma das três balanças primárias que compõem a balança de pagamentos, juntamente com a balança de capital e a balança financeira. A *balança corrente* é um indicador económico que regista as exportações e importações de bens e serviços, os rendimentos primários e os rendimentos secundários, como remessas de emigrantes que o país recebe e paga para o resto do mundo num determinado período. A *balança corrente*, por abranger diversos tipos de transações com o resto do mundo, é um bom indicador da posição internacional do país. Isto é, um saldo da *balança corrente* excedentário é sinal que o país tem uma relação “lucrativa” com o resto do mundo. Um saldo da *balança corrente* deficitário significa que o país se está a endividar face ao resto do mundo.

Muitos países do sul da Europa, entre os quais Portugal, têm sido confrontados nos últimos anos com ajustamentos do saldo da *balança corrente*, que no caso Português era persistentemente deficitário desde os anos 1990s. Estes saldos da *balança corrente* persistentemente negativos levaram à acumulação de défices externos elevados. Contudo, vários autores como Milesi-Ferrett e Razin (1996) e Edwards (2006) argumentam que défices externos elevados, por si só, não provocam ajustamentos abruptos, pois os países são capazes de suster estes défices em determinadas condições. No caso de Portugal, o elevado défice externo era acompanhado por uma dívida pública elevada em função do Produto Interno Bruto (PIB), uma balança comercial deficitária e um crescimento económico anémico. A recente crise financeira que afetou as economias ocidentais acabaria por provocar um *sudden stop* em Portugal em 2010 que, sem acesso aos mercados financeiros, tornou o ajustamento da balança de pagamentos inevitável.

No contexto Português, sendo Portugal um estado membro da União Europeia e Monetária, este ajustamento é um desafio particularmente difícil visto que a desvalorização interna por via da política cambial não é uma opção por força da união monetária e a política comercial também não, pois está condicionada pela integração europeia. A acumulação de défice externo tem sido alvo de alguma atenção por parte

da literatura económica nas últimas décadas, mas o tema ganhou nova relevância com a crise dos países do sul da Europa nos últimos anos, nomeadamente Portugal, Espanha, Grécia e Irlanda. Existem várias correntes de pensamento que explicam a formação de défices externos no sul da Europa, sendo que destas correntes se destacam duas. A primeira sugere que os défices externos resultam da integração Europeia e da consequente perda de instrumentos como a política cambial e a política comercial, o que levou à perda de competitividade externa, Amaral (2006) é um exemplo de estudos que defendem que a integração Europeia foi uma causadora dos défices externos. A segunda corrente argumenta que a integração Europeia não foi fator determinante na acumulação de défices externos porque estes resultam de outros fatores como desequilíbrios das contas públicas, crescimento de salários acima da produtividade ou desregulação financeira, Baer, Dias e Duarte (2013) é exemplo de estudo um estudo que argumenta que a integração Europeia foi uma oportunidade para os países aderentes mas alguns como Portugal não souberam aproveitar. As outras explicações que têm sido avançadas para esta acumulação de défices externos no sul da Europa estão muito em torno da crise financeira, isto é, argumentam que a desregulação financeira e o excesso de crédito na economia no período pré-crise financeira foi fundamental, tanto na acumulação destes défices como para forçar o ajustamento abruuto. Por isso, é fundamental identificar as principais determinantes do saldo da *balança corrente*, no contexto da integração Europeia.

O objetivo da presente dissertação é estudar a evolução do saldo da *balança corrente* em Portugal, bem como identificar empiricamente as suas principais determinantes, durante o período compreendido entre 1999 e 2017. A identificação das principais determinantes do saldo da *balança corrente* permite-nos tirar conclusões sobre o papel da integração europeia na acumulação de défice externo português, bem como perceber se o tipo de ajustamento ocorrido foi o mais adequado. Este estudo pretende contribuir para melhorar o conhecimento económico no âmbito do tema em estudo e assim como para a literatura económica. Esta contribuição resulta, em parte, da aplicação de métodos econométricos mais utilizados recentemente em estudos sobre a *balança corrente*, mas, no presente caso, com foco no caso de Portugal, visto

que a maior parte dos estudos recentes aplica estes métodos em casos mais gerais como a *balança corrente* nos países do sul da Europa ou à Zona Euro.

Através das estimações *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) e testes de casualidade de Granger mostrou-se a importância da política orçamental e do setor exportador na sustentabilidade do saldo da *balança corrente* em Portugal. Os resultados também apontam no sentido de o tipo de ajustamento forçado pela intervenção externa, entre 2011 e 2014, não ser apenas o mais indicado como ser o único caminho possível.

Após esta introdução, é realizada uma revisão de literatura, apresentada no capítulo 2, onde se expõem trabalhos sobre sustentabilidade, determinantes e ajustamentos do saldo de *balança corrente*. De seguida, no capítulo 3, são apresentados os dados e as metodologias usadas na parte empírica da dissertação. No capítulo 4, são apresentados os resultados. Por fim, no capítulo 5, são apresentadas as conclusões gerais do estudo, assim como as limitações e sugestões de investigação futura.

2. Revisão de literatura

Num mundo cada vez mais globalizado, a *balança corrente* tem-se assumido cada vez mais como uma variável fundamental para a compreensão da sustentabilidade e competitividade das economias. No caso português, houve uma acumulação de défices da *balança corrente* durante quase 20 anos até à mais recente crise financeira e económica forçar um ajustamento no sentido do equilíbrio (Figura 1).

Frasquilho (2013) argumenta que esta acumulação de défices externos é o reflexo da falta de competitividade da economia portuguesa e que estes problemas de competitividade aumentaram com a adesão à moeda única, o Euro. Por seu lado, Baer, Dias e Duarte (2013) efetuaram uma revisão histórica dos últimos 25 anos da economia portuguesa, desde a adesão à então denominada Comunidade Económica Europeia (CEE), passando pela entrada no Euro até à mais recente crise financeira e económica. Baer, Dias e Duarte (2013) explicam que na economia portuguesa houve um crescimento dos salários nominais acima da produtividade, porque era esperado um elevado crescimento do investimento, que, por sua vez, iria contribuir para elevadas taxas de crescimento económico, e a produtividade acabaria por alcançar o nível salarial existente na economia. Estas expectativas não foram cumpridas, o crescimento económico foi anémico a partir de 2000, as exportações líquidas deterioraram-se, o desemprego aumentou e a *balança corrente* foi persistentemente negativa. Todos estes fatores acentuaram a crise financeira tornando-a também numa crise económica.

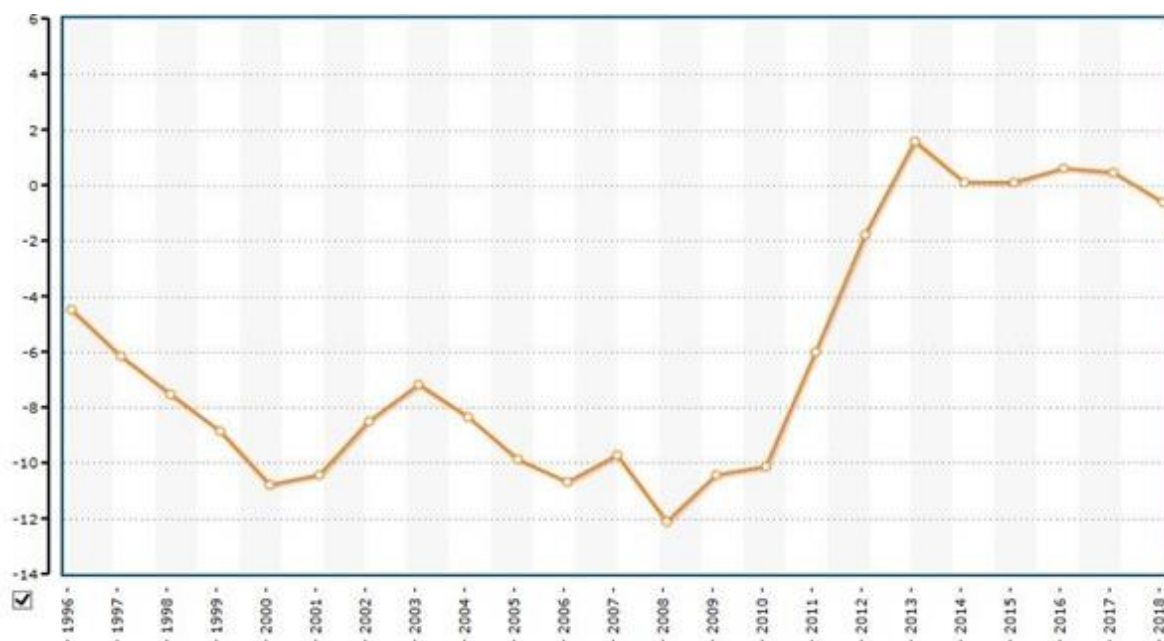


Figura 1 – Evolução da balança corrente (em % do PIB) de Portugal entre 1996 e 2017

Fonte: PORDATA

Sobre a sustentabilidade dos défices externos, Milesi-Ferrett e Razin (1996) investigaram as suas principais determinantes. Neste trabalho, as autoras estudaram alguns casos de crises de dívida externa ocorridos no Chile e México, e em outros países como a Irlanda, a Coreia do Sul e Israel que conseguiram inverter os seus défices externos antes da ocorrência de um episódio de crise, e o caso da Austrália como país que susteve défices externos sem necessidade de os ajustar. O estudo conclui que não há uma medida de défice externo em função do PIB para o qual o défice é insustentável, sendo necessário ter em conta mais fatores. Segundo este trabalho, o défice da *balança corrente* é insustentável quando conjugado com outros fatores como um setor exportador demasiado pequeno, um serviço de dívida pública grande ou poupanças privadas baixas. Também Svrtinov, Gorgieva-Trajkovska, e Temjanovski (2015) argumentam que o contexto é importante para perceber se os défices da *balança corrente* são sustentáveis ou não. Num trabalho analítico, os autores procuram estudar o ajustamento da *balança corrente* nos países da periferia da zona euro e os restantes países da União Europeia. As autoras concluem que os países da periferia da zona euro podem manter défices da *balança corrente* por longos períodos de tempo porque os ajustamentos da *balança corrente* são forçados por *sudden stops* que são mais

improváveis dentro da zona euro, embora neste caso o ajustamento seja mais lento. Também relacionado com a sustentabilidade dos défices externos, Edwards (2006) teve como objetivo estimar que variáveis macroeconómicas afetam a probabilidade de um país passar por um ajustamento abrupto da *balança corrente*. Para o efeito foi aplicado um modelo *probit* a um painel de dados de 44 países de 1970-2001. As estimações revelam que estes ajustamentos abruptos da *balança corrente* são mais prováveis em países com défices dos saldos da *balança corrente* grandes conjugados com uma deterioração do comércio internacional e políticas monetárias expansionistas.

Barrell et al (2010) estudaram a hipótese de o saldo da *balança corrente* ser uma boa variável para prever crises no setor bancário. A análise foi feita com recurso a regressões *probit* de um painel de dados relativos a países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) no período compreendido entre 1980 a 2008. Os resultados mostram que as variáveis de regulação dos bancos e os preços dos ativos, juntamente com o saldo da *balança corrente*, tiveram impacto na probabilidade de ocorrência crises bancárias nos países da OCDE no período 1980-2008. Este trabalho mostrou que os padrões que precederam a crise do *Subprime* não foi, de muitas formas, inédita, e um modelo como o esboçado neste estudo poderia ter ajudado as autoridades a prever a crise e a tomar medidas regulatórias apropriadas. Barrell et al (2010) ainda concluem que este foi notavelmente o caso dos Estados Unidos da América (EUA), o epicentro da crise do *Subprime*, assim como o Reino Unido, o país mais atingido, decompondo as estimativas verificou-se que o período 2005-2008 foi caracterizado por um aumento do risco, em grande parte devido a aspetos externos ao sistema bancário e financeiro, nomeadamente os desequilíbrios da *balança corrente* e os preços dos ativos. Mas no último ano antes da falência do *Lehman Brothers*, a negligência de regulamentação também constituiu um fator relevante de contribuição para a crise ocorrida.

Para perceber como ajustar a *balança corrente* no sentido do equilíbrio é necessário perceber quais as principais variáveis que a influenciam. Vários trabalhos têm sido desenvolvidos nesse sentido, sobretudo nas últimas duas décadas. Freund e Warnock (2007), por exemplo, procuram estudar essas variáveis para os países mais ricos da OCDE, no período compreendido entre 1980 e 2003. Alguns dos seus resultados

são pertinentes como o facto de revelarem a existência de um *trade off* negativo entre taxa de câmbio e o crescimento do produto interno bruto (PIB), ou seja, ou o ajustamento da *balança corrente* ocorre através da taxa de câmbio ou através do crescimento do PIB. Não havendo ajustamento através da taxa de câmbio, a *balança corrente* irá ajustar-se à custa do crescimento do PIB. Este estudo revela também uma tendência para as *balanças correntes* fortemente influenciadas pelo investimento privado requerem um ajustamento mais suave da taxa de câmbio do que as *balanças correntes* mais influenciadas por despesa pública ou consumo. As variações do crescimento do PIB também são referenciadas por Varoudakis e Sanchez (2013), como um dos principais influenciadores das variações da *balança corrente*, num trabalho que se focou nos países mais periféricos da zona euro, recorrendo a um modelo VAR, considerando dados para o período entre 1975 e 2011.

Outros autores, como Arghyrou e Chortareas (2008) procuraram estudar outros fatores suscetíveis de influenciar o processo de ajustamento do défice externo. Neste estudo os autores usaram um painel de dados dos países da zona euro, desde os anos 1970 até 2005, no sentido de perceber as dinâmicas de ajustamento da *balança corrente* no contexto da moeda única e, mais concretamente, perceber o efeito da taxa de câmbio real neste ajustamento controlando o efeito rendimento. Neste trabalho os autores concluíram que a taxa de câmbio real tem uma influência importante na *balança corrente* sendo que em alguns países é mesmo mais importante que o rendimento. Por isso, a ausência de taxa câmbio nominal por consequência da falta de moeda própria priva os países de um importante mecanismo de ajustamento do défice externo.

Algieri e Bracke (2007) procuraram clarificar o processo de ajustamento da *balança corrente* recorrendo a um vasto leque de episódios passados (71 casos) para 45 países, entre 1973 e 2006. Estes autores procuraram combinar uma análise com metodologia de estudo de eventos e regressões *logit*. Os resultados mostram que em média o ajustamento da *balança corrente* traz uma redução do crescimento económico e uma depreciação da taxa de câmbio real mas os efeitos de um e de outro divergem muito para os diferentes tipos de ajustamento. Foi também aplicada uma Análise de Clusters que mostra que há três tipos de ajustamentos: o ajustamento interno, o ajustamento externo e o ajustamento misto. O ajustamento interno faz-se muito à custa

da redução do crescimento económico com pouca variação da taxa de câmbio real. Neste caso o ajustamento dá-se pela redução da procura interna que, por sua vez, leva à redução do peso das importações. Este tipo de ajustamento parece típico quando o défice é fortemente influenciado por uma procura interna muito intensa. O chamado ajustamento externo ocorre quando o processo de ajustamento da *balança corrente* se faz sobretudo à custa da depreciação da taxa de câmbio real, que aumenta a competitividade da economia e favorece o aumento das exportações líquidas. Este tipo de ajustamento por norma acontece em economias com fracos desempenhos a nível de exportações de forma persistente. O terceiro caso, o ajustamento misto, é caracterizado por uma redução significativa do crescimento económico acompanhado por uma depreciação significativa da taxa de câmbio real, ou seja, neste caso a *balança corrente* caminha para o equilíbrio graças ao efeito simultâneo da diminuição da procura interna e do aumento de competitividade. Normalmente este tipo de ajustamento é antecedido de um período de *overheating* da economia e sobrevalorização da taxa de câmbio nominal, isto é, o tipo de ajustamento depende do tipo de problema económico e não da dimensão do país ou do grau de abertura.

Sobre a formação do saldo da *balança corrente* também alguns trabalhos empíricos, como o de Chinn e Prasad (2003), procuram trazer alguma clareza quanto às suas principais determinantes. No trabalho destes autores, foi usado um painel de dados de 18 países industrializados e de 71 países em desenvolvimento, entre os anos de 1971 e 1995. O painel de dados foi usado para regressões *Ordinary Least Squares (OLS)* com o saldo da *balança corrente* como variável dependente e as possíveis determinantes como variáveis explicativas. Estes autores concluem que o saldo orçamental, em % do PIB, a posição internacional de investimento (NFA), também em % do PIB e o desenvolvimento do sector financeiro são determinantes do saldo da *balança corrente* quando se olha para a amostra completa. Mais concretamente, para os países em desenvolvimento o rácio de abertura da economia também é uma determinante importante para além daquelas referidas para a amostra completa. Para os países industrializados apenas NFA é uma determinante estatisticamente significativa.

Também vários outros autores sugerem que o controle orçamental é importante para conter os défices da *balança corrente*. Abbas *et al.* (2011) examinaram a relação entre saldo orçamental e saldo da *balança corrente*. A amostra foi composta com dados de 88 países, sendo 30 economias avançadas e 58 economias em desenvolvimento, para o intervalo temporal de 1970 a 2007. Foram usados modelos GLS e Vetor Autoregressivo (VAR) para as estimações. Os resultados mostram que, em média, uma melhoria do saldo orçamental de 1 ponto percentual do PIB está associada a uma melhoria do saldo da *balança corrente* de 0,3 a 0,4 pontos percentuais do PIB. Essa associação parece mais forte em países emergentes e de baixo rendimento, quando a taxa de câmbio é flexível, quando as economias são mais abertas, quando o produto está acima do potencial ou os níveis iniciais estão acima de 90% do PIB e quando se usa métodos robustos para questões de endogeneidade. Também Vamvoukas e Spilioti (2015) procuraram perceber como se relaciona a *balança corrente* e o saldo orçamental para 12 países da zona euro, entre 1970 a 2008, bem como perceber se a criação da moeda única alterou essa relação. As conclusões apontam para uma relação positiva e sistemática entre o saldo orçamental e o saldo da *balança corrente*, inclusivamente, esta relação ficou mais forte no período pós-Maastricht (1992-2008).

Ainda sobre a relação do saldo orçamental com o saldo da *balança corrente* Adam e Moutos (2017) procuram estudar o efeito dos vários tipos de consolidação orçamental no ajustamento da *balança corrente*. Os dados usados neste trabalho foram de frequência anual, para o período de 1980 a 2011 e são referentes a 50 episódios de ajustamento da *balança corrente* em diversos países. Para analisar os dados foram usadas estimações através do método dos momentos. Os resultados mostram que as consolidações orçamentais que dependem muito do aumento da receita tributária estarão associadas a maiores custos do PIB por unidade de melhoria da *balança corrente* do que se dependessem das reduções dos gastos públicos. Até certo ponto, estes resultados indicam também a importância potencial do lado da oferta para o ajuste da *balança corrente*.

Num contexto mais específico, Endegnew, Turner-Jones e Yartey (2012) examinaram a ligação empírica entre a política orçamental e a *balança corrente* com

foco nos microestados, definidos como países com uma população inferior a 2 milhões, entre 1970 e 2009. O estudo emprega regressões de painel usando um VAR, aplicado a 155 países, dos quais 42 são microestados. Os resultados sugerem que existe de facto uma relação entre a política orçamental e a *balança corrente* em microestados, mais concretamente, sugerem que uma relação positiva entre o saldo orçamental e a *balança corrente*. No entanto, a taxa de câmbio efetiva real não tem impacto significativo na *balança corrente* em microestados. Um aumento no consumo do governo leva a uma deterioração imediata da *balança corrente* em microestados. Contudo, o efeito de deterioração desaparece conjuntamente com o consumo do governo, não obstante a taxa de câmbio real ter apreciado, que de acordo com mecanismos teóricos deveria ter sustentado a deterioração por mais tempo. Estes resultados implicam que a política orçamental tem pouco efeito sobre a *balança corrente* em microestados, além do impacto direto sobre as importações.

Comunale (2018) fez uma avaliação da *balança corrente* e da competitividade dos preços dos países da Europa Central e Oriental que aderiram à União Europeia. Os dados utilizados para estimar os modelos OLS cobrem o período de 1994 a 2016 com frequência anual de 11 novos estados membros da União Europeia (incluindo a Croácia). As estimações mostram que os fluxos de capital estrangeiro, o saldo orçamental e o crescimento do produto relativo desempenham um papel crucial na explicação da *balança corrente*. Além disso, embora uma diminuição nos valores de importação e/ou quantidades de petróleo possa ter tido um efeito positivo no saldo da *balança corrente*, alguns fatores globais, como choques nos preços do petróleo ou na oferta, podem ter desempenhado um papel na direção oposta, piorando o saldo da *balança corrente*. As taxas de câmbio real efetivas comportaram-se de acordo com as variações do saldo da *balança corrente*, que mostra um claro comportamento cíclico.

Sobre o papel da regulação, ou desregulação, financeira na formação do saldo da *balança corrente* também alguns autores se debruçaram com alguma atenção sobre esta temática. Moral-Benito e Roehn (2014) indicam que a regulação financeira é um robusto determinante da *balança corrente* mas aspetos diferentes da regulação têm efeitos opostos na *balança corrente*. Por exemplo, aliviar as barreiras de entrada no

mercado bancário ajuda a deteriorar o saldo da *balança corrente*, mas a privatização da banca e desregulação do mercado mobiliário têm um efeito positivo no saldo da *balança corrente*.

Tan, Yao e Wei (2015) exploraram os efeitos da estrutura financeira de um país nas suas poupanças corporativas e na *balança corrente*. Para estudar esta relação, os autores, compilaram um painel de dados relativos a 66 países para o período de 1990 a 2007. Na análise empírica foram aplicadas regressões com recurso a vários métodos como OLS e método dos momentos generalizados. Os resultados mostram que o nível relativo de desenvolvimento do mercado de capitais de um país tem importantes implicações para as suas poupanças corporativas e *balança corrente*. Em particular, países mais baseados no mercado tendem a ter um défice da *balança corrente* maior (ou um excedente menor) do que países com um mercado de capitais menos desenvolvido. Este trabalho também sugere o mecanismo para este efeito: com um mercado de capitais menos desenvolvido, as pequenas e médias empresas têm de acumular mais retenção de lucros para financiar os seus investimentos. Como este tipo de empresas estão muito presentes em qualquer economia, coletivamente produzem mais poupanças corporativas em países com mercado de capitais menos desenvolvidos. Ou seja, neste caso a *balança corrente* não é necessariamente um indicador da posição económica do país mas sim um reflexo do seu sistema financeiro insuficiente.

Vários outros autores, interessados em estudar as ligações entre o setor financeiro e défice externo, como Davis *et al.* (2016) procuram avaliar, com recurso a modelos *Logit* e OLS, se o crescimento do crédito, por si só, cria crise na banca ou se estas crises foram provocadas por uma conjugação de crescimento do crédito e um défice externo elevado. Para aplicação dos modelos foi construído um painel como dados anuais de 35 países referentes ao intervalo temporal de 1970 a 2010. Os resultados mostram que o efeito marginal do aumento da dívida sobre a probabilidade de uma crise é altamente dependente da posição externa de uma economia. Quando o saldo da *balança corrente* é excedentário ou equilibrado e existe um aumento da dívida, o efeito marginal deste aumento na probabilidade de crise bancária é baixo; Um aumento de 10 pontos percentuais na relação dívida/PIB aumenta a probabilidade de

uma crise em menos de um ponto percentual. Contudo, quando o saldo da *balança corrente* tem um déficit significativo, este efeito marginal é assinalável. Mais concretamente, quando um país tem um déficit do saldo da balança corrente de 10% do PIB, um aumento de 10 pontos percentuais no rácio da dívida leva a um aumento de 5 pontos percentuais na probabilidade de uma crise. Além disso, os resultados também mostram que a abertura da balança de capital de um país é relevante. Para um país com uma balança de capital aberta, o efeito marginal do crescimento do crédito é uma função descendente da balança corrente, o que significa que o endividamento externo é muito mais perigoso do que a poupança interna. No entanto, os resultados da estimativa mostram que isso não é verdadeiro no caso de um país com restrições significativas na balança de capital.

Já noutro domínio, Atoyán, Manning e Rahman (2013) investigaram a evolução das *balanças correntes* na Europa comparando dois grupos de países: a periferia da zona euro e os países europeus emergentes. O objetivo do trabalho foi estudar o processo de ajustamento da *balança corrente* em três dimensões: posição cíclica, competitividade externa e ambiente externo. Foi construído um painel de dados referentes a 28 países europeus, para período compreendido entre 2000 e 2012. Recorreu-se a uma regressão linear simples para analisar os dados. O estudo conclui que, de um modo geral, nos dois grupos estudados houve dinâmicas similares no período pré-crise onde um setor privado forte levou a um *boom* da procura doméstica, criando défices externos. No caso dos países europeus emergentes, o crescente investimento teve um papel mais importante que o declínio das poupanças. Nos países da periferia, a deterioração das poupanças privadas foram o principal fator de influência dos desequilíbrios externos sendo que, no caso particular da Grécia e Portugal, o sector público contribui de forma decisiva mas isto não é válido para os restantes países. Também, ainda neste contexto, Carrasco e Peinado (2015) procuraram analisar os fatores por detrás da emergência de desequilíbrios na Europa, com particular foco nos desequilíbrios da *balança corrente*. Através da construção de um painel de dados referentes a 12 países europeus, entre 1995 e 2013, e regressões OLS procuraram identificar as principais determinantes da balança corrente de curto e médio prazo. Os resultados sugerem que os custos laborais

unitários reais, que neste estudo é considerada como *proxy* da competitividade, e a política orçamental são relevantes para a componente mais cíclica da *balança corrente*.

Quanto à componente mais estrutural tem como fatores relevantes o PIB *per capita*, a especialização industrial e o envelhecimento da população. Brissimis et al (2012) tiveram como objetivo explicar a evolução da *balança corrente* Grega, com base em dados escolhidos para o período entre 1960 e 2007. Na maior parte deste período a *balança corrente* Grega registou um défice pequeno ou médio, no subperíodo de 1999-2007 é que se registou um enorme agravamento deste défice. A estimação OLS para especificação de longo prazo da *balança corrente* Grega revelou que há uma relação positiva entre o PIB real *per capita* relativo e a *balança corrente*, o que implica que o défice da balança corrente encurta à medida que o PIB *per capita* Grego se aproxima do alemão. A taxa de câmbio real efetiva (REER) tem um coeficiente negativo, ou seja, uma apreciação deste rácio influencia negativamente a *balança corrente*. O coeficiente do saldo orçamental está compreendido entre 0 e 1, confirmado a hipótese dos défices gémeos. O investimento privado também se relaciona positivamente com a *balança corrente*. Confirmou-se que a redução das restrições ao acesso a crédito no sector privado tem um efeito negativo na *balança corrente*, por outras palavras, a liberalização do setor financeiro prejudica o saldo da *balança corrente*. Por último a incerteza do cenário macroeconómico, que neste estudo foi medida pela volatilidade da inflação, também tem uma relação negativa com a *balança corrente*. A crise de dívida sofrida em 2010 na zona euro, em resultado da crise económica de 2007/2008, também tem sido alvo de atenção de trabalhos empíricos como o de Neaime, Gaysset e Badra (2018) que se focaram no caso Grego. Neste trabalho os autores usaram um painel de dados trimestrais de 2004 a 2014 e através de estimações VAR procuraram identificar choques domésticos e externos e os mecanismos de transmissão destes. Os resultados sugerem que a crise de dívida na Grécia teve origem nos desequilíbrios da *balança corrente* e na perda de competitividade com a Alemanha. Mais concretamente, mostram que as taxas de juro da dívida alemã afetam a taxa de juro de dívida grega, a inflação e produção industrial. Também a produção industrial alemã afeta significativamente a taxa de inflação grega, oferta de moeda e produção industrial, ou seja, aparentemente os choques nominais na economia alemã têm um impacto significativo na economia grega.

Também com foco na mais recente crise da zona euro, Zemanek, Belke e Schnabl(2009) estudaram o papel da reestruturação privada e de reformas estruturais públicas no ajustamento dos desequilíbrios dentro da zona euro. Foram usados dados de frequência anual, para as regressões, de todos os países da zona euro para compor um painel de 1870 observações compreendidas entre os anos de 1991 e 2007. As estimações foram feitas com recurso ao método dos momentos generalizado. Os resultados confirmam que as reformas estruturais e ajustamento do mercado privado estimulam a competitividade medida como balança comercial bilateral, sendo que os resultados são fortes para as reformas estruturais e fracos para o ajustamento do mercado privado. Também se confirma que as reformas estruturais tendem a fomentar a competitividade. Mais, há uma relação de substituição entre as reformas estruturais e o ajustamento do mercado privado. Sem reformas estruturais é necessário medidas como cortes salariais para melhorar a competitividade, as reformas estruturais reduzem esta necessidade. Por último, não há evidências da união monetária afetar a efetividade das reformas estruturais ou ajustamento do mercado privado.

Ainda no contexto da crise da zona euro, Ahearne, Schmitz e Von Hagen (2009) procuram uma perspetiva diferente para o seu estudo. Os autores procuram estudar os padrões de fluxos de capital dentro da zona euro e da zona euro com o resto do mundo. As regressões foram feitas através de várias especificações OLS. Os resultados mostram que dentro da zona euro há uma grande tendência para o capital fluir dos países relativamente mais ricos para os relativamente mais pobres, o que está de acordo com a teoria macroeconómica comum. O mesmo efeito não se verifica em relação aos fluxos de capital entre a zona euro e o resto do mundo. Ou seja, com base nisto conclui-se que a moeda única promove a convergência económica entre os países aderentes. Os desequilíbrios da *balança corrente* devem ser vistos como um sinal do funcionamento adequado da zona euro ao invés de um sinal de ajustamento macroeconómico incorreto.

Brissimis *et al.* (2013) no estudo que realizaram tiveram como objetivo identificar as principais características macroeconómicas, financeiras e estruturais que afetaram a evolução dos saldos de *balança corrente* nos estados membros da área do euro durante

o período 1980 – 2008. Foram analisados diferentes grupos de países, começando pelos doze países que aderiram pela primeira vez à área do euro (UE-12) e alargando a amostra para incluir mais cinco países da UE (UE-17). Em particular, os dezassete países da UE são utilizados na estimativa: Áustria, Bélgica, Chipre, Dinamarca, Alemanha, Grécia, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Malta, Países Baixos, Portugal, Espanha, Suécia e Reino Unido (UE-17). A análise empírica foi feita com recurso a várias regressões OLS. Os resultados mostram que todos os determinantes das decisões de poupança e investimento, que incluem fatores como o nível de desenvolvimento, a demografia, as políticas macroeconómicas e a competitividade, foram importantes na formação do saldo de *balança corrente* na amostra UE-12. A inclusão de mais países no painel não alterou os resultados de maneira significativa verificando, a rigor, a robustez da especificação econométrica. Finalmente, os resultados empíricos confirmam também a hipótese segundo a qual os desequilíbrios da *balança corrente* pós união monetária são corrigidos a um ritmo mais lento do que no período anterior à mesma, prolongando assim o processo de ajustamento.

As crises de dívida pública têm sido recorrentes em outras zonas do globo, por isso a relação entre dívida pública e *balança corrente* também foi estudada por Ibhagui (2018) para países da África subsariana. Através da construção de um painel de dados referentes a 30 países, desde 1985 a 2013. Ibhagui (2018) procedeu a várias regressões com diferentes métodos que sugerem que a dívida externa auxilia o processo de ajustamento da *balança corrente* dos países em causa. Contudo, depois de se interagir a dívida externa com a abertura do comércio internacional os resultados sugerem que a dívida externa expande significativamente o défice da *balança corrente* quando a abertura ao comércio internacional é elevada.

Chuku et al. (2017) procuraram investigar três principais questões: primeiro, quais são os determinantes de longo e curto prazo dos saldos das contas correntes na África Ocidental; segundo, existe um caminho sustentável para a posição de conta corrente que seja consistente com a integração regional; e por último, qual tem sido o processo de adaptação para esse caminho. Para responder a estas questões, construíram um painel de dados relativos a 15 países, contabilizando 510 observações

anuais para o período de 1980-2014. A análise empírica teve recurso ao modelo de correção de erros com estimadores OLS. Os resultados mostram que os efeitos de algumas determinantes do saldo da *balança corrente* são diferentes no curto-prazo e longo-prazo. Em muitos casos, por exemplo, para taxa de câmbio real efetiva e o nível de rendimento, o efeito alternou entre positivo e negativo dependendo da dimensão de tempo da análise. Em segundo lugar, há cinco determinantes principais do saldo da *balança corrente* no curto prazo: abertura comercial internacional, taxa de câmbio real efetiva, nível de rendimento, política orçamental e investimento. Em terceiro lugar, a velocidade de ajustamento em direção à trajetória de equilíbrio regional para a *balança corrente* é relativamente rápida. Finalmente, há considerável variação no desvio de países do caminho regionalmente sustentável.

Catão e Milesi-Ferretti (2014) examinaram os determinantes das crises externas, com foco no papel do passivo externo e na sua composição. A amostra estudada consistiu em dados de 72 países (dos quais 42 são mercados emergentes), no período compreendido entre 1970 e 2011. As estimações foram feitas com recurso a modelos *probit*. Os resultados corroboram a ideia que a acumulação de passivos externos aumenta a probabilidade de crise externa. Primeiro, uma decomposição simples da posição externa líquida de um país mostra que os passivos de dívida líquida são o determinante mais importante do risco de crise e que sua contribuição é estatisticamente significativa e razoavelmente estável entre as especificações. Em segundo lugar, o passivo externo líquido superior a 50% do PIB em termos absolutos e superior a 20% da média histórica do país está associado a um risco de crise externa mais acentuado. Tudo o resto constante, esse ponto de inflexão é tipicamente associado a dívidas externas líquidas acima de 35% do PIB. Terceiro, a velocidade com que o passivo externo global se acumula, medido pelo tamanho dos défices da *balança corrente*, também é fundamental. Em quarto lugar, os resultados também dão algum apoio para o papel da acumulação de reservas na prevenção de crises, e nenhuma evidência de que maiores passivos líquidos de investimento direto estrangeiro controlando outros fatores, como o saldo da *balança corrente*, aumentam o risco de crise.

Evans (2017) apresentou um novo modelo para a posição externa nos EUA que contabiliza a acumulação de dívida externa ao longo de 60 anos. O modelo baseia-se na restrição do valor presente que liga a posição externa de um país a fluxos comerciais futuros e condições financeiras na ausência de oportunidades de arbitragem e esquemas *Ponzi*. Este modelo também destaca um fator de desconto estocástico, o comércio internacional, os canais de valorização e faz uma decomposição da posição externa do país em duas componentes: uma secular e uma cíclica. As estimações tiveram recurso ao método OLS. Os resultados mostram que os choques que funcionam através do canal de valor têm sido o principal determinante da posição dos Estados Unidos da América (EUA) na componente cíclica. Em contraste, a acumulação secular da dívida externa parece ser impulsionada pelo canal comercial e por um otimismo persistente sem precedentes em relação às futuras exportações líquidas.

Por seu lado, Behringer e van Treeck (2018) focaram-se no impacto das mudanças na distribuição de rendimento na evolução do saldo da *balança corrente*. Os autores construíram um painel desequilibrado de 20 países, a maior parte industrializados, para o intervalo temporal 1972-2007 constituindo uma amostra de 479 observações. Através de estimações *Generalized Least Squares* (GLS) concluíram que em primeiro lugar, um aumento na desigualdade em relação aos parceiros comerciais leva a um saldo da *balança corrente* mais baixo, controlando para um conjunto de determinantes-padrão dos saldos da *balança corrente*. Em segundo lugar, uma queda na participação dos salários no rendimento nacional leva a um aumento no saldo da *balança corrente*. Em terceiro lugar, há também evidências de que a desigualdade de rendimento afetou a posição do saldo da *balança corrente*, principalmente devido ao seu efeito negativo sobre os empréstimos líquidos das famílias, enquanto a participação dos salários afetou tanto os empréstimos líquidos das famílias (positivamente) quanto os empréstimos líquidos corporativos (negativamente). Finalmente, mostrou-se que as contribuições relativas das desigualdades do rendimento pessoal e da participação dos salários na evolução do saldo da *balança corrente* de várias grandes economias antes da crise financeira global foram consideráveis. Sendo a desigualdade na distribuição de rendimento um fator na formação do saldo da *balança corrente*, é também importante saber que fatores a potenciam. Nesse sentido Bergh e Nilsson (2010) procuraram

perceber se os fenómenos da globalização e liberalização económica são fatores influentes na distribuição de rendimento. Neste artigo, os autores usaram o índice KOF e o índice de Fraser como *proxies* para globalização e liberalização económica e assim procurar perceber se têm influência na desigualdade de rendimento. Foi usado um painel com 80 países com dados de 1970-2005. Foram feitas regressões através do método dos mínimos quadrados com o coeficiente de Gini* para o rendimento líquido a ser a *proxy* para a variável dependente, desigualdade de rendimento. Os resultados mostram uma relação positiva e robusta entre maior abertura ao comércio internacional e a desigualdade de rendimento dentro do país. Também se mostra uma relação positiva entre desregulamentação económica e globalização social com a desigualdade de rendimento. Também se conclui que a estrutura legal do país tem uma relação negativa com a desigualdade, ou seja, um sistema legal saudável pode promover crescimento económico sem induzir desigualdade.

Por outro lado, Huntington (2015) explorou a relação empírica entre o comércio de petróleo bruto e o saldo da *balança corrente* para 91 países no período de 1984-2009. Usando uma metodologia semelhante a Chinn e Prasad (2003), Huntington(2015) concluiu-se que o saldo do comércio de petróleo bruto e o saldo da *balança corrente* se movimentam no mesmo sentido. Quando se divide a amostra entre países ricos e os restantes nota-se que esta relação é mais forte nos países ricos. O autor argumenta que esses desequilíbrios gémeos coexistem para esses países porque as transferências de riqueza do petróleo têm sido vistas como uma redistribuição de riqueza transitória ao invés de permanente, pelo menos até 2009 (o último ano da amostra).

Numa perspetiva diferente, Arestis e Gonzalez-Martinez (2016) tentaram fornecer proposições teóricas e evidências empíricas sobre a relação entre os desequilíbrios da *balança corrente* e os preços da habitação, visto que o interesse por essa relação tem aumentado desde o rescaldo da crise financeira de agosto de 2007. Para o efeito foram usadas estimações, pelo método dos mínimos quadrados, e testes de causalidade de Granger com dados anuais de 17 economias da OCDE, que abrangem o período 1970-2013. Os resultados mostram que os preços das casas e os défices da *balança corrente* estão positivamente relacionados. Isto devido aos preços das casas e

o saldo da *balança corrente* serem influenciados por variáveis comuns. Essa relação pode ser reforçada nos casos em que um setor de construção ativo requer uma grande quantidade de importações de matérias-primas. Este trabalho também tenta examinar até que ponto a política orçamental e monetária podem evitar a criação de bolhas imobiliárias. Os resultados mostram também que a política orçamental pode ser considerada um instrumento mais útil do que a regulação da oferta de habitação, por isso deve ser usada de forma mais intensiva.

Por outro lado, Fogli e Perri (2015) procuraram perceber se a incerteza no cenário macroeconómico potencia desequilíbrios externos. Para isso construíram um painel de dados, com frequência trimestral, para os países da OCDE no intervalo temporal de 1970 a 2012. Para analisar os dados foram usadas estimações através do método dos mínimos quadrados. Este estudo tem duas conclusões importantes. A primeira é mostrar que, após o controle de uma ampla gama de fatores, a incerteza/volatilidade específica do país está significativamente relacionada ao acúmulo de ativos estrangeiros no médio e longo prazo. Essa relação é economicamente significativa: um aumento na volatilidade (medido como desvio padrão do crescimento do PIB) de 0,5% ao longo de um período de 10 anos está associado a um aumento na posição de ativos externos líquidos de cerca de 8% do PIB no mesmo período. A segunda contribuição foi mostrar que um modelo padrão de economia aberta simples pode representar quantitativamente uma parte significativa dessa relação. O principal ingrediente é o motivo de precaução: mais risco se traduz em mais poupança e mais economia leva à acumulação de ativos estrangeiros. Uma conclusão que pode ser extraída desses resultados é que a incerteza agregada, bem como as características que moldam o motivo de precaução, devem ser um fator importante a ser considerado quando se discutem as causas, a sustentabilidade e a conveniência dos desequilíbrios globais observados.

Forbes, Hjortsoe e Nenova (2016) desenvolveram uma estrutura teórica para avaliar se grandes défices da *balança corrente* podem aumentar a vulnerabilidade de um país em períodos de maior risco e incerteza. Esta estrutura teórica é complementada com um modelo *Vetor Autoregressivo Estrutural* (SVAR) a dados do Reino Unido para uma análise mais detalhada. Estes dados são relativos ao período de 1997 a 2015 com frequência trimestral. Os resultados mostram que no Reino Unido, historicamente,

verificaram-se menores rendimentos de investimento e perdas líquidas de valorização durante períodos de risco global elevado e, em geral, experimentou melhorias líquidas na sua exposição internacional durante períodos de maior risco no Reino Unido. A atual composição do portfólio transfronteiriço do Reino Unido sugere que esta partilha de riscos deve continuar e assim ajudar a mitigar o impacto do aumento do risco doméstico nas exposições internacionais do Reino Unido. Embora estes choques expliquem uma parcela significativa das mudanças nas posições de investimento e receita de investimentos internacionais do Reino Unido, eles não explicam outros efeitos importantes do aumento de risco na economia em geral.

Mais recentemente, muitos trabalhos que estudam a *balança corrente* fazem-no através do modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), proposto por Pesaran e Shin (1998). Neste sentido, Gossé e Serranito (2014) estudaram as determinantes de longo prazo do equilíbrio da *balança corrente* em 21 países da OCDE. Adicionalmente estudaram ainda a velocidade dos ajustamentos de défices e excedentes da *balança corrente*. Os dados relativos a estes 21 países são de frequência anual para o período temporal de 1974 a 2009. Foram utilizados os modelos OLS e *Vector Error Correction Model* (VECM) para analisar os dados. Os resultados mostram que no longo-prazo a *balança corrente* é influenciada pelo saldo orçamental, taxa de câmbio real, PIB *per capita*, rácio de crédito em função do PIB e pelo preço do petróleo. Contudo os resultados para o curto-prazo mostram relações diferentes. No curto-prazo a competitividade, preço do petróleo e produtividade são os principais determinantes da *balança corrente*. Sobre a velocidade de convergência os resultados sugerem que a convergência para o valor de referência de longo prazo é muito superior para os países deficitários do que aqueles que registam excedentes.

Unger (2017) procurou estudar a relação entre o crédito doméstico e a *balança corrente*. Para o efeito foram recolhidos dados anuais dos países fundadores do Euro, mais a Grécia de 1999 a 2013, tendo sido excluído o Luxemburgo por falta de dados. A amostra considerou 165 observações. Foram feitas várias estimações, com o modelo de correção de erros a ser usado para os principais indicadores. Os resultados empíricos confirmam que os fatores *pull* do crédito doméstico são relevantes para o saldo da

balança corrente. Também a competitividade, saldo orçamental e taxas de juro de longo prazo são importantes para a formação do saldo da *balança corrente* nos países da zona euro. A ideia que as variações da *balança corrente* na zona euro são o resultado de um processo de convergência dos países com menor rendimento é rejeitada pelos resultados. Uma decomposição do contributo destas variáveis revelou que as variações nos fluxos de crédito doméstico ao setor privado não-financeiro, em conjunto com a competitividade, são os fatores mais importantes nos desequilíbrios da *balança corrente* nos países deficitários. Ou seja, o *boom* de crédito acelerou a procura doméstica acima do output potencial, criando um défice na *balança corrente*. Além disso o colapso no acesso ao crédito em consequência da crise financeira levou a uma depressão da procura doméstica que levou à correção dos desequilíbrios da *balança corrente*. Os resultados também revelam que a política orçamental pode ter um papel importante na estabilização da *balança corrente*, os excedentes orçamentais podem refrear o *boom* na procura quando há excesso de crédito ao sector privado não-financeiro.

Também Smith (2011) usou a mesma metodologia para investigar os determinantes dos saldos externos para regiões dentro de um único país, neste caso províncias canadianas, bem como para uma amostra de 18 países da OCDE. Foram usados dados de frequência anual para o intervalo temporal 1981-2006. Os 18 países da OCDE considerados são: Austrália, Canadá, Dinamarca, Alemanha, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Japão, Coreia, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Espanha, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos. Para permitir diferentes efeitos de curto e longo prazo, este estudo utilizou uma estrutura de ARDL que é usada para estimar os coeficientes de curto e longo prazo. Os resultados mostram que em relação aos países da OCDE, a resposta do equilíbrio externo a choques, como a deterioração dos termos de troca, tende a ser maior para as províncias canadianas. Uma segunda conclusão é que a velocidade de ajustamento estimada da balança externa é mais rápida nas províncias canadianas do que nos países da OCDE.

Gruber e Kamin (2007) procuraram avaliar algumas das explicações que foram apresentadas para o padrão global de desequilíbrios de *balança corrente* que surgiu nos últimos anos, particularmente o grande défice de *balança corrente* dos EUA e os grandes

excedentes das economias asiáticas em desenvolvimento. Foi utilizada uma metodologia semelhante à de Chinn e Prasad (2003) para um painel de 61 países no período de 1982 e 2003. As estimações mostram que as crises financeiras estão, sistematicamente, associadas a desequilíbrios elevados na *balança corrente*. Isto porque as crises financeiras podem afetar o equilíbrio poupança / investimento, não só através de seus efeitos na intermediação financeira internacional, mas também através de seus efeitos sobre a intermediação interna. Por seu lado, Belke e Dreger (2013) exploraram os determinantes dos desequilíbrios externos usando técnicas econométricas de dados em painel. Uma vez que a deterioração da competitividade não é viável para os países excedentários, uma resposta assimétrica é necessário para reduzir os desequilíbrios. Os dados deste estudo foram retirados da base de dados macroeconómica anual fornecida pela Comissão Europeia (AMECO). As séries cronológicas anuais estão disponíveis para 11 estados membros da área do euro (Áustria, Bélgica e Luxemburgo, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Países Baixos, Portugal e Espanha) e cobrem o período 1982-2011. Os resultados mostram que a dívida pública relativa e a competitividade são mais relevantes para capturar a evolução da *balança corrente*, em especial nos países deficitários e não se confirma o efeito “*catching-up*” como explicação para a formação destes défices.

Em suma, não existe um limite de saldo da *balança corrente*, em percentagem do PIB, para o qual os défices externos são insustentáveis. Uma política monetária expansionista, balança comercial deficitária e dívida pública elevada são alguns dos fatores que tornam insustentáveis os défices externos elevados. Sobre as determinantes do saldo da *balança corrente* os mais citados são o saldo orçamental, a taxa de câmbio real efetiva, taxa de dependência, rendimento relativo e cotação do petróleo. Contudo nos últimos anos outros fatores têm merecido destaque como determinantes da *balança corrente*. O acesso ao crédito, desigualdade na distribuição de rendimento, abertura ao comércio internacional, o mercado imobiliário e a volatilidade do cenário macroeconómico são alguns exemplos de possíveis determinantes do saldo da balança corrente que têm sido referidos em estudos recentes. Também os tipos de ajustamento de défice da *balança corrente* têm merecido alguma atenção da literatura económica. Vários estudos mostram que existem três tipos de ajustamento do saldo da *balança*

corrente e que o tipo de ajustamento depende dos fatores que levaram a essa acumulação de déficit externo. Ou seja, não há um tipo de ajustamento que resolva todos os défices externos.

3. Dados e Metodologia

3.1. Dados

Os dados aplicados na parte empírica da presente dissertação são relativos à economia Portuguesa para o período considerado entre 1999-2017, com frequência trimestral, e constituem uma amostra com 76 observações. Estes dados foram recolhidos de quatro bases de dados distintas: da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), do Eurostat, da Reserva Federal de St. Louis (FRED) e do Banco de Portugal (BdP).

Da base de dados da OCDE foi retirada uma variável, current account (*ca*), que se refere ao saldo da balança corrente Portuguesa em % do PIB. Segundo a OCDE a balança corrente inclui todas as transações não-financeiras, que envolvem valores económicos, efetuadas entre entidades residentes e não residentes. Esta variável tem por base o cálculo representado na equação (1):

$$ca_t = \left[\frac{\text{Saldo da Balança corrente}_t}{\text{Pib}_t} \right] * 100 \quad (1)$$

Da base de dados do Eurostat foram retirados os dados de 4 variáveis:

- Real Effective Exchange Rate (*reer_ic*), que representa taxa de câmbio real efetiva para Portugal. Esta variável é uma medida da variação da competitividade de Portugal tendo em conta as variações dos preços relativos para outros países. Neste caso foi escolhida a taxa de câmbio real efetiva para Portugal, deflacionada pelo índice de preços do consumidor em comparação com 37 países industrializados e medida em índice com ano base em 2010. Um aumento deste índice significa uma perda de competitividade. Esta variável tem por base o cálculo representado na equação (2):

$$\mathbf{reer_ic_t} = \left[\frac{\mathbf{reer_ic_t}}{\mathbf{reer_ic_{2010}}} \right] * \mathbf{100} \quad (2)$$

- A variável s_o que representa o saldo orçamental Português e está medido em % do PIB; Esta variável tem por base o cálculo representado na equação (3):

$$\mathbf{s_o_t} = \left[\frac{\mathbf{Saldo\ orçamental_t}}{\mathbf{Pib_t}} \right] * \mathbf{100} \quad (3)$$

- A posição líquida internacional de investimento ($npii$) é uma variável que mostra a diferença entre o *stock* de ativos financeiros e o *stock* de passivos financeiros no final do período, está medida em % do PIB; Esta variável tem por base o cálculo representado na equação (4):

$$\mathbf{npii_t} = \left[\frac{\mathbf{posição\ líquida\ internacional\ de\ investimento_t}}{\mathbf{Pib_t}} \right] * \mathbf{100} \quad (4)$$

- A variável pt_pibpc que representa o PIB *per capita* de Portugal a preços de mercado e expresso em índice com 2010 como ano base; Esta variável tem por base o cálculo representado na equação (5):

$$\mathbf{pt_pibpc_t} = \left[\frac{\mathbf{pt_pibpc_t}}{\mathbf{pt_pibpc_{2010}}} \right] * \mathbf{100} \quad (5)$$

Do Banco de Portugal foram retiradas 2 variáveis:

- age que representa a taxa de atividade da população entre os 15 e 65 anos de idade. Esta variável está medida em percentagem. Esta variável tem por base o cálculo representado na equação (6):

$$\mathbf{age_t} = \left[\frac{\mathbf{População\ entre\ os\ 15\ e\ 65\ anos_t}}{\mathbf{População\ total_t}} \right] * \mathbf{100} \quad (6)$$

- *exports* que representa o valor, em milhões de euros, das exportações de Portugal no período em questão.

Através da FRED foi apenas retirada uma variável *oil*, que reflete a cotação internacional do barril de Brent, em dólares.

A Tabela 1 apresenta uma descrição resumida das variáveis. A Tabela 2 apresenta um resumo de autores e metodologias que sustentam a escolha destas variáveis. A Figura 2 mostra a evolução de cada variável no período estudado.

Tabela 1- Resumo das variáveis

Sigla	Designação	Fonte	Horizonte temporal
ca	Saldo da balança corrente em % do PIB	OCDE	1999 Q1 – 2017 Q4
reer_ic	Taxa de câmbio real efetiva	Eurostat	1999 Q1 – 2017 Q4
np11	Posição internacional de investimento em % do PIB	Eurostat	1999 Q1 – 2017 Q4
s_o	Saldo orçamental em % do PIB	Eurostat	1999 Q1 – 2017 Q4
pt_pibpc	PIB <i>per capita</i> de Portugal	Eurostat	1999 Q1 – 2017 Q4
oil	Cotação internacional do barril de Brent	FRED	1999 Q1 – 2017 Q4
age	Taxa de atividade da população	BdP	1999 Q1 – 2017 Q4
exports	Exportações da economia Portuguesa	BdP	1999 Q1 – 2017 Q4

Tabela 2- Sustentação das variáveis e metodologia

Autor	Objeto de Estudo	Métodos	Variáveis
Chinn e Prasad(2003)	Determinantes de médio-prazo da balança corrente em países industrializados	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, taxa de câmbio real efetiva, posição internacional de investimento, rácio de dependência
Algieri e Bracke(2007)	Episódios de ajustamento da balança corrente em países industrializados e economias emergentes.	Análise Cluster e análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, taxa de câmbio real efetiva, cotação do petróleo.
Belke e Dreger (2013)	Determinantes dos desequilíbrios externos na zona Euro	Análise de regressão de dados em painel	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, taxa de câmbio real efetiva, PIB <i>per capita</i> , dívida pública
Gossé e Serranito (2014)	Os determinantes de longo prazo do equilíbrio da balança corrente em países da OCDE	Análise de regressão de dados em painel. ARDL.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, taxa de câmbio real efetiva, cotação do petróleo, PIB <i>per capita</i> , rácio de dependência
Catão e Milesi-Ferretti (2014)	Examinaram os determinantes das crises externas, com foco no papel do passivo externo e sua composição.	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, posição líquida de investimento internacional, taxa de câmbio real efetiva.
Tan, Yao, e Wei (2015)	Os efeitos da estrutura financeira de um país nas suas poupanças corporativas e na <i>balança corrente</i>	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança, rácio de dependência, estrutura financeira, investimento, PIB <i>per capita</i>
Carrasco e Peinado (2015)	A origem dos desequilíbrios europeus no contexto da integração europeia.	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, rácio de dependência
Fogli e Perri (2015)	Relação entre a incerteza/volatilidade do cenário macroeconómico e os desequilíbrios externos	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, posição líquida de investimento internacional, taxa de juro, desemprego

Tabela 2- Continuação

Autor	Objeto de Estudo	Métodos	Variáveis
Arestis e Gonzalez-Martinez (2016)	A relação entre os desequilíbrios da <i>balança corrente</i> e os preços da habitação	Análise de regressão de dados em painel e testes de causalidade de Granger	Preço das habitações, Saldo da balança corrente, rendimento disponível, crédito bancário
Adam e Moutos (2017)	Os efeitos dos vários tipos de consolidação orçamental no ajustamento da <i>balança corrente</i> .	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, comércio internacional, taxa de juro da dívida, taxa de câmbio real efetiva.
Unger (2017)	A ligação entre o crédito doméstico e o saldo da balança corrente	Análise de regressão de dados em painel. ARDL.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, taxa de câmbio real efetiva, rácio de dependência, PIB <i>per capita</i> .
Behringer e van Treeck (2018)	Mudanças na distribuição de rendimento na evolução do saldo da balança corrente.	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, taxa de câmbio real efetiva, posição internacional de investimento, rácio de dependência, crédito privado, distribuição de rendimento
Comunale (2018)	Balança corrente e competitividade dos preços dos países da Europa Central e Oriental	Análise de regressão de dados em painel.	Saldo da balança corrente, saldo orçamental, taxa de câmbio real efetiva, posição internacional de investimento, rácio de dependência, cotação do petróleo.

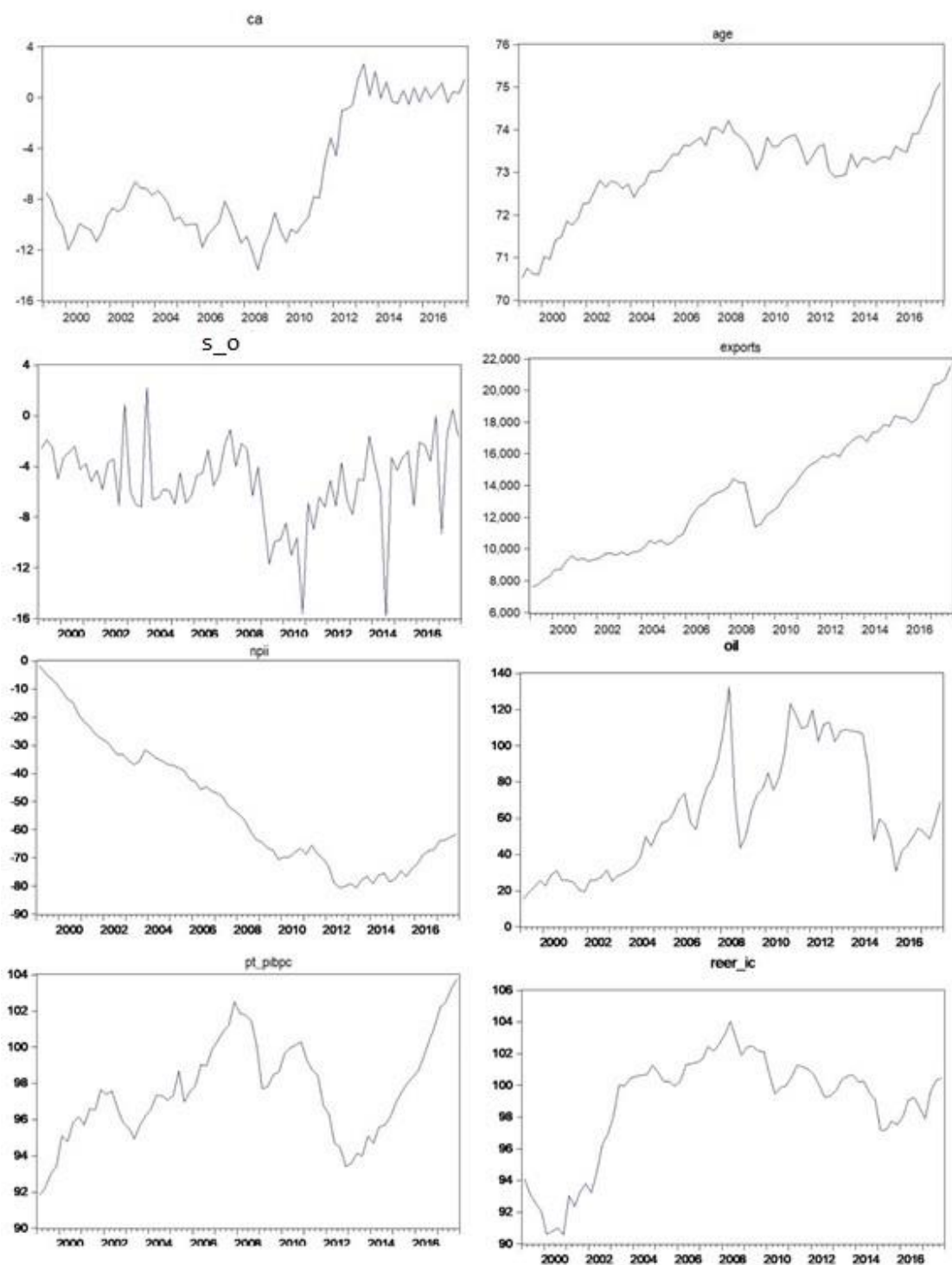


Figura 2 – Evolução das variáveis

Como se vê na Figura 2, o saldo da *balança corrente* em Portugal foi persistentemente deficitário de 1999 a 2012 sendo que a redução do défice começou em 2010. Entre 2012 e 2017 registou-se pequenos excedentes deste saldo.

Para a variável *age* verificou-se um pequeno crescimento entre 1999 e 2002, tal como de 2015 a 2017 mas a nota predominante é a estabilidade.

O saldo orçamental, no período em causa, é persistentemente deficitário e na maior parte do tempo estes défices são volumosos.

A variável que mede as exportações tem um crescimento regular ao longo do intervalo temporal, apesar de uma quebra em 2008 que foi o ano na crise financeira global.

A posição internacional líquida de investimento, *npjii*, também tem uma trajetória similar à *balança corrente*, isto é, regista uma acumulação de saldos negativos até 2012, ano em que estabiliza e entra em ligeira recuperação.

A cotação internacional do barril de brent, representada por *oil*, teve uma trajetória ascendente até 2008, ano de forte queda. Deu-se uma recuperação entre 2009 e 2012, ano em que há outra forte queda desta cotação e posterior estabilização.

O *PIB per capita* em Portugal registou-se uma trajetória ascendente até à crise financeira de 2008. O período entre os anos de 2008 e 2012 foi marcado por uma tendência.

Por último, a taxa de câmbio real efetiva (*reer_ic*), mostra que houve uma perda significativa de competitividade entre os anos de 2002 e 2004, período que coincide com a adesão à moeda única em termos físicos, mas a partir daí o índice manteve-se mais ou menos estável.

Desta análise gráfica o que mais sobressai é a trajetória bastante similar de saldo da *balança corrente* e saldo orçamental. Na Figura 3 vê-se em maior detalhe esta evolução. Na figura 4 pode-se observar um gráfico comparativo entre o saldo da *balança corrente* e a taxa de atividade da população, que também parecem ter uma evolução bastante similar.

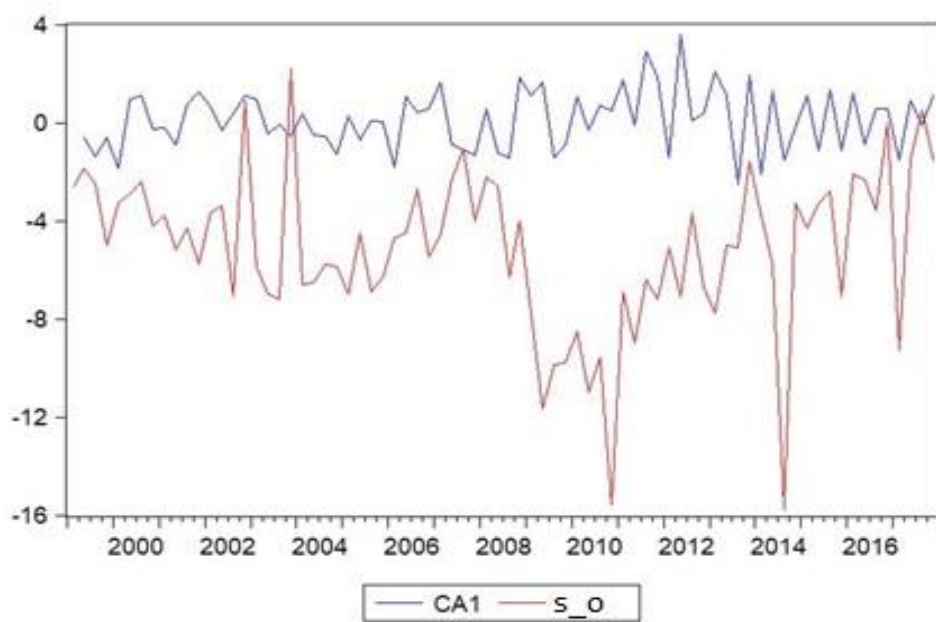


Figura 3 – Comparação entre saldo orçamental e saldo da balança corrente.

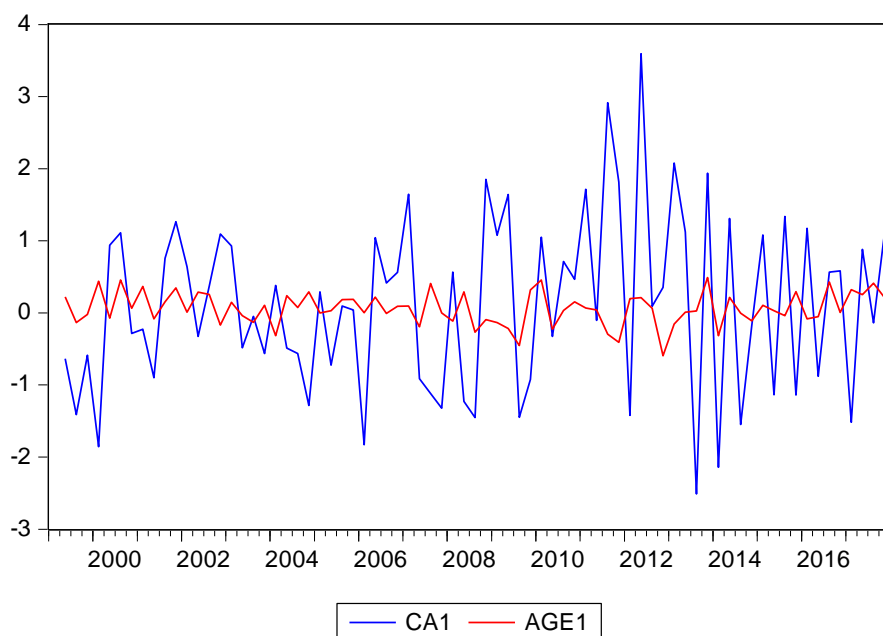


Figura 4 – Comparação entre a evolução da balança corrente e da taxa de atividade da população.

3.2. Metodologia

Quanto à metodologia, na presente dissertação vai-se aplicar uma análise regressiva de séries temporais, usando o modelo ARDL, com recurso ao *software* estatístico *Eviews*, versão 9. A metodologia aplicada é descrita na Figura 5.

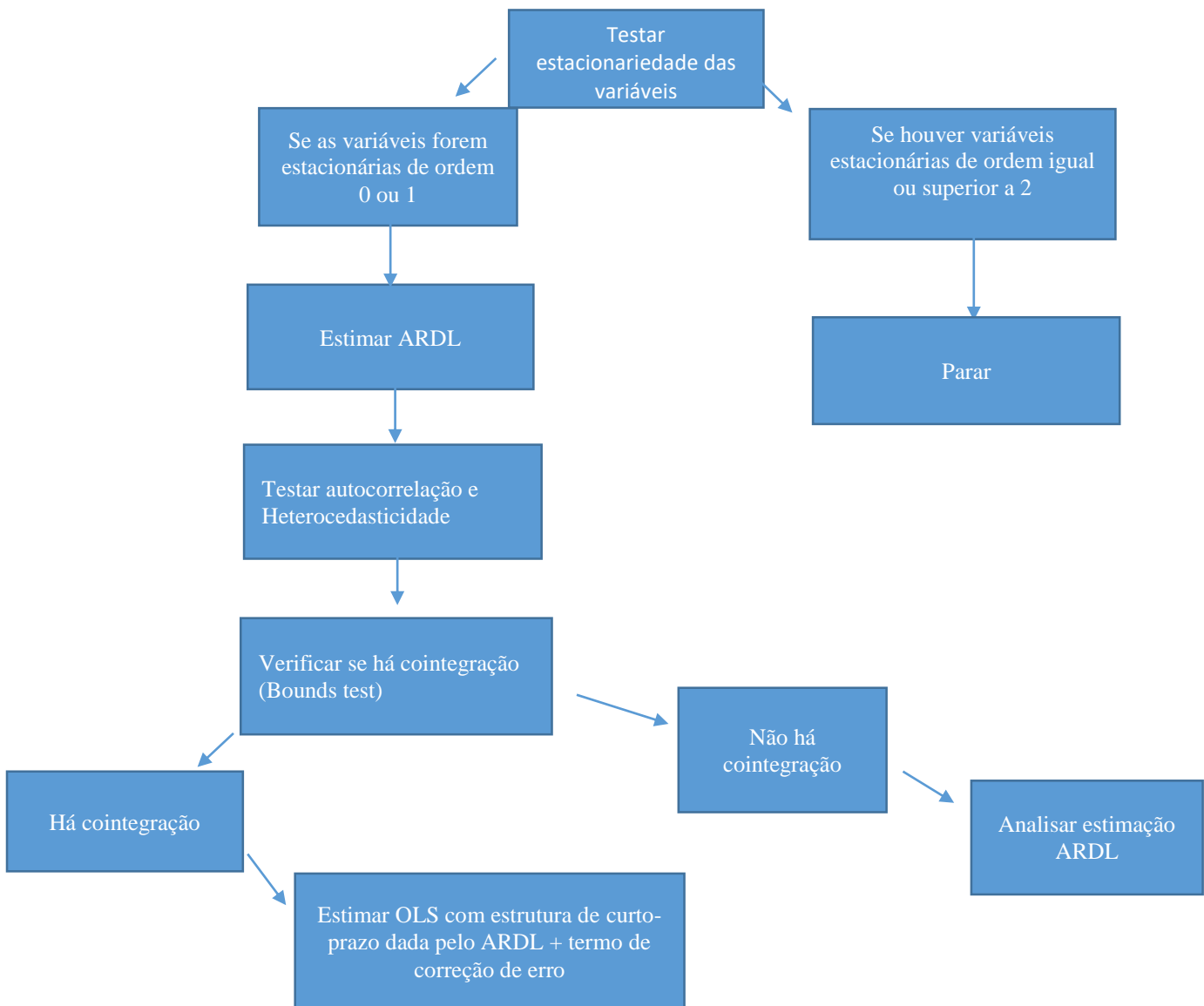


Figura 5 – Descrição da metodologia
(Fonte: Adaptado do manual do *Eviews*)

Com este propósito, o primeiro passo foi proceder a testes de raiz unitária para cada uma das variáveis seguindo o exemplo de trabalhos como Unger (2017) e Carrasco

e Peinado (2015). Os testes utilizados para esse efeito foram dois: o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o de Phillips-Perron (PP). O teste ADF (1979) usado foi com a modificação de MacKinnon (1996) no cálculo do *p-value* e tem como hipótese nula a existência de raiz unitária. A equação (7) base do teste é:

$$\Delta y = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + v_t \quad (7)$$

Sendo que o valor crítico é calculado através de: $t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})}$, em que $\hat{\alpha}$ é a estimativa do coeficiente α e $se(\hat{\alpha})$ o seu desvio-padrão. Quanto ao teste Phillips-Perron (1988) também foi usada a modificação de MacKinnon (1996) no cálculo do *p-value* como aconteceu no teste ADF. O teste PP é descrito pela equação (8):

$$\tau_\alpha = t_\alpha \left(\frac{y_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - y_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2} s} \quad (8)$$

O teste de Breusch-Godfrey (1988), para autocorrelação, pertence à classe de testes assintóticos (amostra grande) conhecidos como testes de multiplicador de Lagrange (LM). A hipótese nula do teste LM é que não há correlação serial até à ordem de defasamento p , onde p é um número inteiro pré-especificado. A estatística do teste, para o defasamento de ordem p , é calculada através da equação (9):

$$c_t = X_t \gamma + \left(\sum_{s=1}^p \alpha_s c_{t-s} \right) + v_t \quad (9)$$

O teste de Breusch-Pagan-Godfrey (1979) é um teste de multiplicador de Lagrange da hipótese nula de não heterocedasticidade contra heterocedasticidade da forma representada pela equação (10):

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 h(z_t' \alpha) \quad (10)$$

, sendo que z_t é o vetor das variáveis independentes.

O Bounds Test desenvolvido por Pesaran, Shin e Smith (2001) tem como hipótese nula a não existência de relação de longo prazo entre a variável dependente e as variáveis explicativas. O teste estatístico é dado pela equação (11):

$$F = \frac{W}{k+2} \quad (11)$$

Test Cusum (1975) baseia-se na soma cumulativa dos resíduos recursivos. Esta opção traça esta soma junto a linhas críticas de 5%. O teste revela instabilidade do parâmetro se a soma cumulativa ficar fora da área entre as duas linhas críticas. O teste CUSUM é baseado no teste estatístico representado na equação (12):

$$W_t = \sum_{r=k+1}^t \frac{\omega_r}{s} \quad (12)$$

, onde ω é o resíduo recursivo e s o desvio-padrão dos resíduos recursivos, ω_t

O teste Cusum (*Cumulative Sum Methodology*) dos quadrados (1975) fornece um gráfico de S_t contra t a par de linhas críticas de 5%. Assim o movimento fora das linhas críticas sugere instabilidade do parâmetro ou da variância. Este teste baseia-se na estatística do teste representado na equação (13):

$$S_t = \frac{\sum_{r=k+1}^t \omega_r^2}{\sum_{r=k+1}^T \omega_r^2} \quad (13)$$

Os testes de raiz unitária têm por objetivo perceber se as variáveis são estacionárias ou precisam de ser transformadas para garantir a estacionariedade, isto com o propósito de evitar uma regressão espúria. O *Bounds test* permite-nos saber se há cointegração ou não entre as variáveis e assim escolher o método de estimação adequado.

Os restantes testes são os denominados testes de diagnóstico que ajudam a avaliar a qualidade da regressão. O teste Breusch-Pagan-Godfrey é importante para despistar a existência de heterocedasticidade na regressão, isto é, a rejeição da hipótese que a variância dos resíduos não é constante. O teste de Breusch-Godfrey tem como objetivo perceber se as variáveis estão autocorrelacionados ou não. Por último os testes Cusum e Cusum dos quadrados permitem tirar algumas conclusões quanto à estabilidade do modelo.

Também foram aplicados testes de causalidade de Granger para complementar a análise regressiva. O teste de causalidade de Granger (1969) avalia se x causa y. Este teste estabelece que y é causado por x se x ajudar a explicar y ou se os coeficientes desfasados de x forem estatisticamente significativos. De referir que x causar y não implica que y é resultado de x. É comum a relação casual ser nos dois sentidos, isto é, x causa y e y causa x. A causalidade de Granger mede a precedência e o conteúdo da informação, mas não indica por si só causalidade no uso mais comum da palavra.

No *software* estatístico utilizado, o *Eviews*, o teste tem por base a regressão bivariada, para n desfasamentos, representada na equação (14) e (15):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_n x_{n-l} + \epsilon_t \quad (14)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_n y_{n-l} + \mu_t \quad (15)$$

A hipótese nula é que não existe causalidade de Granger entre as variáveis, ou seja:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$$

Tanto nos testes de causalidade de Granger como a estimação do modelo ARDL, os defasamentos utilizados foram o defasamento ótimo segundo o critério de informação de Akaike (AIC). Este critério é calculado através da equação (16):

$$AIC = \frac{2l}{T} + \frac{2k}{T} \tag{16}$$

4. Análise e Discussão de Resultados

Neste capítulo apresentam-se os resultados obtidos e é efetuada uma análise e discussão dos mesmos.

A Tabela 3 apresenta um resumo de estatística descritiva das variáveis em análise. A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos para os dois testes, e onde se pode observar que seis variáveis acusam raiz unitária para os níveis de confiança convencionais de significância, neste caso foi considerado 10%. Essas variáveis são: *ca*, *age*, *pt_pibpc*, *exports*, *oil* e *reer_ic*.

Tabela 3- Estatística descritiva das variáveis

	<i>ca</i>	<i>age</i>	<i>s_o</i>	<i>pt_pibpc</i>	<i>exports</i>	<i>oil</i>	<i>npii</i>	<i>reer_ic</i>
Média	-6,42	73,09	-5,14	97,62	13402,75	62,29	-51,74	98,85
Mediana	-8,27	73,33	-4,85	97,44	13077,22	57,04	-58,74	100,00
Desvio-padrão	4,82	0,97	3,25	2,70	3702,93	32,38	22,49	3,41
Minímo	-13,62	70,53	-15,8	91,83	7598,64	15,29	-80,60	90,59
Máximo	2,63	75,1	2,2	103,75	21596,75	132,72	-1,90	104,06

Tabela 4 - Testes de estacionariedade das variáveis

	Teste ADF	Teste Phillips-Perron
	<i>P-value</i>	<i>P-value</i>
ca	0,887	0,899
age	0,411	0,418
s_o	0,000	0,000
pt_pibpc	0,319	0,404
exports	0,987	0,989
oil	0,283	0,296
npii	0,006	0,044
reer_ic	0,365	0,494

Para corrigir os problemas de não estacionariedade destas variáveis, a abordagem adotada foi converter estas variáveis para primeiras diferenças, visto que as estimações com ARDL apenas permitem variáveis estacionárias de nível 0 ou em primeira diferença e algumas destas variáveis têm valores negativos o que impossibilita a transformação para logaritmo, sendo que passaram a adquirir o nome de *ca1*, *age1*, *piibpc*, *oil1*, *exports1* e *reer_ic1*. Aplicando os mesmos testes para as primeiras diferenças das variáveis que revelaram raízes unitárias inicialmente, conclui-se a favor da estacionariedade para os níveis de significância convencionais, como pode ser observado na Tabela 5.

Tabela 5 - Testes de raiz unitária para as primeiras diferenças das variáveis

	Teste ADF	Teste Phillips-Perron
	<i>P-value</i>	<i>P-value</i>
ca1	0,000	0,000
age1	0,000	0,000
piibpc	0,006	0,000
oil1	0,000	0,000
exports1	0,000	0,000
reer_ic1	0,000	0,000

Foram construídos dois modelos, sempre com o saldo *da balança corrente* como variável dependente. O primeiro modelo considera seis variáveis explicativas: *age*, *s_o*, *npii*, *oil*, *piibpc* e *reer_ic*, e no segundo modelo foi acrescentada a variável *exports*. Para perceber se existe ou não cointegração foi usado o *bounds test*, proposto por Pesaran, Shin e Smith (2001), que tem como hipótese nula a não existência de relação de longo prazo entre as variáveis. A hipótese nula é rejeitada quando o valor da estatística F é superior ao valor $I(1)$ *bound* para um determinado nível de significância. Os resultados são apresentados na Tabela 6 e pode-se constatar que se rejeita a hipótese nula, em qualquer um dos modelos, para os níveis convencionais de significância. Nos anexos 1 e

2 encontra-se o output do *bounds test* para os dois modelos considerados: o modelo 1 e o modelo 2.

Tabela 6 - Bounds Test

Bounds test	Modelo 1	Modelo 2
Estatística F	23,75	20,40
I(1) Bound 10%	3,23	3,13
I(1) Bound 5 %	3,61	3,50
I(1) Bound 1%	4.43	4,26

O teste de cointegração mostrou que existe relação de longo prazo entre as variáveis, por isso a estimação será feita através do modelo ARDL proposto por Pesaran e Shin (1998), tal como tem sido seguido em vários trabalhos sobre a *balança corrente* como Gossé e Serranito (2014) e Unger (2017).

A Tabela 7 apresenta os resultados das estimações bem como as estatísticas dos testes de diagnóstico de Breusch- Godfrey e Breusch-Pagan-Godfrey. Na Tabela 8 são apresentados os resultados dos testes de causalidade de Granger. O output da estimação dos modelos 1 e 2 pode ser consultado nos Anexos 3 e 4. Os Anexos 5 e 7 referem-se aos outputs dos testes de autocorrelação e heterocedasticidade para o modelo 1. Nos Anexos 6 e 8 está exposto o output destes mesmos testes para o modelo 2.

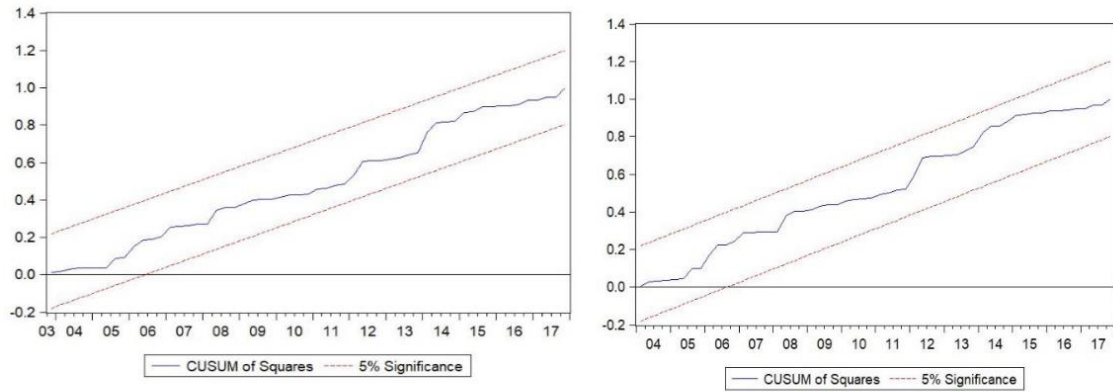


Figura 6 – Teste Cusum para modelos 1 e 2

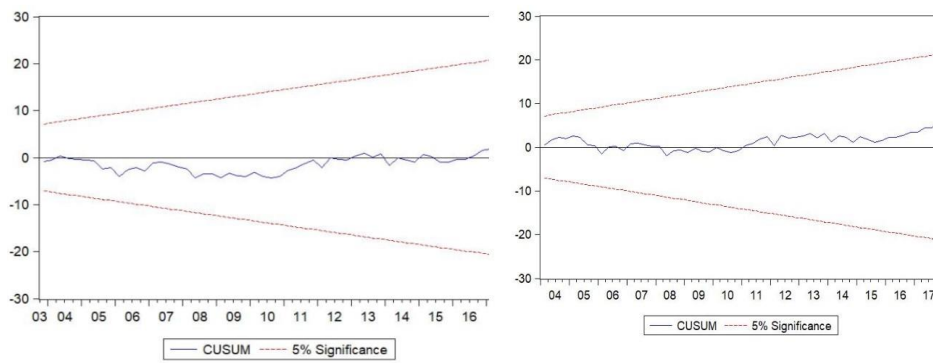


Figura 7 – Teste cusum quadrado para modelos 1 e 2

Tabela 7 - Estimação ARDL

	Modelo 1	Modelo 2
$ca1_{t-1}$	-0,043 (0,685)	0,023 (0,819)
c	-0,005 (0,970)	0,004 (0,973)
age1	0,450 (0,276)	0,371 (0,348)
s_o	0,043 (0,279)	0,043 (0,261)
s_o_{t-1}	0,166*** (0,001)	0,139*** (0,004)
s_o_{t-2}	0,189*** (0,000)	0,151*** (0,002)
s_o_{t-3}	0,121*** (0,007)	0,121*** (0,007)
np_{it}	0,046 (0,499)	0,041 (0,531)
np_{it-1}	0,134** (0,041)	0,158** (0,013)
np_{it-2}	-0,008 (0,897)	-0,043 (0,506)
np_{it-3}	-0,143** (0,038)	-0,145** (0,03)
oil1	0,016** (0,039)	0,015** (0,049)
pibpc	-0,418*** (0,003)	-0,699*** (0,000)
reer_ic1	-0,140 (0,307)	-0,105 (0,421)
exports1		0,001*** (0,000)
ECM_{t-1}	-1,323*** (0,000)	-1,456*** (0,000)
R^2 -ajustado	0,737	0,761
Breusch- Godfrey Test	0,804	0,776
	0,403	0,632
Breusch-Pagan-Godfrey Test		

*,** e *** representam, respectivamente, que as variáveis são significativas para níveis de significância de 10%,5% e 1%.

O modelo final é descrito pela equação (17):

$$\Delta ca_t = 0,139s_{_o_{t-1}} + 0,151s_{_o_{t-2}} + 0,121s_{_o_{t-3}} + 0,158np_{ii_{t-1}} - 0,145np_{ii_{t-3}} - 0,699pibpc_t + 0,001exports1_t - 1,456ECM_{t-1} + u_t \quad (17)$$

Sendo que a equação de cointegração é dada pela equação (18):

$$ECM = ca1 - (0,4017 * age1 - 0,0479 * s_o + 0,0008 * exports1 + 0,003 * np_{ii} - 0,0246 * oil1 - 0,829 * pibpc - 0,0117 * reer_{ic1} - 0,0417 \quad (18)$$

Quanto à significância global do modelo um R^2 ajustado entre 0,737 e 0,761 é um bom indicador da qualidade do ajustamento. Para avaliar a robustez da estimação foram efetuados testes de autocorrelação, heterocedasticidade e estabilidade. O teste Breusch- Godfrey tem como hipótese nula a não existência de autocorrelação. O *p-value* apresentado na Tabela 7 para cada modelo é suficiente para não se rejeitar a hipótese nula para níveis convencionais de significância. O teste Breusch-Pagan-Godfrey, por sua vez, testa a existência ou não de heterocedasticidade. A hipótese nula é a de não existência de heterocedasticidade na série e como se pode verificar na Tabela 7, esta hipótese não é rejeitada para níveis convencionais de significância nos dois modelos. Ainda para perceber a estabilidade do modelo foram realizados os testes cumsum e cumsum quadrado. O resultado destes testes foram favoráveis à estabilidade da regressão, para um nível de significância de 5%, e podem ser encontrados nas Figuras 6 e 7.

Analisando os resultados destacam-se, por terem coeficientes mais elevados e serem significantes nos dois modelos, duas variáveis: *s_o* e *pibpc*. A variável *s_o*, que representa o saldo orçamental é significativa para três níveis de defasamento e tem sinal positivo em todos os níveis. Estes resultados confirmam a hipótese dos défices gêmeos, isto é, o saldo da *balança corrente* e o saldo orçamental movimentam-se na mesma direção. Estes resultados estão em consonância com os resultados obtidos por Unger (2017) e Chinn e Prasad (2003). De referir, também, que o valor do coeficiente desta variável está no intervalo obtido por estes autores. Mais concretamente, uma

variação percentual na variável s_o no período anterior t-1 está associada com o aumento de 0,139% da taxa de crescimento do saldo da *balança corrente*, *ceteris paribus*, este efeito aumenta para 0,151% quando se considera o período t-2 e passa a 0,121% no período t-3. Sobre *pibpc* o sinal é negativo e estatisticamente significativo, ou seja, um aumento do PIB *per capita* é um estímulo negativo para o saldo da *balança corrente*. Este resultado vai de encontro aos resultados obtidos por Gossé e Serranito (2014) e Belke e Dreger (2013), anotando-se que neste último trabalho os autores separam a amostra em países da zona euro com saldos da *balança corrente* deficitários e excedentários e concluem que em países com saldos da *balança corrente* deficitários existe uma relação negativa entre esta variável e o PIB *per capita*, mas que em países com saldo excedentário a relação é positiva. Neste caso, uma variação percentual na variável *pibpc* está associada com a diminuição de 0,699% da variável dependente, *ceteris paribus*. Este dado é bastante importante porque mostra que a desvalorização do rendimento interno ajuda a corrigir o déficit externo.

Quanto à variável *npil* esta é positiva até ao primeiro desfasamento e estatisticamente significativa, este resultado está de acordo com Chinn e Prasad (2003) que estabelece uma relação robusta e positiva entre a posição internacional inicial e o saldo da *balança corrente*. Uma variação percentual nesta variável, no trimestre anterior, está associada a um aumento de 0,158% da variável dependente, *ceteris paribus*, este efeito passar a ser negativo quando considerado o período t-3, sendo que passa a -0,145% *ceteris paribus*.

A cotação do petróleo, refletida pela variável *oil1*, tem sinal positivo nos 2 modelos e é estatisticamente significativa, embora o coeficiente seja relativamente pequeno, o que vai de encontro aos resultados de Algieri e Bracke (2007) que mostram uma relação positiva e de pequena escala entre cotação do petróleo e saldo da *balança corrente* para países importadores de petróleo. De referir também que o coeficiente obtido é praticamente igual à referência dada por estes autores para países importadores. Gossé e Serranito (2014) também obtêm nos seus resultados um sinal positivo e estatisticamente significante para a cotação do preço do petróleo. Mais concretamente, uma variação percentual na variável *oil1* está associada com o aumento

de 0,015% de *ca1*, *ceteris paribus*. A competitividade externa, medida pela taxa de câmbio real efetiva, apesar de não ser estatisticamente significativa tem o sinal negativo que seria de esperar com base nos trabalhos de Gossé e Serranito (2014) e Unger (2017). Uma variação percentual de *reer_ic1* está associada com a diminuição de 0,105% da taxa de crescimento do saldo da *balança corrente*, *ceteris paribus*.

Sobre os fatores demográficos, Chinn e Prasad (2003) e Unger (2017) mostram que existe uma relação negativa entre o envelhecimento da população e o saldo da *balança corrente*. A variável *age1* reflete a taxa de atividade entre os 15 e 65 anos, ou seja, é de esperar que esta variável tenha uma relação positiva com o saldo da *balança corrente* que se verifica nos dois modelos apesar de não ser estatisticamente significativo. Uma taxa de atividade mais elevada significa que há uma maior porção da população em idade de trabalho, o que favorece a poupança e por consequência o saldo da *balança corrente*. Mais concretamente, uma variação percentual de *age1* está associada com o aumento de 0,371% da variável dependente, *ceteris paribus*. A variável que mede o volume de exportações, em milhões de euros, tem sinal positivo e é estatisticamente significativa como seria de esperar, visto que mais exportações contribuem para uma balança comercial positiva. UM aumento percentual da taxa de crescimento das exportações produz o aumento de 0,001% da variável dependente, *ceteris paribus*.

Quanto aos resultados da aplicação do teste de causalidade de Granger, estes estão representados na Tabela 8.

Tabela 8 - Teste de Causalidade de Granger

Hipótese nula	P-value
ca1 não causa age1	0,04
age1 não causa ca1	0,40
ca1 não causa s_o	0,119
s_o não causa ca1	0,138
ca1 não causa exports1	0,200
exports1 não causa ca1	0,015
ca1 não causa npii	0,551
npii não causa ca1	0,086
ca1 não causa oil1	0,144
oil1 não causa ca1	0,005
ca1 não causa pibpc	0,266
pibpc não causa ca1	0,009
ca1 não causa reer_ic1	0,995
reer_ic1 não causa ca1	0,784

No teste de causalidade de Granger, o critério para se rejeitar a hipótese nula de que não existe causalidade de Granger entre as variáveis é o *p-value* ser inferior ao nível de significância de 10%. Neste caso, as variáveis que representam o PIB *per capita*, exportações, posição líquida internacional de investimento e cotação do petróleo têm causalidade de Granger sobre o saldo da *balança corrente*. No sentido inverso, o saldo da *balança corrente* tem causalidade de Granger sobre a taxa de atividade da população.

Na Tabela 9 são apresentados os coeficientes de longo-prazo das variáveis explicativas que foram obtidos através do modelo ARDL.

Tabela 9 - Coeficientes de longo-prazo

Variável	Coeficiente	<i>p-value</i>
c	-0,042	0,920
age1	0,402	0,383
s_o	-0,048	0,342
exports1	0,0008	0,019
npil	0,002	0,723
oil1	-0,025	0,043
piibpc	-0,829	0,003
reer_ic1	-0,012	0,933

Os coeficientes de longo-prazo têm algumas diferenças em relação aos coeficientes de curto-prazo, como podemos observar pela comparação das tabelas 8 e 9. No longo-prazo o saldo orçamental e a cotação do petróleo passam a ter relação negativa com o saldo da *balança corrente*. Contudo, apenas a cotação do petróleo continua a ser estatisticamente significativa. O rendimento relativo e as exportações mantêm o sinal da relação com o saldo da *balança corrente* e a significância estatística, sendo que o rendimento relativo até tem um impacto maior no longo prazo, o seu coeficiente aumenta para 0,829.

5. Conclusão

Os resultados obtidos mostram que a política orçamental e o PIB per capita são os fatores mais preponderantes na formação do saldo da *balança corrente* em Portugal. O saldo orçamental ser estatisticamente significativo e com sinal positivo está de acordo com a teoria dos défices gêmeos, estabelecida pela teoria *Keynesiana*. Esta relação positiva e significativa entre saldo orçamental e saldo da *balança corrente* também já tinha sido confirmada empiricamente por trabalhos como Chinn e Prasad (2003), Unger (2017) e Comunale (2018).

A questão do PIB *per capita* é também interessante, pois tal como Belke e Dreger (2013) já tinham mostrado esta relação negativa para países da zona Euro com défices de *balança corrente* mas positiva no caso oposto. Portugal, no intervalo temporal estudado, teve um saldo de *balança corrente* maioritariamente deficitário e por isso a relação negativa faz sentido. A explicação para esta relação pode residir no facto da balança comercial também ter sido persistentemente deficitária no mesmo período, ou seja, o consumo interno depende muito das importações e um aumento de rendimento relativo, propicia o aumento de consumo e neste caso também das importações o que tem efeitos negativos na *balança corrente* através da deterioração da balança comercial. Outra explicação para a relação negativa entre rendimento e saldo da *balança corrente* pode estar no acesso ao crédito. O período em estudo foi marcado por desregulamentação dos mercados financeiros e, por consequência, taxas de juro baixas, o que normalmente prejudica a taxa de poupança das famílias e assim afeta negativamente o saldo da *balança corrente*, pois em grande parte o aumento de rendimento é canalizado para consumo. Ou seja, neste contexto, o aumento do PIB *per capita* pode prejudicar o saldo da *balança corrente* por via da balança comercial e/ou poupanças. Algieri e Bracke (2007) definem três tipos de ajustamento de défices da *balança corrente*: interno, externo e misto. Com base nestes resultados, apenas um o ajustamento interno é possível no caso Português, isto porque a taxa de câmbio real efetiva, que é muito importante nos outros dois tipos de ajustamento, não tem influência significativa na *balança corrente* em Portugal. O ajustamento interno faz-se

sobretudo à custa da redução do crescimento económico por via da redução da procura interna e importações.

Outros fatores também se revelaram estatisticamente significativos na formação do saldo da *balança corrente* em Portugal, nomeadamente *oil e npii*. A variável que mede a cotação internacional do barril de crude tem sinal positivo e um coeficiente relativamente reduzido, como seria de esperar para um país importador de petróleo. Este resultado é positivo, sobretudo para efeitos de controlo do modelo visto que uma pequena economia importadora deste recurso natural não consegue influenciar a cotação internacional e por isso é uma variável que dificilmente pode ser utilizada como instrumento de política pública. Sobre a posição líquida de investimento internacional, mostra que uma melhoria desta posição, no trimestre anterior, tem um efeito positivo no saldo da *balança corrente*.

Cruzando os resultados de curto-prazo com os de longo-prazo, verificamos que o setor exportador e o PIB *per capita* são os principais determinantes do saldo da *balança corrente*, pois são significantes tanto no curto-prazo como no longo-prazo, e que o saldo orçamental é, acima de tudo, um eficaz mecanismo de ajustamento de curto-prazo.

Estes resultados mostram que a entrada na moeda única e a integração europeia não foram diretamente responsáveis pela acumulação de défice externo. Isto é, o argumento que, sobretudo, a moeda única provocou uma queda da competitividade externa e que isso levou à acumulação de défice não é confirmada por este estudo. De facto na análise descritiva verifica-se que entre 2002 e 2004, coincidente com a adesão à moeda única em termos físicos, existiu uma quebra significativa de competitividade externa, contudo esse indicador manteve-se mais ou menos estável no período posterior e a análise empírica confirma que esta variável não é estatisticamente significativa na formação do saldo da *balança corrente*. Também fica claro com estes resultados e os resultados de Algieri e Bracke (2007) que o ajustamento imposto pela intervenção externa, entre 2011 e 2014, não podia ter seguido um caminho diferente.

Por tudo isto, os resultados sugerem que o equilíbrio orçamental em Portugal é fundamental para manter estável a *balança corrente*, pois com o crescimento do *PIB per capita* a ter efeitos negativos no saldo da *balança corrente*, um saldo orçamental positivo pode contrabalançar esse efeito negativo em épocas de crescimento económico. Para isto acontecer o crescimento económico deve ser mais impulsionado pelo setor exportador, que este estudo também revela um impacto positivo no saldo da *balança corrente*, do que pela procura interna.

Apesar da robustez destes resultados, o estudo tem algumas limitações. A amostra não é tão extensa quanto seria de desejar, devido a algumas variáveis só apresentarem dados disponíveis a partir dos anos de 1990. Para atenuar esse fator, utilizaram-se dados trimestrais, mas isso trouxe uma segunda limitação que foi não se poderem utilizar algumas variáveis como as exportações tecnológicas e o grau de abertura da economia por apenas estarem disponíveis em frequência anual. Uma terceira limitação tem a ver com as *proxies* do acesso ao crédito fácil e desregulação financeira que apenas estão disponíveis depois da introdução da moeda única, o que iria reduzir ainda mais a amostra.

O papel da desregulamentação financeira e da especialização da economia, medida por *proxies* como as exportações tecnológicas, na formação do saldo da *balança corrente*, devem continuar receber atenção em estudos futuros. Para estudos futuros também é interessante explorar a influência dos vários tipos de globalização na formação do saldo de *balança corrente*, usando os respetivos índice KOF como *proxy* para cada tipo de globalização.

Referências

- Abbas, S. M. A., Bouhga-hagbe, J., Fatás, A., Mauro, P., & Velloso, R. C. (2011). Fiscal Policy and the Current Account, (November 2009), 1–47.
- Adam, A., & Moutos, T. (2017). The modality of fiscal consolidation and current account adjustment. *CESifo Economic Studies*. Retrieved from <https://academic.oup.com/cesifo/article/doi/10.1093/cesifo/ifw020/2977663/The-Modality-of-Fiscal-Consolidation-and-Current>
- Ahearne, A., Schmitz, B., & Von Hagen, J. (2009). Current account imbalances and financial integration in the Euro Area. *CEPR Discussion Papers*. Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.539.5712&rep=rep1&type=pdf>
- Algieri, B., & Bracke, T. (2007). Patterns of current account adjustment—insights from past experience. *Springer*. Retrieved from <https://link.springer.com/article/10.1007/s11079-009-9126-8>
- Amaral, J. (2006). O impacto económico da integração de Portugal na Europa. *Nação e Defesa*. Retrieved from <http://comum.rcaap.pt/handle/10400.26/1090>
- Arestis, P., & Gonzalez-Martinez, A. R. (2016). House Prices and Current Account Imbalances in OECD Countries. *International Journal of Finance & Economics*, 21(1), 58–74. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1523>
- Argyrou, M. G., & Chortareas, G. (2008). Current Account Imbalances and Real Exchange Rates in the Euro Area*. *Review of International Economics*, 16(4), 747–764. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2008.00773.x>
- Atoyan, R., Manning, M., & Rahman, J. (2013). Rebalancing: evidence from current account adjustment in Europe. *IMF Working Paper*. Retrieved from <https://www.google.com/books?hl=pt-PT&lr=&id=5c08cQ0KMxoc&oi=fnd&pg=PP2&dq=current+account+adjustment&ots=aQFj9r3czd&sig=Qi2dtSsCfXRmygJNQvGr7S9BRgQ>
- 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. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(4), 345–352. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2012.06.002>
- Barrell, R., Davis, E., Karim, D., & Liadze, I. (2010). The impact of global imbalances: does the current account balance help to predict banking crises in OECD countries? *NIESR and Brunel University*. Retrieved from https://www.niesr.ac.uk/sites/default/files/publications/dp351_0.pdf

- Behringer, J., & van Treeck, T. (2018). Income distribution and the current account. *Journal of International Economics*, *114*, 238–254. <https://doi.org/10.1016/J.JINTECO.2018.06.006>
- Belke, A., & Dreger, C. (2013). Current Account Imbalances in the Euro Area: Does Catching up Explain the Development? *Review of International Economics*, *21*(1), 6–17. <https://doi.org/10.1111/roie.12016>
- Bergh, A., & Nilsson, T. (2010). Do liberalization and globalization increase income inequality? *European Journal of Political Economy*, *26*(4), 488–505. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.03.002>
- Brissimis, S. N., Hondroyiannis, G., Papazoglou, C., Tsaveas, N. T., & Vasardani, M. A. (2012). Current account determinants and external sustainability in periods of structural change. *Economic Change and Restructuring*, *45*(1–2), 71–95. <https://doi.org/10.1007/s10644-011-9107-y>
- Brissimis, S. N., Hondroyiannis, G., Papazoglou, C., Tsaveas, N. T., & Vasardani, M. A. (2013). The determinants of current account imbalances in the euro area: a panel estimation approach. *Economic Change and Restructuring*, *46*(3), 299–319. <https://doi.org/10.1007/s10644-012-9129-0>
- Carrasco, C., & Peinado, P. (2015). On the origin of European imbalances in the context of European integration. *PANOECONOMICUS*, *62*(2), 177–191. <https://doi.org/10.2298/PAN1502177C>
- Catão, L. A. V., & Milesi-Ferretti, G. M. (2014). External liabilities and crises. *Journal of International Economics*, *94*(1), 18–32. <https://doi.org/10.1016/J.JINTECO.2014.05.003>
- Chinn, M., & Prasad, E. (2003). Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration. *Journal of International Economics*. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199602000892>
- Chuku, C., Johnson, A., Felix, O., & Kenneth, O. (2017). Working Paper 287 - Current Account Adjustments and Integration in West Africa. *Working Paper Series*. Retrieved from <https://ideas.repec.org/p/adb/adbwps/2407.html>
- Comunale, M. (2018). Current account and real effective exchange rate misalignments in Central Eastern EU countries: An update using the macroeconomic balance approach. *Economic Systems*, *42*(3), 414–436. <https://doi.org/10.1016/J.ECOSYS.2017.11.002>
- Davis, J. S., Mack, A., Phoa, W., & Vandenabeele, A. (2016). Credit booms, banking crises, and the current account. *Journal of International Money and Finance*, *60*, 360–377. <https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2015.09.008>
- Edwards, S. (2006). The U.S. current account deficit: Gradual correction or abrupt adjustment?

- Journal of Policy Modeling*, 28, 629–643. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2006.06.012>
- Endegnanew, M., Turner-Jones, M., & Yartey, C. (2012). Fiscal policy and the current account: are microstates different? *IMF Working Paper*. Retrieved from [https://www.google.com/books?hl=pt-PT&lr=&id=J2HQp_KN9JUC&oi=fnd&pg=PP2&dq=Endegnanew,+Y.,+Amo-+Yartey,+C.,+Turner-+Jones,+T.+\(2012\).+Fiscal+Policy+and+the+Current+Account:+Are+Microstates+Different+%3F+IMF+Working+Paper+12/51&ots=X9NPakErvI&sig=QtGTzSVktu](https://www.google.com/books?hl=pt-PT&lr=&id=J2HQp_KN9JUC&oi=fnd&pg=PP2&dq=Endegnanew,+Y.,+Amo-+Yartey,+C.,+Turner-+Jones,+T.+(2012).+Fiscal+Policy+and+the+Current+Account:+Are+Microstates+Different+%3F+IMF+Working+Paper+12/51&ots=X9NPakErvI&sig=QtGTzSVktu)
- Evans, M. D. D. (2017). External balances, trade flows and financial conditions. *Journal of International Money and Finance*, 107, 165–184. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.05.018>
- Fogli, A., & Perri, F. (2015). Macroeconomic volatility and external imbalances. *Journal of Monetary Economics*, 69, 1–15. <https://doi.org/10.1016/J.JMONECO.2014.12.003>
- Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2016). Current account deficits during heightened risk: menacing or mitigating? *Bank of England*. Retrieved from <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/eoj.12482>
- Frasquilho, M. (2013). O Processo de Ajustamento da Economia Portuguesa e as Orientações Europeias. *Ordem Dos Economistas*.
- Freund, C., & Warnock, F. (2007). *Current account deficits in industrial countries: the bigger they are, the harder they fall? G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*. <https://doi.org/10.3386/w11823>
- Gossé, J.-B., & Serranito, F. (2014). Long-run determinants of current accounts in OECD countries: Lessons for intra-European imbalances. *Economic Modelling*, 38, 451–462. <https://doi.org/10.1016/J.ECONMOD.2014.01.008>
- Gruber, J. W., & Kamin, S. B. (2007). Explaining the global pattern of current account imbalances. *Journal of International Money and Finance*, 26(4), 500–522. <https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2007.03.003>
- Huntington, H. G. (2015). Crude oil trade and current account deficits. *Energy Economics*, 50, 70–79. <https://doi.org/10.1016/J.ENERCO.2015.03.030>
- Ibhagui, O. W. (2018). External debt and current account adjustments: The role of trade openness. *Cogent Economics and Finance*, 6(1), 1–42. <https://doi.org/10.1080/23322039.2018.1446247>
- Milesi-Ferrett, G. M., & Razin, A. (1996). *Sustainability of Persistent Current Account Deficits*. Cambridge, MA. <https://doi.org/10.3386/w5467>

- Moral-Benito, E., & Roehn, O. (2014). The impact of financial regulation on current account balances. *Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo), Munich, No. 5082*, 1–37. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292115000938>
- Neaime, S., Gaysset, I., & Badra, N. (2018). The eurozone debt crisis: A structural VAR approach. *Research in International Business and Finance*, 43(July 2017), 22–33. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.08.002>
- Pesaran, M., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31(Cambridge University Press), 371–413. Retrieved from https://www.google.com/books?hl=pt-PT&lr=&id=61x_K6mPpgwC&oi=fnd&pg=PA371&dq=PESARAN,+M.+H.%3B+SHIN,+Y.+An+autoregressive+distributed-lag+modelling+approach+to+cointegration+analysis&ots=XVFbKOLKaE&sig=CFDbslHtBhrKdXtAXGSUQi2FbVo
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3). Retrieved from <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616>
- Smith, C. E. (2011). External balance adjustment: An intra-national and international comparison. *Journal of International Money and Finance*, 30(6), 1195–1213. <https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2011.06.008>
- Svrtinovic, V., Gorgieva-Trajkovska, O., & Temjanovski, R. (2015). Sudden stops and current account reversals: the euro area experience. *SEEU - Review*, 11(2), 25–34. Retrieved from <https://www.degruyter.com/view/j/seeur.2015.11.issue-2/seeur-2015-0026/seeur-2015-0026.xml>
- Tan, Z., Yao, Y., & Wei, S.-J. (2015). Financial structure, corporate savings and current account imbalances. *Journal of International Money and Finance*, 54, 142–167. <https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2015.02.012>
- Unger, R. (2017). Asymmetric credit growth and current account imbalances in the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 73, 435–451. <https://doi.org/10.1016/J.JIMONFIN.2017.02.017>
- Vamvoukas, G., & Spilioti, S. (2015). The effects of budget deficits on current accounts in the EMU. *Investment Management and Financial Innovations*, 12(4), 115–122. Retrieved from https://businessperspectives.org/images/pdf/applications/publishing/templates/article/assets/7025/imfi_en_2015_04_Vamvoukas.pdf

- Varoudakis, A., & Sanchez, J. L. D. (2013). Growth and Competitiveness as Factors of Eurozone External Imbalances. *Growth and Competitiveness as Factors of Eurozone External Imbalances*, (December), 1–33. Retrieved from http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/IW3P/IB/2013/12/26/000158349_20131226150835/Rendered/PDF/WPS6732.pdf%5Cpapers2://publication/uuid/6F0F7476-FC92-4D7A-9BAA-0E559A7A745C
- Zemanek, H., Belke, A., & Schnabl, G. (2009). Current account imbalances and structural adjustment in the euro area: how to rebalance competitiveness. *CESIFO WORKING PAPER*. Retrieved from https://papers.ssrn.com/Sol3/papers.cfm?abstract_id=1400645

Anexos

Anexo 1 – Bounds Test modelo 1

ARDL Bounds Test

Date: 05/23/19 Time: 13:37

Sample: 2000Q1 2017Q4

Included observations: 72

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	23.75382	6

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.12	3.23
5%	2.45	3.61
2.5%	2.75	3.99
1%	3.15	4.43

Anexo 2 – Bounds Test modelo 2

ARDL Bounds Test

Date: 05/23/19 Time: 13:38

Sample: 2000Q1 2017Q4

Included observations: 72

Null Hypothesis: No long-run relationships exist

Test Statistic	Value	k
F-statistic	20.39973	7

Critical Value Bounds

Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.03	3.13
5%	2.32	3.5
2.5%	2.6	3.84
1%	2.96	4.26

Anexo 3 – Output da estimação do modelo 1

Dependent Variable: D(CA1)
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/19 Time: 17:59
 Sample (adjusted): 2000Q1 2017Q4
 Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005132	0.135467	-0.037885	0.9699
D(CA1(-1))	-0.042650	0.104753	-0.407153	0.6854
D(AGE1)	0.449750	0.408906	1.099884	0.2760
D(DEFICE)	0.043506	0.039825	1.092422	0.2792
D(DEFICE(-1))	0.166111	0.048594	3.418353	0.0012
D(DEFICE(-2))	0.189553	0.049724	3.812115	0.0003
D(DEFICE(-3))	0.121606	0.043789	2.777063	0.0074
D(NPII)	0.045675	0.067176	0.679932	0.4993
D(NPII(-1))	0.134060	0.064168	2.089224	0.0412
D(NPII(-2))	-0.008622	0.066266	-0.130112	0.8969
D(NPII(-3))	-0.142884	0.067489	-2.117165	0.0386
D(OIL1)	0.016402	0.007763	2.112898	0.0390
D(PIBPC)	-0.418421	0.138852	-3.013422	0.0038
D(REER_IC1)	-0.139561	0.135383	-1.030862	0.3070
COINTEQ(-1)	-1.323494	0.159827	-8.280792	0.0000
R-squared	0.789478	Mean dependent var	0.023897	
Adjusted R-squared	0.737771	S.D. dependent var	1.924862	
S.E. of regression	0.985690	Akaike info criterion	2.992102	
Sum squared resid	55.38032	Schwarz criterion	3.466407	
Log likelihood	-92.71567	Hannan-Quinn criter.	3.180924	
F-statistic	15.26824	Durbin-Watson stat	1.993260	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo 4 – Output da estimação do modelo 2

Dependent Variable: D(CA1)
 Method: Least Squares
 Date: 04/22/19 Time: 18:03
 Sample (adjusted): 2000Q1 2017Q4
 Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004394	0.129679	0.033881	0.9731
D(CA1(-1))	0.023740	0.103488	0.229402	0.8194
D(AGE1)	0.371533	0.392187	0.947338	0.3475
D(DEFICE)	0.043387	0.038195	1.135926	0.2608
D(DEFICE(-1))	0.139410	0.045942	3.034470	0.0037
D(DEFICE(-2))	0.150677	0.046811	3.218817	0.0021
D(DEFICE(-3))	0.120801	0.043097	2.803024	0.0069
D(NPII)	0.041269	0.065607	0.629043	0.5319
D(NPII(-1))	0.158128	0.061853	2.556529	0.0133
D(NPII(-2))	-0.042823	0.063927	-0.669871	0.5057
D(NPII(-3))	-0.145448	0.065123	-2.233444	0.0295
D(OIL1)	0.015238	0.007573	2.012237	0.0490
D(PIBPC)	-0.699769	0.155431	-4.502119	0.0000
D(REER_IC1)	-0.105153	0.129911	-0.809424	0.4217
D(EXPORTS1)	0.001289	0.000350	3.679772	0.0005
COINTEQ1(-1)	-1.456361	0.161899	-8.995488	0.0000
R-squared	0.811233	Mean dependent var	0.023897	
Adjusted R-squared	0.760670	S.D. dependent var	1.924862	
S.E. of regression	0.941668	Akaike info criterion	2.910802	
Sum squared resid	49.65737	Schwarz criterion	3.416728	
Log likelihood	-88.78888	Hannan-Quinn criter.	3.112213	
F-statistic	16.04413	Durbin-Watson stat	2.062836	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Anexo 5 – Teste de autocorrelação para o modelo 1

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.219033	Prob. F(2,55)	0.8040
Obs*R-squared	0.568936	Prob. Chi-Square(2)	0.7524

Anexo 6 – Teste de autocorrelação para o modelo 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.254302	Prob. F(2,54)	0.7764
Obs*R-squared	0.671810	Prob. Chi-Square(2)	0.7147

Anexo 7 – Teste de heterocedasticidade para o modelo 1

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.070165	Prob. F(14,57)	0.4028
Obs*R-squared	14.98599	Prob. Chi-Square(14)	0.3791
Scaled explained SS	7.560465	Prob. Chi-Square(14)	0.9109

Anexo 8 – Test de heterocedasticidade para o modelo 2

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.838121	Prob. F(15,56)	0.6327
Obs*R-squared	13.20033	Prob. Chi-Square(15)	0.5868
Scaled explained SS	7.760022	Prob. Chi-Square(15)	0.9330

