

A Relação Entre as Receitas e as Despesas Públicas nos Municípios Portugueses: 2009-2017

The Relationship Between Revenues and Public Expenditures in Portuguese Municipalities: 2009-2017

Leonida Correia

lcorreia@utad.pt

Centro de Estudos Transdisciplinares para o Desenvolvimento (CETRAD), Departamento de Economia, Sociologia e Gestão (DESG), Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro (UTAD)

Patrícia Martins

smartins@utad.pt

Centro de Estudos Transdisciplinares para o Desenvolvimento (CETRAD), Departamento de Economia, Sociologia e Gestão (DESG), Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro (UTAD)

Resumo/ Abstract

A recente crise económica global renovou o interesse no debate sobre a causalidade entre receitas e despesas públicas devido aos graves desequilíbrios orçamentais experimentados por muitos países, sobretudo na área do euro, e às crescentes preocupações com a sustentabilidade das finanças públicas. Este artigo analisa a relação dinâmica entre as receitas e as despesas locais para 278 municípios portugueses, no período 2009-2017. Os resultados da aplicação de testes de raiz unitária e de cointegração e da estimação de modelos com vetor corretor de erros para dados em painel permitem concluir que as duas variáveis orçamentais locais, receitas próprias e despesas totais, se ajustam para alcançar um saldo orçamental local nulo no longo prazo. Assim, os resultados suportam a hipótese de sincronização orçamental que estabelece que as decisões relativas às receitas e despesas são tomadas em simultâneo pelas autoridades orçamentais, o que contribui positivamente para a respetiva sustentabilidade das contas públicas dos municípios.

The recent global economic crisis has renewed the interest in the debate on the causality between public revenue and expenditure due to the important fiscal imbalances experienced by many countries, particularly in the euro area, and to the growing concerns about the sustainability of public finances. This paper analyses the dynamic relationship between local revenues and expenditures for 278 Portuguese municipalities in the 2009-2017 period. The empirical results of the unit root and cointegration tests and the estimation of vector error correcting models for panel data allow us to conclude that the two local fiscal variables, own revenues and total expenditures, adjust to achieve a balanced local budget balance in the long term. Thus, the results support the fiscal synchronization hypothesis, which argues that decisions on revenues and expenditures are carried out simultaneously by the fiscal authorities, which contributes positively to the sustainability of local government finances.

Palavras-chave: Causalidade, Finanças Locais, Portugal

Códigos JEL: C33; H71; H72

Keywords: Causality, Local Government Finances, Portugal

JEL codes: C33; H71; H72

1. INTRODUÇÃO

A relação intertemporal entre as receitas e as despesas públicas tem vindo a alimentar uma intensa discussão, quer entre os economistas quer entre os decisores de política, desde há muito tempo. O interesse nesta temática deveu-se, por um lado, ao crescimento do setor público após a II Guerra Mundial e, por outro, à ocorrência de défices nas contas públicas na maioria dos países desenvolvidos. A recente crise económica global reforçou a importância deste debate devido aos graves desequilíbrios orçamentais experimentados por muitos países, sobretudo na área do euro, e às crescentes preocupações com a sustentabilidade das finanças públicas. A forte ligação entre a estabilidade orçamental e a estabilidade macroeconómica é uma motivação adicional para a investigação do que a literatura designa como *tax-spend debate* ou *revenue-expenditure nexus*.

A literatura empírica desenvolveu-se após meados dos anos 1980 nos EUA e, posteriormente, alargou-se a outros países industrializados e, com menor expressão, a países menos desenvolvidos. O principal objetivo dos estudos consistia em testar empiricamente as quatro hipóteses identificadas na literatura teórica quanto à causalidade entre receitas e despesas públicas: (i) as receitas determinam as despesas; (ii) as despesas determinam as receitas; (iii) as receitas e despesas são determinadas em simultâneo; (iv) as receitas e despesas são determinadas de forma independente. A investigação concentrou-se no plano nacional, estabelecendo relações de causalidade para um ou vários países. Estes estudos geraram uma diversidade de resultados, dependendo da abordagem metodológica, especificação do modelo, grau de agregação temporal ou período analisado, não havendo consensos relativamente à sustentação de uma determinada hipótese.

Provavelmente porque em muitos países o poder local tem pouca interferência no processo de decisão público, os estudos são muito mais escassos ao nível dos municípios. Adicionalmente, há várias especificidades no que se refe-

re ao processo orçamental ao nível local (Payne, 2003). Os municípios não têm a capacidade de instituir políticas inflacionistas de forma a aumentar as receitas como no caso do governo central e, por outro lado, muitos deles operam sob requisitos legislativos e constitucionais que tentam restringir défices orçamentais.

Ao nível das finanças locais, uma regularidade empírica importante a considerar é que os saldos orçamentais são influenciados pelas transferências do governo central. A influência das transferências como fonte de financiamento das despesas pode gerar o designado *flypaper effect*, isto é, o aumento de um euro nas transferências para os municípios pode gerar mais despesa do que o aumento de um euro no rendimento disponível local. No caso português, os governos locais dependem consideravelmente das transferências recebidas do governo central (Martins e Correia, 2015) e existe evidência de suporte (Rios e Costa, 2005) para a verificação do *flypaper effect* para os municípios portugueses.

No caso específico de Portugal, vários estudos focaram a relação entre receitas e despesas públicas ao nível nacional (Silvestre, 1997; Kollias e Makrydakis, 2000; Afonso e Christophe, 2009; Bolat, 2014). Contudo, tanto quanto é do nosso conhecimento, a evidência empírica ao nível local é inexistente. Desta forma, o presente artigo vem contribuir para o incremento da investigação ao nível subnacional, analisando a relação dinâmica entre as receitas próprias e as despesas totais nos municípios portugueses para o período 2009-2017. Para o efeito, são aplicados vários testes econométricos para testar a presença de raiz unitária e cointegração e estimados modelos com vetor corretor de erros (VEC) para verificar qual das quatro hipóteses melhor descreve a relação intertemporal entre receitas e despesas públicas.

Este artigo está organizado da seguinte forma. A secção 2 descreve as hipóteses do debate receita-despesa e faz uma revisão dos estudos empíricos ao nível subnacional sobre o tema. A secção 3 analisa e contextualiza os dados e apresenta os métodos utilizados no estudo

econométrico. A secção 4 contém os principais resultados empíricos e a sua interpretação. A secção 5 contém as principais conclusões e sugestões para investigação futura.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Nesta secção apresentam-se as hipóteses do debate receita-despesa e procede-se a uma revisão dos vários estudos empíricos que exploraram esta relação ao nível subnacional.

2.1 Hipóteses do debate receita-despesa

A literatura identifica quatro hipóteses quanto à relação intertemporal entre receitas e despesas públicas: hipótese “receita-despesa”; hipótese “despesa-receita”; hipótese “sincronização orçamental”; e hipótese “independência orçamental”.

A hipótese “receita-despesa” (*tax-and-spend*) sugere que as receitas determinam as despesas públicas. Um defensor desta hipótese é Friedman (1978), que defende que as despesas se ajustam ao nível que pode ser suportado pelas receitas. O autor argumenta que aumentar impostos, aumentando os recursos disponíveis numa tentativa de redução do défice orçamental, apenas levará ao crescimento das despesas públicas. Consequentemente, um aumento dos impostos não conduzirá a menores défices, sendo a diminuição das despesas a única solução para reduzir o défice orçamental. Uma versão alternativa desta hipótese foi colocada por Wagner (1976) e Buchanan e Wagner (1977) e sugere que aumentar as receitas levará a diminuição das despesas via ilusão fiscal. De acordo com esta perspectiva, reduzir impostos levará a maior despesa porque o corte nos impostos é percebido como redução dos preços dos bens e serviços públicos. A ilusão fiscal surge no sentido em que, embora não se verificando um pagamento direto de impostos, o público está a pagar de forma indireta através de outros mecanismos fiscais como o imposto inflacionário e a dívida. Logo, na perspectiva de Buchanan e Wagner, um aumento dos impostos pode levar a uma diminuição das despesas públicas.

A hipótese “despesa-receita” (*spend-and-tax*) sugere que alterações nas despesas conduzam a variações nas receitas públicas, isto é, primeiro são tomadas as decisões de despesa e posteriormente é que se fazem os ajustamentos nas receitas para ir ao encontro das despesas. Com base na proposição da Equivalência Ricardiana,

que sustenta que o governo pede emprestado hoje em resultado de impostos mais elevados no futuro, Barro (1979) questionou a ilusão fiscal avançada na estrutura de Buchanan-Wagner, contra-argumentando que o financiamento dos gastos públicos através da emissão de dívida tem os mesmos efeitos que o financiamento via impostos. Também no âmbito desta hipótese, mas seguindo uma abordagem diferente, Roberts (1978) e Peacock e Wiseman (1979) afirmaram que aumentos temporários nas despesas públicas devido a situações de “crise” levariam a maiores impostos de forma permanente. Consequentemente, esta hipótese defende que, em vez de aumentar a carga tributária, despesas públicas adicionais devem ser controladas ou restringidas de forma a reequilibrar o saldo orçamental.

A hipótese “sincronização orçamental” (*fiscal synchronization*) postula que as receitas e as despesas são determinadas em simultâneo, ou conjuntamente, pelo que ambas puxam o saldo orçamental em direção ao equilíbrio. Neste sentido, os eleitores devem comparar os custos marginais e os benefícios marginais dos programas públicos (Meltzer e Richard, 1981).

A hipótese “independência orçamental” (*fiscal independence*) considera que não existe ligação entre as receitas e as despesas públicas, sendo ambas determinadas de forma independente (Baghestani e McNown, 1994). Um exemplo é quando os impostos e as despesas são determinados por *rules of thumb* (Hoover e Sheffrin, 1992), isto é, regras que assentam no conhecimento prático e não no conhecimento científico.

2.2 Literatura empírica ao nível subnacional

A partir de meados da década de 1980, uma extensa literatura empírica explorou as quatro hipóteses quanto à relação entre receitas e despesas públicas, utilizando diferentes metodologias, amostras e períodos temporais. Embora a metodologia específica varie entre estudos, em geral os trabalhos evidenciam o conceito de causalidade de Granger (1969), o qual assenta no poder preditivo de uma variável sobre outra. Neste contexto, a versão de Friedman da hipótese “receita-despesa” é suportada por uma causalidade unidirecional positiva das receitas para as despesas, enquanto a versão alternativa de Buchanan e Wagner da mesma hipótese é sustentada por uma causalidade unidirecional

negativa das receitas para as despesas. Quanto às restantes possibilidades, a hipótese “despesa-receita” é apoiada se existir uma causalidade unidirecional das despesas para as receitas, a hipótese de “sincronização orçamental” é suportada pela causalidade bidirecional entre receitas e despesas enquanto a ausência de causalidade entre receitas e despesas dá suporte à hipótese de “independência orçamental”.

A grande maioria dos estudos empíricos focou o nível nacional não havendo consenso nos resultados obtidos. Como salientado na revisão da literatura empírica efetuada por Payne (2003), a inconsistência dos resultados da investigação pode ser explicada pelas diferenças nas características específicas dos países, nos períodos analisados, nas abordagens e instrumentos usados na modelização da relação, na diferente agregação temporal ou na inclusão de uma variável para além das receitas ou despesas. Ao nível subnacional, a investigação tem sido bem mais escassa do que ao nível nacional. O quadro A.1 em Apêndice contém um resumo dos resultados encontrados nos vários estudos empíricos, os quais utilizaram diferentes tipos de dados (*time series* e *panel data*) e abordagens econométricas.

A maioria dos estudos incidiu sobre os estados ou governos locais dos EUA, tendo chegado a resultados diversificados. Considerando, para o mesmo período, dados agregados dos estados e dos governos locais em duas amostras separadas, Marlow e Manage (1987, 1988) e Chowdhury (1988) concluíram em favor da hipótese receita-despesa ao nível dos estados, mas obtiveram evidência discordante ao nível local: enquanto os resultados de Marlow e Manage, em geral, dão suporte à hipótese de independência orçamental, os de Chowdhury são favoráveis à hipótese de sincronização orçamental. Por seu lado, Zaphn e Paine (2009) tomando os dados agregados em conjunto para os estados e governos locais americanos concluem a favor da hipótese despesa-receita. Usando dados individuais para 48 estados, Payne (1998) obteve resultados de apoio às quatro hipóteses: receita-despesa para 24 estados, despesa-receita para 8 estados, sincronização orçamental para 11 estados e independência orçamental para 3 estados. No caso de dados em painel, destacam-se Holtz-Eakin *et al.* (1989) para 171 municípios e de Westerlund *et al.* (2011) para 50 estados, ambos

fornecendo evidência de suporte à hipótese receita-despesa.

Os resultados empíricos obtidos ao nível subnacional fora dos EUA são também muito variados. Por exemplo, aplicando modelos de vetores autoregressivos (VAR) com dados em painel e seguindo a abordagem de Holtz-Eakin *et al.* (1988), Dahlberg e Johansson (1998) concluem em favor da hipótese despesa-receita para os municípios da Suécia, enquanto Moisis (2000) conclui pela hipótese despesa-receita no primeiro subperíodo e de sincronização orçamental no segundo subperíodo para os municípios finlandeses. Em termos regionais, usando modelos VEC com dados em painel, Ho e Huang (2009) analisam as províncias chinesas e Garcia (2012) as regiões espanholas. Os resultados obtidos nestes estudos suportam a hipótese de sincronização orçamental para as províncias chinesas, enquanto a hipótese receita-despesa é sustentada para as regiões espanholas.

3. DADOS E MÉTODOS

Nesta secção são apresentados os dados, os diversos testes usados para testar a presença de raiz unitária e cointegração e o modelo VEC utilizado para verificar qual das quatro hipóteses descreve a relação intertemporal entre receitas próprias e despesas públicas nos municípios portugueses.

3.1 Dados

No estudo empírico é usada informação estatística anual relativa às receitas próprias e às despesas totais dos 278 municípios de Portugal Continental no período entre 2009 e 2017. Este período foi escolhido de acordo com a disponibilidade dos dados. A fonte de toda a informação estatística usada é a PORDATA, Base de Dados de Portugal Contemporâneo¹. As variáveis estão a preços constantes (ano base de 2009), em termos *per capita* e expressas em euros por indivíduo. As receitas próprias correspondem às receitas correntes e de capital efetivas menos as transferências, correntes e de capital, recebidas pelas câmaras municipais. O estudo da relação intertemporal entre receitas e despesas públicas ao nível subnacional considera as receitas próprias e não as receitas totais, porque as transferências recebidas do governo

¹ <https://www.pordata.pt/Municipios>.

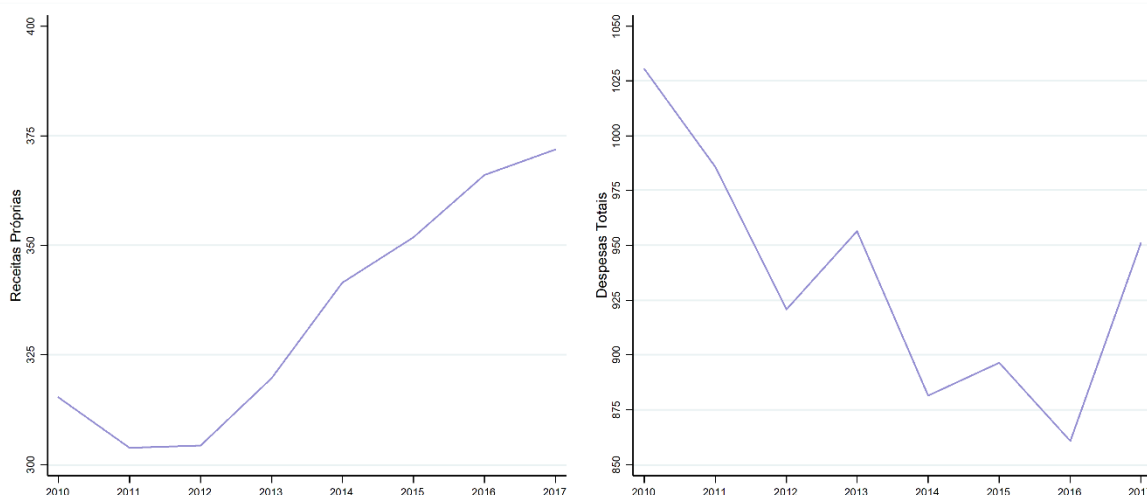
central, incluídas nas receitas totais, não são decididas pelos agentes de política locais. No cálculo das variáveis a preços constantes utilizou-se a taxa de variação do Índice de Preços no Consumidor da NUTII a que pertence o respetivo município. Para a transformação das variáveis em valores *per capita*, recorreu-se às estimativas da população residente a 31 de dezembro do respetivo ano. Deste modo, alterações

nas receitas e nas despesas decorrentes unicamente de variações da população não influenciam os resultados.

3.1.1 Análise dos dados

A média anual, para os 278 municípios, das receitas próprias e das despesas totais reais *per capita* está apresentada na figura 1.

Figura 1: Média anual das receitas próprias e das despesas totais reais *per capita* (euros por indivíduo)



Como se pode verificar, após uma diminuição em 2011 de 4%, as receitas próprias apresentam uma tendência ascendente desde 2012, culminando num valor médio de 372 euros *per capita* em 2017. As despesas totais, apesar de uma evolução descendente ao longo do período, tiveram um comportamento mais volátil. Entre 2010 e 2016, o valor médio anual das despesas totais *per capita* registou um decréscimo global de 16% (de 1031 euros em 2010 reduziu-se para 861 euros em 2016). Em 2017, as despesas totais *per capita* voltaram a registar um aumento de 10%.

Esta evolução das receitas próprias e das despesas totais traduziu-se numa diminuição do valor médio anual do défice do saldo local *per capita*, para o total dos municípios, de 715 euros para 579 euros entre 2010 e 2017, o que corresponde a um decréscimo de 19% em termos globais reais.² No entanto, a redução mais significativa do défice local ocorreu entre 2010 e 2014

com uma taxa de variação global real negativa de 24%.

É de notar que os valores médios encobrem diferenças expressivas entre os municípios, nomeadamente no que diz respeito à sua capacidade de gerarem receitas próprias. Enquanto entre 2010 e 2017 no município de Lisboa as receitas próprias representam, em média, 90% das receitas totais, o respetivo valor médio no total dos 278 municípios é apenas 39%. No outro extremo da distribuição territorial está o município de Barrancos, no qual as receitas próprias representam, em média, no mesmo período, apenas 9% das receitas totais.

3.1.2 Contexto económico e legal

O comportamento evidenciado pelas receitas próprias, despesas totais e défice local durante o período 2009-2017 está seguramente associado às circunstâncias específicas que a economia

² Sendo o saldo global a diferença entre as receitas totais e as despesas totais, optou-se por definir como saldo local a diferença entre as receitas próprias e as despesas totais.

portuguesa enfrentou em grande parte desse período, nomeadamente devido aos efeitos da crise global que se propagou à Europa a partir de 2008 e que teve fortes implicações negativas sobre alguns países, como é o caso de Portugal.

A crise veio agravar os desequilíbrios macroeconómicos estruturais da economia portuguesa (Correia e Martins, 2019). Pelo que em 2011, face a uma taxa de juro da dívida pública crescente e às inerentes dificuldades de se financiar nos mercados financeiros, houve a necessidade de efetuar um pedido de assistência económica e financeira internacional (Correia, 2016). Em contrapartida do apoio recebido (78 mil milhões de euros), as autoridades portuguesas assinaram um memorando de entendimento e negociaram um programa de assistência económica e financeira (PAEF) com a União Europeia (UE) e o Fundo Monetário Internacional (FMI) para o período 2011-2014.³ Portugal cumpriu com sucesso o PAEF em maio de 2014, após o que ficou sob vigilância da UE (monitorização pós-programa).

O PAEF assentou em três pilares - consolidação orçamental, estabilidade do sistema financeiro e transformação estrutural da economia portuguesa -, tendo implicado a implementação de um pacote muito exigente de medidas de austeridade. A necessidade de consolidação das contas públicas foi transversal aos vários níveis da administração pública, tendo colocado fortes constrangimentos também ao nível da administração local (municípios e freguesias), que tiveram de realizar um conjunto de reformas estruturais, em acordo com o PAEF, no sentido de aumentar as receitas e reduzir os custos.⁴

Ao nível das receitas, o plano de reformas incluía uma substituição significativa das transferências do governo central por receitas próprias dos municípios. Desde meados dos anos oitenta, as receitas próprias têm vindo a crescer,

nomeadamente devido ao alargamento das atribuições e fontes de financiamento municipal (Baleiras *et al.*, 2018). Contudo, em 2013 à data da introdução na nova Lei das Finanças Locais (LFL), os governos locais dependiam ainda consideravelmente das transferências do Estado.⁵

Do lado das despesas, uma das medidas mais importantes foi a reorganização administrativa do poder local, um plano de consolidação preparado para reorganizar e reduzir significativamente o número de freguesias. Como consequência desta reforma administrativa implementada em 2012, o número de freguesias passou de 4260 para 3092 em 2013. Outras medidas, decorrentes do PAEF e com o objetivo de contrariar o aumento das despesas e os desequilíbrios orçamentais e financeiros acumulados no passado, envolveram a redução de contratações de funcionários públicos e dos custos com os salários. Por último, somam-se as limitações de financiamento junto do setor bancário decorrentes da crise. Este conjunto de fatores contribuiu para a tendência descendente das despesas totais das autarquias, conforme analisado anteriormente.

O comportamento tendencialmente ascendente das receitas próprias e descendente das despesas totais proporcionou uma descida do défice local no período em questão, contrariando a evolução passada. De acordo com a análise realizada por Baleiras *et al.* (2018), as últimas três décadas foram repletas de défices, pelo que a redução do défice do saldo global se apresenta como um dos desafios mais cruciais para o poder local em Portugal.⁶

As alterações do enquadramento legal do funcionamento das administrações locais foram um fator decisivo para a evolução registada nos orçamentos e contas dos municípios portugueses.⁷ Por um lado, a aprovação da chamada “Lei

³ O “Memorando de entendimento sobre as condicionalidades de política económica” (Banco de Portugal, 2011) foi assinado em 17 de maio de 2011, altura em que foi acordado o PAEF, também designado como “Programa de ajustamento económico” (European Commission, 2011), que foi publicado em junho de 2011.

⁴ Basílio *et al.* (2019) fornecem uma descrição das medidas contidas no memorando de entendimento com repercussão nos governos locais. Os autores analisaram as alterações estruturais ocorridas entre 2010 e 2015, antes e depois da intervenção da Troika, e concluíram que as reformas implementadas não produziram efeitos ao nível da eficiência da administração local.

⁵ Baleiras *et al.* (2018) resumem as várias justificações económicas enunciadas pela literatura para a existência de transferências orçamentais a favor dos governos subnacionais. Também mostram que, apesar de uma queda significativa, as

transferências continuavam a ser a categoria dominante da receita efetiva (58% em 1987 e 43% em 2015).

⁶ Entre 1987 e 2009, apenas em quatro exercícios ocorreram excedentes globais. Na sequência da crise e das respostas dadas, verificou-se uma melhoria significativa, pelo que em 2015, último ano da série analisada por Baleiras *et al.* (2018), registou-se um excedente global superior a 11% da despesa, um resultado sem precedentes desde 1987.

⁷ Portugal é um caso de estudo interessante porque, embora os municípios tenham orçamentos próprios, estão todos sujeitos ao mesmo enquadramento legal e institucional (Costa *et al.*, 2015). Nomeadamente, todos estão sujeitos às mesmas regras de contabilidade, às mesmas obrigações de reporte e possuem as mesmas competências de intervenção sobre as mesmas atribuições, embora o contexto físico, demográfico e económico em que atuam seja substancialmente diverso (Baleiras *et al.*, 2018).

dos Compromissos e Pagamentos em Atraso” (Lei 8/2012) foi determinante para a contenção das despesas ao impor que as autarquias só podem assumir compromissos até ao montante dos fundos disponíveis. Por outro lado, a nova LFL (Lei nº 73/2013), que entrou em vigor em 2014, foi uma condicionalidade imposta pelo PAEF e, por conseguinte, refletiu a necessidade de consolidação orçamental e diminuição do endividamento local.⁸

A nova LFL reforça o princípio da solidariedade nacional recíproca entre o Estado e as autarquias locais (artigo 8º), o que “obriga à contribuição proporcional do setor local para o equilíbrio das contas públicas nacionais”, pelo que, em “situações excecionais e transitórias”, o Orçamento do Estado pode estabelecer “limites adicionais à dívida total autárquica” e definir transferências de montante inferior ao previsto na própria lei (Martins e Correia, 2015). Entre as limitações principais impostas pela LFL de 2013 conta-se a orçamentação a médio prazo, que estabelece a obrigação dos governos locais apresentarem limites para as despesas e previsões das receitas para os três anos seguintes ao do orçamento anual.

3.2 Testes de raiz unitária

Para explorar a presença de raízes unitárias com dados em painel são usados os testes de Breitung (2000; Breitung e Das, 2005), Phillips-Perron de Fisher (PP-Fisher) (Choi, 2001) e de Hadri (2000). Tendo por base um modelo painel com uma componente autorregressiva de primeira ordem:

$$y_{it} = \delta_i y_{i,t-1} + \gamma_i z_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

e sendo δ_i os coeficientes de autocorrelação de cada painel i e γ_i o vetor de coeficientes do termo determinístico que controla os efeitos de painel específicos e a tendência temporal, os testes de raiz unitária de Breitung e PP-Fisher são usados para testar a hipótese nula de existência de raiz unitária para todos os painéis ($\delta_i = 1$). O teste de Breitung estabelece como hipótese simplificadora que todos os painéis partilham o mesmo coeficiente de autocorrelação ($\delta_i = \delta$) e assume que o erro ϵ_{it} não está correlacionado entre i e t . Neste teste, assume-se como hipótese alternativa a estacionariedade

para todos os painéis ($\delta < 1$). De modo diferente, o teste PP-Fisher considera que cada painel apresenta um coeficiente de autocorrelação específico e assume como hipótese alternativa a estacionariedade de pelo menos um painel ($\delta_i < 1$ de pelo menos um i).

Ao contrário dos dois testes anteriores, Hadri (2000) propõe um teste multiplicador de Lagrange baseado em resíduos (Hadri LM) que assume como hipótese nula que todos os painéis são estacionários e como hipótese alternativa que pelo menos um painel inclui uma raiz unitária. É relevante a aplicação deste teste porque os métodos estatísticos clássicos são definidos para rejeitarem a hipótese nula apenas quando a evidência contra essa hipótese é suficientemente esmagadora.

3.3 Testes de cointegração

Quando as séries são não estacionárias, é adequado realizar testes de cointegração para determinar se as variáveis têm uma relação de longo prazo estável, isto é, se estão cointegradas. Neste estudo são usados os testes de cointegração de Kao (1999), de Pedroni (1999, 2004) e de Westerlund (2005) que são baseados no seguinte modelo:

$$y_{it} = \sigma_i x_{it} + \gamma_i z_{it} + \omega_{it} \quad (2)$$

sendo σ_i o vetor de cointegração e γ_i o vetor de coeficientes do termo determinístico que controla os efeitos de painel específicos e a tendência temporal. Nestes testes e sob a hipótese nula, y_{it} e x_{it} são séries não cointegradas ($\sigma_i = 0$).

O teste de Kao (1999) assume um vetor de cointegração que é igual para todos os painéis ($\sigma_i = \sigma$), estima médias de painel específicas (efeitos fixos) e não permite a inclusão de uma tendência temporal. Neste teste, a hipótese alternativa assume que as séries são cointegradas em todos os painéis com o mesmo vetor de cointegração. São consideradas 4 versões do teste de Dickey-Fuller: Dickey-Fuller; Dickey-Fuller não ajustado; Dickey-Fuller modificado e Dickey-Fuller modificado não ajustado. Nestes testes, o termo de autocorrelação dos resíduos, ρ , é o mesmo para todos os painéis, mas os testes estatísticos diferem na forma como formulam as hipóteses e como controlam a correlação

⁸ Ver Baleiras *et al.* (2018) para um melhor entendimento sobre o quadro legal aplicável à administração local que vigorou em Portugal desde a primeira LFL em 1979.

dos resíduos da equação que estima a relação de cointegração. Os testes Dickey-Fuller e Dickey-Fuller não ajustado testam se $\rho = 1$. De modo diferente, os testes Dickey-Fuller modificado e Dickey-Fuller modificado não ajustado testam se $\rho - 1 = 0$.

O teste de Pedroni (1999, 2004) apresenta duas diferenças relativamente ao teste de Kao: para cada painel assume vetores de cointegração específicos, σ_i , e termos de autocorrelação específicos, ρ_i . Por conseguinte, a hipótese alternativa assume que as séries são cointegradas em todos os painéis com vetores de cointegração específicos para cada painel. Neste teste, são apresentadas duas versões do teste Phillips-Perron que consideram diferentes hipóteses relativamente aos termos de autocorrelação dos resíduos: o teste Phillips-Perron testa a hipótese $\rho_i = 1$ e o teste Phillips-Perron modificado testa a hipótese $\rho_i - 1 = 0$.

$$\Delta \text{LnRp}_{i,t} = \theta_{0,i} + \sum_k \theta_1 \Delta \text{LnRp}_{i,t-k} + \sum_k \theta_2 \Delta \text{Lndt}_{i,t-k} + \lambda_1 \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (3)$$

$$\Delta \text{Lndt}_{i,t} = \phi_{0,i} + \sum_k \phi_1 \Delta \text{LnRp}_{i,t-k} + \sum_k \phi_2 \Delta \text{Lndt}_{i,t-k} + \lambda_2 \varepsilon_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (4)$$

Sendo LnRp o logaritmo natural das receitas próprias reais *per capita*, Lndt o logaritmo natural das despesas totais reais *per capita*⁹, ΔLnRp e ΔLndt as primeiras diferenças daquelas variáveis, respetivamente, e k a dimensão do desfasamento. Nestas equações, os coeficientes estimados das variações desfasadas das variáveis independentes representam a relação de causalidade no curto prazo e os coeficientes dos termos corretores de erro $\varepsilon_{i,t-1}$ e $e_{i,t-1}$ permitem aferir o ajustamento de ΔLnRp e de ΔLndt para os respetivos equilíbrios de longo prazo.

Os resíduos $\eta_{i,t}$ e $v_{i,t}$ são estacionários e os termos corretores de erro $\varepsilon_{i,t-1}$ e $e_{i,t-1}$ são definidos da seguinte forma:

$$\varepsilon_{i,t-1} = \text{LnRp}_{i,t-1} - \beta_1 \text{Lndt}_{i,t-1} - \alpha_1 \quad (5)$$

$$e_{i,t-1} = \text{Lndt}_{i,t-1} - \beta_2 \text{LnRp}_{i,t-1} - \alpha_2 \quad (6)$$

Para atingir o equilíbrio de longo prazo no saldo local, espera-se que os coeficientes estimados dos termos corretores de erro, λ_1 e λ_2 , sejam negativos. No caso de λ_1 , se as despesas no período anterior ultrapassaram o equilíbrio, isto é, se o saldo local foi deficitário ($\varepsilon_{i,t-1} <$

O teste de Westerlund (2005) inclui um teste estatístico de rácio da variância que se obtém testando a existência de raiz unitária dos resíduos estimados da regressão Dickey-Fuller que considera que o termo de autocorrelação dos resíduos é o mesmo para todos os painéis. Neste caso, a hipótese alternativa estabelece que as séries são cointegradas em todos os painéis.

3.4 Modelos VEC

Se duas variáveis são cointegradas, então existe uma relação de longo prazo entre estas duas variáveis. Neste estudo são usados modelos VEC para caracterizar a relação de equilíbrio de longo prazo e o processo dinâmico de ajustamento no curto prazo entre as receitas próprias e as despesas totais:

0), então a correção do erro implica uma variação positiva das receitas próprias para atingir o equilíbrio de longo prazo, logo $\lambda_1 < 0$. De modo semelhante, no caso de λ_2 , se as receitas no período anterior não permitiram alcançar o equilíbrio, isto é, se o saldo local foi deficitário ($e_{i,t-1} > 0$), então a correção do erro implica uma variação negativa das despesas totais para atingir o equilíbrio de longo prazo, ou seja, a variação do logaritmo das despesas devem responder negativamente a $e_{i,t-1}$, logo $\lambda_2 < 0$.

Quando os coeficientes estimados de λ_1 e λ_2 são significativos, existe uma relação de cointegração entre as receitas próprias e as despesas totais. A significância estatística destes coeficientes permite verificar qual das quatro hipóteses descreve a relação intertemporal entre receitas próprias e despesas públicas: se apenas λ_2 é significativo, então verifica-se a hipótese “receita-despesa”, isto é, as receitas próprias determinam as despesas totais; quando apenas λ_1 tem significância estatística, prevalece a hipótese “despesa-receita”, primeiro são tomadas as decisões de despesa e posteriormente são feitos ajustamentos nas receitas próprias; quando os dois coeficientes estimados λ_1 e λ_2 são

⁹ As variáveis são transformadas nos seus logaritmos naturais para reduzir a heteroscedasticidade.

significativos, é suportada a hipótese “sincronização orçamental” dado que ambas as variáveis puxam o saldo em direção ao equilíbrio; por último, se ambos os coeficientes estimados λ_1 e λ_2 são não significativos, as receitas próprias e as despesas são determinadas de forma independente pelo que se verifica a hipótese “independência orçamental”.

Para estimar os modelos VEC apresentados nas equações (3) e (4), são usados três métodos: o estimador “mean-group” (MG), o estimador “pooled mean-group” (PMG) e estimador de efeitos fixos dinâmico (“dynamic fixed-effects”, DFE). O estimador MG estima os parâmetros como médias das regressões individuais para cada um dos painéis. Por conseguinte, este estimador não explora a dimensão *cross-section* da amostra. O estimador PMG estabelece como restrição que o vetor de coeficientes de longo prazo tem de ser igual entre painéis, mas permite que os coeficientes de ajustamento e os coeficientes de curto prazo sejam específicos para cada painel. Quando aquela restrição não se verifica, o estimador PMG é inconsistente. Por último, o estimador DFE corresponde ao estimador de efeitos fixos dinâmico e, tal como o estimador PMG, estabelece como restrição que o vetor de coeficientes de longo prazo tem de ser igual entre painéis, mas adicionalmente também

estabelece que os coeficientes de ajustamento e os coeficientes de curto prazo têm de ser iguais entre painéis. Este estimador pode apresentar um problema de enviesamento resultante da endogeneidade entre o termo de erro e a variável dependente desfasada.

É de salvaguardar que as estimações em painel com amostras temporais reduzidas tendem a utilizar os estimadores DFE, enquanto os outros dois estimadores, MG e PMG, são usualmente aplicados a grandes amostras temporais (Blackburne III e Frank, 2007). Não obstante a dimensão temporal reduzida da amostra, neste estudo optou-se por usar os três estimadores de forma a confrontar os respetivos resultados, tendo sido aplicado o teste de Hausman para escolher entre o modelo MG e PMG e entre o modelo MG e DFE.

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Para investigar a estacionariedade das receitas próprias e das despesas totais, são usados os testes de raiz unitária de Breitung, PP-Fisher e Hadri LM, cujos resultados estão apresentados no quadro 1. Dada a análise da evolução das variáveis ao longo do tempo, optou-se por incluir uma tendência temporal em todos os testes.

Quadro 1: Testes de raiz unitária (com tendência temporal)

Testes de raiz unitária	Variável dependente (y_{it})	LnRp	LnDt	Δ LnRp	Δ LnDt
Teste de Breitung	Ho: Existência de raiz unitária para todos os painéis ($\delta = 1$); Ha: Estacionariedade para todos os painéis ($\delta < 1$)	0,299	0,356	1,705	1,039
		(0,618)	(0,639)	(0,956)	(0,851)
Teste PP-Fisher (estatística inversa da normal Z)	Ho: Existência de raiz unitária para todos os painéis ($\delta_i = 1$); Ha: Estacionariedade para pelo menos um painel ($\delta_i < 1$)	-31,579	-17,960	-53,369	-55,219
		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Teste Hadri LM	Ho: Estacionariedade para todos os painéis; Ha: Raiz unitária para pelo menos um painel	5,470	5,960	-4,200	-4,629
		(0,000)	(0,000)	(1,000)	(1,000)

Nota: Os números em parêntesis correspondem aos *p-values*. Nos testes de Breitung e PP-Fisher são incluídos efeitos painel específicos e são usados 4 e 3 desfasamentos nas variáveis em níveis e nas variáveis em primeiras diferenças, respetivamente. O rácio da variância do teste Hadri LM é robusto à heteroscedasticidade.

Para as duas variáveis em níveis (expressas em logaritmos), os resultados do teste de Breitung suportam a existência de raiz unitária para todos os painéis, dado que a hipótese nula não é

rejeitada. Nos testes PP-Fisher e Hadri LM, as respetivas hipóteses nulas são rejeitadas, o que sugere a existência de estacionariedade ou raiz unitária, respetivamente, em pelo menos um

painel. Para as primeiras diferenças das variáveis, a não rejeição da hipótese nula do teste de Breitung sugere que todos os painéis apresentam uma raiz unitária. Sob o teste PP-Fisher, a hipótese nula de raiz unitária para todos os painéis é rejeitada, pelo que os resultados sugerem que pelo menos um painel é estacionário. No teste Hadri LM, a hipótese nula não é rejeitada pelo que se conclui que todos os painéis são

estacionários. Assim, apesar dos resultados dos testes de raiz unitária não serem consensuais, parece adequado concluir que as variáveis em níveis não são estacionárias.

As estatísticas estimadas dos testes de cointegração de Kao, de Pedroni e de Westerlund, usados para aferir a cointegração das duas variáveis das finanças locais, são apresentadas no quadro 2

Quadro 2: Testes de cointegração

Testes de cointegração	Variável dependente (y_{it})	LnRp	LnDt
	Variável independente (x_{it})	LnDt	LnRp
Teste de Kao	H0: as séries são não cointegradas; Ha: as séries são cointegradas em todos os painéis (com o mesmo vetor de cointegração)		
Dickey-Fuller		0,548	-9,969
		(0,292)	(0,000)
Dickey-Fuller não ajustado		-9,339	-22,127
		(0,000)	(0,000)
Dickey-Fuller modificado		7,092	3,243
	(0,000)	(0,001)	
Dickey-Fuller modificado não ajustado		-3,694	-13,424
		(0,000)	(0,000)
Teste de Pedroni	H0: as séries são não cointegradas; Ha: as séries são cointegradas em todos os painéis (com vetores de cointegração específicos)		
Phillips-Perron		-33,556	-29,708
		(0,000)	(0,000)
Phillips-Perron modificado		13,900	14,030
		(0,000)	(0,000)
Teste de Westerlund	H0: as séries são não cointegradas; Ha: as séries são cointegradas em todos os painéis		
Rácio da variância		4,336	4,904
		(0,000)	(0,000)

Nota: os números em parêntesis correspondem aos *p-values*. Todos os testes incluem médias de painel específicas. O teste de Pedroni e o Teste de Westerlund incluem uma tendência temporal.

Todos os testes estatísticos rejeitam a hipótese nula, indicando que as duas variáveis são cointegradas em todos os painéis, existindo uma relação de longo prazo entre as receitas próprias e as despesas totais.

Os resultados empíricos dos modelos vetoriais de correção de erros, considerando um desfasamento dos coeficientes de curto prazo ($k=1$), estão apresentados no quadro 3.¹⁰ Nos testes de Hausman realizados (e apresentados na última linha do quadro 3), a hipótese nula não é rejeitada, pelo que o estimador PMG é eficiente e preferível ao estimador MG e, por outro lado, o estimador MG também é preterido em favor do estimador DFE. Relativamente aos coeficientes de curto prazo, os estimadores PMG e DFE são unânimes em reconhecer que a taxa de crescimento das despesas desfasadas ($\Delta LnDt_{i,t-1}$) influencia de forma positiva e significativa a taxa de crescimento das receitas no período corrente ($\Delta LnRp$). Com respeito aos

outros coeficientes de curto prazo, os resultados não são robustos entre os dois estimadores, pelo que não existe forte evidência para suportar a hipótese de causalidade de curto prazo entre as receitas próprias ($\Delta LnRp_{i,t-1}$) e as despesas totais ($\Delta LnDt$).

Os coeficientes estimados dos termos corretores de erro, λ_1 e λ_2 , apresentam um sinal negativo o que significa que as receitas próprias e as despesas totais se ajustam a desvios entre as duas variáveis e se aproximam do equilíbrio de longo prazo. É, no entanto, de destacar que a dimensão absoluta dos coeficientes estimados é maior no caso das despesas totais, o que sugere que as despesas totais apresentam uma velocidade de ajustamento maior do que as receitas próprias. Este facto é relevante porque a literatura sobre consolidação orçamental sugere que processos assentes na redução de despesa são em geral mais bem sucedidos que os processos que privilegiam os aumentos de receita (Comissão Europeia, 2014).

¹⁰ Como explicitado anteriormente, os estimadores MG e PMG são usualmente aplicados a grandes amostras temporais,

pelo que os respetivos resultados devem ser interpretados com alguma cautela.

Quadro 3: Modelos VEC ($k = 1$)

Variável dependente		$\Delta LnRp$			$\Delta LnDt$		
Método de estimação		MG	PMG	DFE	MG	PMG	DFE
Coeficientes de curto prazo	$\Delta LnDt_{i,t-1}$	0,220***	0,126***	0,114***	0,216***	0,112***	0,025
		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,279)
	$\Delta LnRp_{i,t-1}$	-0,064	-0,012	-0,120***	-0,267**	-0,303***	0,017
		(0,259)	(0,703)	(0,000)	(0,018)	(0,000)	(0,609)
Coeficientes de longo prazo	$LnDt_{i,t-1}$	-4,341	-0,224***	-0,381***			
		(0,211)	(0,000)	(0,000)			
	$LnRp_{i,t-1}$				-1,443**	0,291***	-0,095*
					(0,050)	(0,000)	(0,052)
Termo corretor de erro		-0,687***	-0,595***	-0,506***	-1,206***	-0,924***	-0,880***
		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Constante		5,377***	4,321***	4,222***	7,823***	4,659***	6,381***
		(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Teste de Hausman			0,620	0,000		1,940	0,000
			(0,4312)	(0,9858)		(0,1637)	(0,980)

*** nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5% e * nível de significância de 10%.

Nota: os números em parêntesis correspondem aos *p-values*.

Como os coeficientes estimados dos termos corretores de erro são significativos nos modelos para as duas variáveis orçamentais, existe uma causalidade bidirecional de longo prazo entre as receitas próprias e as despesas totais. Assim sendo, os resultados suportam a hipótese de sincronização orçamental que estabelece que as decisões relativas às receitas próprias e despesas totais são tomadas em simultâneo pelas autoridades orçamentais locais.

O quadro A.2 em Apêndice apresenta as estimações dos modelos VEC com o estimador DFE assumindo um e dois desfasamentos, respetivamente, dos coeficientes de curto prazo ($k=1$ e $k=2$). A comparação entre os dois modelos estimados para cada variável orçamental confirma as duas principais conclusões anteriormente apresentadas: 1) existe forte evidência a favor da hipótese de causalidade de curto prazo das despesas totais para as receitas próprias. Os coeficientes da taxa de crescimento das despesas desfasadas são significativos individualmente e conjuntamente na explicação da taxa de crescimento das receitas no período corrente; e 2) os coeficientes estimados dos termos corretores de erro são significativos e negativos, sendo ainda mais evidente que as despesas totais apresentam uma velocidade de ajustamento maior do que as receitas próprias para alcançar o equilíbrio de longo prazo.

Por fim, considerou-se adequado avaliar a sensibilidade dos resultados obtidos à diferente capacidade dos municípios gerarem receitas

próprias. Para o efeito, foram identificadas duas subamostras usando como critério a média do rácio entre as receitas próprias e as receitas totais (0,39). Dos 278 municípios, 119 apresentam um rácio superior à média da amostra total, enquanto os restantes 159 exibem um rácio inferior. Conforme a análise do quadro A.3 (em Apêndice) permite aferir, as principais conclusões não se alteram significativamente com a capacidade dos municípios gerarem receitas próprias. No curto prazo, a taxa de crescimento das despesas desfasadas influencia de forma positiva e significativa a taxa de crescimento das receitas próprias no período corrente, não sendo significativa a relação de causalidade de curto prazo entre as receitas próprias e as despesas totais. Com respeito aos coeficientes estimados dos termos corretores de erro, λ_1 e λ_2 , são negativos e significativos, sendo evidente que a sua dimensão absoluta é superior no caso das despesas totais e no caso dos municípios com uma capacidade de geração da receitas próprias superior à média dos 278 municípios no período de 2010 a 2017.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho empírico investiga a relação intertemporal entre as receitas próprias e as despesas totais nos municípios portugueses para o período 2009-2017. A metodologia empírica utilizada (testes de raiz unitária e de cointegração e estimação de modelos VEC para dados em

painel) permite suportar a hipótese de sincronização orçamental: as receitas próprias e as despesas totais são decididas em simultâneo pelas autoridades orçamentais locais, de modo a alcançar um saldo orçamental local nulo no longo prazo. Este facto tem favorecido a melhoria das contas públicas dos municípios: a situação deficitária do saldo orçamental local melhorou consideravelmente no período observado, nomeadamente entre 2010 e 2016.

Este artigo constitui uma abordagem preliminar do estudo da relação intertemporal entre

as receitas e as despesas locais. Futuramente, é nosso objetivo aprofundar a investigação, nomeadamente: a) alargando o período objeto de análise, de modo a reforçar e dar robustez aos resultados obtidos; b) incluindo as transferências recebidas pelos municípios do governo central como variável de controlo nos modelos VEC; e c) analisando de forma mais aprofundada as especificidades dos diferentes municípios para, assim, contribuímos de forma mais efetiva para o conhecimento e melhoria do processo de decisão orçamental.

BIBLIOGRAFIA

Afonso, A.; C. Rault (2009), "Spend-and-tax: a panel data investigation for the EU", *Economics Bulletin*, 29(4): 2542-2548.

Baghestani H.; R. McNown (1994), "Do Revenues or Expenditures Respond to Budgetary Disequilibria?", *Southern Economic Journal*, 60(2): 311-322.

Baleiras, R. N. (Coord.); Dias, R.; Almeida, M. (2018), *Finanças Locais: Princípios económicos, instituições e a experiência portuguesa desde 1987*, Lisboa, Conselho das Finanças Públicas.

Banco de Portugal (2011), Tradução do conteúdo do Memorando de Entendimento sobre as Condicionais de Política Económica, Lisboa, Banco de Portugal, disponível em https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexosmou_pt.pdf. Acedido: 6 de janeiro 2020.

Barro, R. (1979), "On the determination of public debt", *Journal of Political Economy*, 87(5), 940-971.

Basílio, M.; Pires, C.; Borralho, C.; Reis, J.P. (2019), "Local government efficiency: is there anything new after Troika's intervention in Portugal?", *Eurasian Economic Review*, doi:10.1007/s40822-019-00126-0.

Blackburne III, E.F.; M. W. Frank (2007), "Estimation of nonstationary heterogeneous panels", *The Stata Journal*, 7 (2): 197- 208.

Bolat, S. (2014), "The relationship between government revenues and expenditures: bootstrap panel Granger causality analysis on European countries", *The Economic Research Guardian*, 4(2): 58-73.

Breitung, J. (2000), "The local power of some unit root tests for panel data", in Baltagi,

B. H., *Advances in Econometrics, Volume 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, Amsterdam, JAI Press, pp. 161–178.

Breitung, J., S. Das (2005), "Panel unit root tests under cross-sectional dependence", *Statistica Neerlandica*, 59: 414–433.

Buchanan J. M.; R. W. Wagner (1977), *Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes*, New York, Academic Press.

Choi, I. (2001), "Unit root tests for panel data", *Journal of International Money and Finance*, 20: 249–272.

Chowdhury, A. R. (1988), "Expenditures and receipts in state and local government finances: Comment", *Public Choice*, 59: 277-285.

Comissão Europeia (2014), "Report on Public finances in EMU", *European Economy* n. 9, Brussels.

Correia, L. (2016), "The European Crisis: Repercussions on the Portuguese Economy", *Athens Journal of Mediterranean Studies*, 2(2): 129-144.

Correia, L.; Martins, P. (2019), "The European crisis: Analysis of the macroeconomic imbalances in the rescued euro area countries", *Journal of International Studies*, 12(2): 22-45.

Costa, H; Veiga, L. G.; Portela, M. (2015), "Interactions in Local Governments' Spending Decisions: Evidence from Portugal", *Regional Studies*, 49 (9): 1441-1456.

Dahlberg, M.; E. Johansson (1998), "The revenues-expenditures nexus: panel data evidence from Swedish municipalities", *Applied Economics*, 30, 1379-1386.

European Commission (2011), *The Economic Adjustment Programme for Portugal*. Occasional Papers, 79, disponível em https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/occasional_paper/2011/pdf/ocp79_en.pdf. Acedido: 6 de janeiro 2020.

Friedman, M. (1978), "The limitations of tax limitation", *Policy Review*, 5 (78), 7-14.

Garcia, M. J. (2012), "The Revenues-Expenditures Nexus: a Panel Data Analysis of Spain's Regions", *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 1(1): 24-38.

Granger, C. W. J. (1969), "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37(3): 424-438.

Hadri, K. (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal* 3: 148-161.

Ho, Y-H.; C-J. Huang (2009), "Tax-Spend, Spend-Tax, or Fiscal Synchronization: A Panel Analysis of the Chinese Provincial Real Data", *Journal of Economics and Management*, 5 (2): 257-272

Holtz-Eakin, D.; W. Newey; H. S. Rosen (1988). "Estimating vector autoregressions with panel data", *Econometrica*, 56 (6): 1371-95.

Holtz-Eakin, D.; W. Newey; H. S. Rosen (1989), "The revenues expenditures nexus: evidence from local government data", *International Economic Review*, 30 (2): 415-29.

Hoover, K. ; S. Sheffrin (1992), "Causation, spending, and taxes: sand in the sandbox or the tax collector for the welfare state?", *American Economic Review*, 30: 225-48.

Kao, C. (1999), "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90: 1-44.

Kollias, C.; S. Makrydakis (2000), "Tax and spend or spend and tax? Empirical evidence from Greece, Spain, Portugal and Ireland", *Applied Economics*, 32: 533-546.

Lei N.º 73/2013, Regime financeiro das autarquias locais e das entidades intermunicipais, *Diário da República*, 1.ª série, N.º 169, 3 de setembro de 2013.

Lei N.º 8/2012, Lei dos compromissos e dos pagamentos em atraso das entidades públicas, *Diário da República*, 1.ª série, N.º 37, 21 de fevereiro de 2012.

Marlow, M., L. Manage (1988), "Expenditures and receipts in state and local government finances: reply", *Public Choice*, 59: 287-90.

Marlow, M.; L. Manage (1987), "Expenditures and receipts: testing for causality in state and local government finances", *Public Choice*, 53: 243-55.

Martins, P.; L. Correia (2015), "Determinantes dos Desvios Orçamentais nos Municípios Portugueses", *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 39: 41-64.

Meltzer, A.H.; S.F. Richard (1981), "A Rational Theory of The Size of Government", *Journal of Political Economy*. 89(5): 914-927.

Moisio, A. (2000), "Spend and tax or tax and spend? Panel data evidence from Finnish municipalities during 1985-1999", *VATT Discussion Papers No. 242*: 1-24.

Payne, J. E. (1998), "The tax-spend debate: Time series evidence from state budgets". *Public Choice*, 95: 307-320.

Payne, J. E. (2003), "A survey of the international empirical evidence on the tax-spend debate", *Public Finance Review*, 31: 302-24.

Peacock A.T.; J. Wiseman (1979), "Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth", *Public Finance Quarterly*. 7(1): 3-23.

Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.

Pedroni, P. (2004), "Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis", *Econometric Theory*, 20: 597-625.

Rios, M. E.; J. Costa (2005), "O Efeito Flypaper nas Transferências para os Municípios Portugueses", *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 8: 85-108.

Roberts, P. C. (1978), "Idealism in Public Choice Theory", *Journal of Monetary Economics*, 4(3): 603-615.

Silvestre, A. L. (1997). "The causal relationship between taxes and expenditures in Portugal: cointegration and error-correction models", *Estudos de Economia*, 18(1): 29-46.

Wagner, R.E. (1976), "Revenue Structure, Fiscal Illusion, and Budgetary Choice", *Public Choice*, 25(1): 45- 61.

Westerlund, J. (2005), "New simple tests for panel cointegration", *Econometric Reviews*, 24: 297-316.

Westerlund, J.; S. Mahdavi; F. Firoozi (2011), "The Tax-Spending Nexus: Evidence from A Panel of US State-Local Governments", *Economic Modelling*, 28(3): 885-890.

Zapf, M.; J.E. Payne (2009), “Asymmetric Modeling of the Revenue-Expenditure Nexus: Evidence from Aggregate State and Local

Government in the US”, *Applied Economics Letters*, 16(9): 871-876.

APÊNDICE

Quadro A.1: Resumo da literatura empírica sobre o debate receita-despesa ao nível subnacional

Autor(es)	Amostra	Variáveis	Metodologia	Conclusões
Marlow e Manage (1987; 1988)	1952-1982; dados anuais agregados; Estados e governos locais dos EUA	Receitas; despesas	Testes de causalidade de Granger (1969)	Hipótese receita-despesa ao nível agregado dos estados americanos; hipótese de independência orçamental ao nível agregado dos governos locais americanos
Chowdhury (1988)	1952-1982; dados anuais agregados; Estados e governos locais dos EUA	Receitas; despesas	Testes de causalidade de Granger (1969)	Hipótese receita-despesa ao nível agregado dos estados americanos; hipótese de sincronização orçamental ao nível agregado dos governos locais americanos
Holtz-Eakin <i>et al.</i> (1989)	1972-1980; dados anuais em painel; 171 municípios dos EUA	Receitas; despesas; transferências	VAR em painel seguindo Holtz-Eakin <i>et al.</i> (1988)	Hipótese receita-despesa para os municípios americanos
Dahlberg e Johansson (1998)	1974-1987; dados anuais em painel; 265 municípios da Suécia	Receitas; despesas; transferências	VAR em painel seguindo Holtz-Heakin <i>et al.</i> (1988)	Hipótese despesa-receita para os municípios suecos
Payne (1998)	1942-1992; dados anuais; 48 estados dos EUA	Receitas; despesas	Abordagem de cointegração de Engle-Granger/Modelo VEC	Hipótese receita-despesa para 24 estados; hipótese despesa-receita para 8 estados; hipótese sincronização orçamental para 11 estados; hipótese de independência orçamental para 3 estados; 2 estados não I(1)
Moisio (2000)	1985-1999; dados anuais em painel; 431 municípios da Finlândia	Receitas; despesas; transferências e empréstimos	VAR em painel seguindo Holtz-Heakin <i>et al.</i> (1988)	Hipótese despesa-receita no subperíodo 1985-1992 e hipótese de sincronização orçamental no subperíodo 1993-1999, para os municípios finlandeses
Ho e Huang (2009)	1999-2005; dados anuais em painel; 31 províncias da China	Receitas; despesas	Abordagem de cointegração de Pedroni/ Modelo VEC para painel	Hipótese de sincronização orçamental para as províncias chinesas
Zaphn e Payne (2009)	1959-2005; dados anuais agregados; Estados e governos locais dos EUA	Receitas; despesas	Abordagem de cointegração de Engle-Granger e de Enders e Siklos/Modelo VEC	Hipótese despesa-receita ao nível agregado dos estados e dos governos locais americanos
Westerlund <i>et al.</i> (2011)	1963-1997; dados anuais em painel; 50 estados dos EUA	Receitas; despesas; quatro variáveis de controlo	Abordagem de cointegração de Westerlund/ Modelo VEC em painel	Hipótese receita-despesa para os estados americanos
Garcia (2012)	1987-2003; dados anuais em painel; 15 regiões da Espanha	Receitas; despesas; PIB como variável de controlo	Cointegração de Pedroni e de Johansen-Fisher/Modelos VEC em painel	Hipótese receita-despesa para as regiões espanholas

Quadro A.2: Modelos VEC ($k = 2$ e estimador DFE)

Variável dependente		$\Delta LnRp$		$\Delta LnDt$	
Dimensão do desfasamento		$k = 1$	$k = 2$	$k = 1$	$k = 2$
Coeficientes de curto prazo	$\Delta LnDt_{i,t-1}$	0,114*** (0,000)	0,158*** (0,000)	0,025 (0,279)	0,194*** (0,000)
	$\Delta LnDt_{i,t-2}$		0,095*** (0,001)		0,140*** (0,000)
	$\Delta LnRp_{i,t-1}$	-0,120*** (0,000)	-0,103** (0,014)	0,017 (0,609)	-0,003 (0,941)
	$\Delta LnRp_{i,t-2}$		-0,034 (0,252)		-0,039 (0,198)
Coeficientes de longo prazo	$LnDt_{i,t-1}$	-0,381*** (0,000)	-0,398*** (0,000)		
	$LnRp_{i,t-1}$			-0,095* (0,052)	-0,063 (0,178)
Termo corretor de erro		-0,506*** (0,000)	-0,558*** (0,000)	-0,880*** (0,000)	-1,114*** (0,000)
Constante		4,222*** (0,000)	4,725*** (0,000)	6,381*** (0,000)	7,876*** (0,000)
Significância estatística conjunta dos coeficientes de curto prazo	$\Delta LnDt_{i,t-k}$		21,600*** (0,000)		34,060*** (0,000)
	$\Delta LnRp_{i,t-k}$		6,460** (0,040)		2,060 (0,357)

*** nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5% e * nível de significância de 10%.
Nota: os números em parêntesis correspondem aos *p-values*.

Quadro A.3: Modelos VEC (amostra total e subamostras, estimador DFE)

Variável dependente		$\Delta LnRp$			$\Delta LnDt$		
Amostra		Total	Maior	Menor	Total	Maior	Menor
Coeficientes de curto prazo	$\Delta LnDt_{i,t-1}$	0,114*** (0,000)	0,108*** (0,000)	0,094*** (0,001)	0,025 (0,279)	0,019 (0,510)	0,046 (0,196)
	$\Delta LnRp_{i,t-1}$	-0,120*** (0,000)	0,006 (0,915)	-0,185*** (0,000)	0,017 (0,609)	-0,051 (0,530)	0,039 (0,240)
Coeficientes de longo prazo	$LnDt_{i,t-1}$	-0,381*** (0,000)	-0,336*** (0,000)	-0,326*** (0,000)			
	$LnRp_{i,t-1}$				-0,095* (0,052)	0,029 (0,807)	-0,127** (0,010)
Termo corretor de erro		-0,506*** (0,000)	-0,506*** (0,000)	-0,618*** (0,000)	-0,457*** (0,000)	-0,880*** (0,000)	-0,945*** (0,000)
Constante		4,222*** (0,000)	4,222*** (0,000)	4,961*** (0,000)	3,640*** (0,000)	6,381*** (0,000)	5,887*** (0,000)

*** nível de significância de 1%, ** nível de significância de 5% e * nível de significância de 10%.
Nota: os números em parêntesis correspondem aos *p-values*.