



LISBON
SCHOOL OF
ECONOMICS &
MANAGEMENT
UNIVERSIDADE DE LISBOA

MESTRADO EM ECONOMETRIA APLICADA E PREVISÃO

TRABALHO FINAL DE MESTRADO DISSERTAÇÃO

**ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE PROCURA DO METRO DE LISBOA: UMA
ABORDAGEM COM SÉRIES TEMPORAIS MENSAIS**

NUNO MIGUEL AZEVEDO APARÍCIO

OUTUBRO - 2018



LISBON
SCHOOL OF
ECONOMICS &
MANAGEMENT
UNIVERSIDADE DE LISBOA

MESTRADO EM ECONOMETRIA APLICADA E PREVISÃO

TRABALHO FINAL DE MESTRADO DISSERTAÇÃO

**ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE PROCURA DO METRO DE LISBOA: UMA
ABORDAGEM COM SÉRIES TEMPORAIS MENSAIS**

NUNO MIGUEL AZEVEDO APARÍCIO

ORIENTAÇÃO:

PROFESSOR DOUTOR NUNO RICARDO MARTINS SOBREIRA

OUTUBRO - 2018

*Aos meus pais, aos meus
avós e à Sara.*

GLOSSÁRIO

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
ADL	<i>Autoregressive Distributed Lag</i>
AIC	<i>Akaike Information Criteria</i>
AML	Área Metropolitana de Lisboa
BCE	Banco Central Europeu
BdP	Banco de Portugal
BIC	<i>Bayesian Information Criteria</i>
CCR	<i>Canonical Cointegration Regressions</i>
CE	Comissão Europeia
DF	<i>Dickey-Fuller</i>
DGEG	Direção Geral de Energia e Geologia
DGT	Direção-Geral do Território
DOLS	<i>Dynamic Ordinary Least Squares</i>
FMI	Fundo Monetário Internacional
FMOLS	<i>Fully Modified Ordinary Least Squares</i>
GTS	<i>General-to-specific</i>
HAC	<i>Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent</i>
INE	Instituto Nacional de Estatística
IPC	Índice de Preços no Consumidor
MCE	Modelo de correção de erros
MCP	Multiplicador de curto prazo
ML	Metro de Lisboa
MLP	Multiplicador de longo prazo
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
PAEF	Programa de Assistência Económica e Financeira
PIB	Produto Interno Bruto
SOLS	<i>Static Ordinary Least Squares</i>

RESUMO

Um serviço de transportes públicos eficiente e capaz de servir a população local de modo acessível é um dos principais motores para um saudável desenvolvimento de uma economia num mundo cada vez mais globalizado e com uma crescente necessidade de aumentos na rapidez de processos. Como tal, com o intuito de tornar o serviço prestado pelo Metro de Lisboa cada vez mais eficiente, torna-se imperioso a estimação das principais componentes da função de procura deste bem de modo a se conseguir obter as elasticidades associadas a estas variáveis chave e, assim, proceder com maior robustez na aplicação de políticas.

Como tal, este estudo procura através de uma base de dados recolhida a partir de dados do INE, PORDATA, Metro de Lisboa, entre outros, para o período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2016, estimar a função de procura associada ao ML com base no seu número de passageiros e, conseqüentemente, as elasticidades de curto e de longo prazo associadas a cada variável através do modelo de correção de erros. Encontra-se também evidência da existência de cointegração entre as variáveis com recurso dos métodos de estimação SOLS, DOLS, FMOLS e CCR, pelo que se conclui que existem relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em estudo, sendo estes efeitos de longo prazo mais pronunciados do que os efeitos de curto prazo.

PALAVRAS-CHAVE: Metro Lisboa; Estacionaridade; Cointegração; Modelo de Correção de Erros; Quebras de Estrutura.

JEL CODES: C22, C51, R41.

ÍNDICE

Glossário	i
Resumo	ii
Índice	iii
Índice de Figuras	v
Índice de Tabelas	vi
Agradecimentos	vii
1. Introdução	1
2. Revisão bibliográfica	3
2.1. Economia dos Transportes – a função da procura.....	3
2.1.1. Características inerentes à economia dos transportes	3
2.1.2. Função da procura – breves considerações.....	4
2.2. Os fatores que condicionam a procura.....	6
2.2.1. O preço dos bilhetes.....	6
2.2.2. Nível de serviço	7
2.2.3. Rendimento.....	7
2.2.4. O preço dos bens concorrentes (diesel e petróleo).....	8
2.2.5. Emprego.....	9
2.2.6. Turistas	9
3. Análise descritiva.....	10
4. Estacionaridade - Raízes unitárias	14
4.1. Processos estacionários.....	14
4.2. Testes ADF	15
4.3. A escolha da ordem k.....	16
4.4. Análise da estacionaridade.....	17
5. Cointegração	18

5.1. Uma definição.....	18
5.2. Testes de cointegração.....	18
5.3. Métodos de estimação.....	21
5.3.1. SOLS.....	21
5.3.2. DOLS.....	22
5.3.3. FMOLS.....	22
5.3.4. CCR.....	23
5.4. Resultados empíricos.....	23
6. Modelo de correção de erros.....	26
6.1. Breves considerações e vantagens da utilização do MCE.....	26
6.2. Metodologia para a especificação do MCE.....	28
6.3. Resultados empíricos.....	29
7. Conclusões.....	31
Referências Bibliográficas.....	33
Anexo A - Figuras.....	37
Anexo B - Tabelas.....	42

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Número de passageiros (em milhares): dados originais (A), gráfico sazonal (B), dados originais corrigidos de sazonalidade (C) e respetiva primeira diferença (D).	37
Figura 2: Custo médio do passe mensal combinado L123: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	37
Figura 3: Preço do gásóleo rodoviário: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	38
Figura 4: Preço gasolina 95: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	38
Figura 5: Número de lugares por quilómetro (em milhares): dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	38
Figura 6: Número de dormidas efetuadas por turistas na área metropolitana de Lisboa: dados originais (A), gráfico sazonal (B), dados originais corrigidos de sazonalidade (C) e respetiva primeira diferença (D).	39
Figura 7: Taxa de desemprego nacional: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	39
Figura 8: Salário médio em Lisboa: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	40
Figura 9: Salário médio em Lisboa para os trabalhadores com baixas qualificações: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	40
Figura 10: Salário médio em Lisboa para os trabalhadores administrativos, de serviços e especialistas fabris: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	40
Figura 11: Salário médio em Lisboa para os especialistas com altas qualificações e para os empresários de nível médio e elevado: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).	41

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela I: Descrição das variáveis e respetivo sinal esperado.....	42
Tabela II: Análise descritiva das variáveis	43
Tabela III: Testes de quebras de estrutura: Testes Quandt-Andrews e Bai-Perron L+1 vs L sequencial	44
Tabela IV: Testes de raiz unitária: Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	45
Tabela V: Estimação da relação de cointegração para o modelo (1)	46
Tabela VI: Estimação da relação de cointegração para o modelo (2)	47
Tabela VII: Estimação da relação de cointegração para o modelo (3)	48
Tabela VIII: Estimação dos modelos de correção de erros	49

AGRADECIMENTOS

Gostaria de tomar esta oportunidade para agradecer a algumas pessoas que contribuíram quer para a realização deste trabalho como para a minha formação académica em geral.

Em primeiro lugar ao meu orientador, Professor Doutor Nuno Ricardo Martins Sobreira pelo papel fulcral que desempenhou na realização deste trabalho, manifestando sempre um apoio incansável.

Queria também agradecer à minha família, especialmente aos meus pais e aos meus avós pelas suas ações determinantes no meu percurso académico.

Por último, um agradecimento especial à Sara Matos pelo apoio incondicional.

1. INTRODUÇÃO

Um dos fatores capazes de potenciar uma economia é a existência de um serviço de transportes públicos eficiente e capaz de servir a sua população alvo. No entanto, tendo em consideração que a oferta é muito menos volátil do que a procura devido à elevada vida útil dos seus ativos fixos e a dificuldade desta ser substituída/adquirida (linhas de comboio, por exemplo), é objetivo deste trabalho focar-se no lado mais volátil e, conseqüentemente, mais propenso a responder aos mais diversos choques: o lado da procura. Assim sendo, este trabalho procura dar uma resposta à seguinte questão: quais os principais fatores que afetam a procura pelo Metro de Lisboa? Para tal, usar-se-ão métodos de séries temporais que procurarão estimar a função de procura agregada do ML e as respetivas elasticidades associadas que irão refletir o impacto destas variáveis na procura pelo ML. Os principais fatores considerados assentam-se em três pilares, sendo eles atributos relativos ao próprio modo de transporte (preço dos bilhetes do próprio bem ou nível de oferta do ML), modos de transporte alternativos (preço de bens concorrentes) e ainda características socioeconómicas da população (taxa de desemprego). Uma vez obtidas as elasticidades, é esperado que estas possam ser benéficas na aplicação de políticas de modo a favorecer a sociedade de um modo geral.

A mais recente crise financeira de 2007-2008 e a subsequente intervenção por parte do FMI em 2011 são considerados no período amostral deste trabalho. Este foi um período onde se verificou uma degradação muito expressiva dos serviços públicos no geral. Mais concretamente, é neste período que se verifica uma degradação do serviço do ML por via de menor oferta, menor investimento e preços mais elevados como consequência da diminuição dos subsídios atribuídos ao ML. Esta diminuição é expressiva, sendo que em 2012 se verificou um aumento de 4,8%, para em 2013 não se verificar qualquer aumento e a partir de 2014 se começar a inverter a tendência com uma redução de 36,4%. Já em 2015 não se verificou qualquer subsídio.¹ Outro dos desafios apresentados ao transporte público é a tendência crescente de utilização dos transportes privados na AML em detrimento de uma cada vez menor utilização dos transportes públicos. De acordo com os Censos (INE), a proporção de utilização do transporte

¹ Com base nos relatórios anuais do Metropolitano de Lisboa.

privado na AML em 2011 foi de 54% quando em 2001 e 1991 era de apenas 40% e 21%, respetivamente. Comparativamente, estes números para o transporte público foram de 28%, 38% e 56% para os anos de 2011, 2001 e 1991, respetivamente. Como tal, é de grande importância entender os fatores que contribuem para uma maior procura pelo ML de modo a procurar inverter esta tendência e tornar o transporte público mais apelativo.

Para dar resposta ao problema deste trabalho, serão utilizados métodos de séries temporais. Numa primeira fase, é feita a análise de estacionaridade das séries em questão. Havendo evidência da não estacionaridade, passamos a uma segunda fase onde se faz o estudo da existência de relações de cointegração entre as diferentes variáveis e, na existência dessas relações de equilíbrio de longo prazo, procurar-se-á introduzir também mecanismos capazes de descrever as dinâmicas de curto prazo com o modelo de correção de erros.

São estimadas três relações de cointegração distintas, sendo que em cada uma delas tanto o efeito do preço do próprio bem como o efeito da oferta são incorporados no modelo pelo facto de estas serem variáveis fulcrais e altamente significativas na procura de longo prazo pelo ML. Encontra-se evidência para a existência de uma relação de longo prazo nos três casos. Os resultados são robustos entre os vários métodos de estimação empregues (DOLS, FMOLS e CCR). São também consideradas duas quebras de estrutura referentes ao período de intervenção da Troika e ao período de recuperação da procura pelo ML que são aplicadas às três relações de longo prazo. Encontra-se evidência de um efeito rendimento positivo, sugerindo que o ML é considerado um bem normal por indivíduos com baixas qualificações e pelos trabalhadores administrativos, de serviços e especialistas fabris. Encontra-se também evidência de elasticidade cruzada da procura (referente ao preço do petróleo, *proxy* do preço de utilização do automóvel) positiva, o que indica uma maior procura pelo ML quando se verifica um aumento no custo da utilização do automóvel. Já relativamente às dinâmicas de curto prazo (MCE), conclui-se que o nível da oferta, a taxa de desemprego e o preço do petróleo são variáveis impactantes na procura de curto prazo e estima-se também que um choque na procura perdura pouco mais de dois meses até se retomar a trajetória de longo prazo.

O restante trabalho encontra-se estruturado da seguinte maneira: na próxima secção é feita uma revisão bibliográfica onde se procura introduzir brevemente o tópico da

economia dos transportes e os principais fatores que influenciam a procura pelos transportes públicos. No terceiro capítulo é feita uma análise descritiva dos dados. De seguida, apresentam-se os testes de raiz unitária no capítulo quatro. No capítulo cinco aborda-se o tema da cointegração, os métodos de estimação a serem empregues e começam a ser produzidos os primeiros resultados deste trabalho. O sexto capítulo termina o procedimento metodológico com a aplicação do modelo de correção de erros a cada uma das relações de cointegração anteriormente estimadas. Por fim, apresentam-se as principais conclusões a retirar deste trabalho.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Nesta secção pretende-se fazer uma breve introdução sobre as principais características inerentes à economia dos transportes no seu modo geral, assim como uma breve revisão acerca dos seus desenvolvimentos científicos mais recentes. Será também dado ênfase às principais variáveis associadas a uma correta especificação da função de procura pelo transporte público e a algumas elasticidades obtidas pela literatura especializada.

2.1. *Economia dos Transportes – a função da procura*

A economia dos transportes é uma área relativamente recente na disciplina de economia, tendo sido fundada por John R. Meyer em 1959. Esta começou a ganhar um maior destaque a partir da década de 1980. O principal objetivo passa por tratar dos problemas económicos inerentes ao transporte de pessoas e bens. Esta secção pretende identificar os fatores que distinguem a economia dos transportes de outras áreas da economia, assim como fazer um breve resumo acerca da principal literatura subjacente.

2.1.1. *Características inerentes à economia dos transportes*

Ainda que a economia dos transportes partilhe grande parte dos seus conceitos com as outras áreas da microeconomia, existem alguns fatores que a fazem distinguir das restantes, segundo Button (1993). A maioria destes fatores são observados do lado da oferta onde se faz a distinção entre o equipamento móvel e fixo: relativamente aos equipamentos móveis (autocarros, por exemplo), estes têm economias de escala mínimas e um reduzido tempo de vida útil, sendo substituídos quando se tornam fisicamente obsoletos. Uma característica vantajosa são os reduzidos *sunk costs*, devido à facilidade com que é possível alocar recursos dos equipamentos móveis para outras rotas; já quanto

aos equipamentos fixos (linhas de comboio e aeroportos, por exemplo), estes têm um tempo de vida útil muito elevado sendo extremamente dispendiosa a sua substituição. Contrariamente aos equipamentos móveis, os equipamentos fixos possuem economias de escala consideráveis: quando uma linha de comboio é construída, o custo marginal de utilização da linha diminui até se atingir a capacidade máxima.

As diferenças apresentadas entre os equipamentos fixos e móveis conduzem geralmente a um caso em que cada uma delas tem um diferente tipo de mercado associado. Devido ao elevado custo de provisão, à vida útil elevada e às economias de escala associadas aos equipamentos fixos, estes estão geralmente associados a um mercado de monopólio. Já os equipamentos móveis são mais propícios a uma maior competição no mercado devido à sua flexibilidade, facilidade de entrada no mercado e à escassez nos efeitos de escala.

Uma outra particularidade associada com a economia dos transportes é a presença de externalidades como o congestionamento e a poluição. Devido a estes, a eficiência do mercado começou a perder força como o critério-chave para a tomada de decisões nesta área, levando os economistas a ter em conta estes fatores na incorporação dos custos dos projetos de investimento.

2.1.2. Função da procura – breves considerações

O ramo da economia dos transportes foi bastante desenvolvido durante a década de 90, onde o trabalho de Goodwin (1992)² se manifestou tremendamente importante na consolidação dos conhecimentos até à época. Neste, o autor procura fazer uma agregação dos resultados obtidos com base em relatórios governamentais e de consultoria, conferências e *working papers* com data após 1980, de modo a retirar conclusões acerca das estimativas das elasticidades da procura pelo transporte público e pelo automóvel. Por exemplo, nos primeiros trabalhos da década de 1980, era bastante comum a utilização de modelos estáticos sem consideração pela distinção dos efeitos de curto e de longo prazo, sendo que estes últimos efeitos se revelaram ser entre cinquenta por cento até três vezes mais elevados que os efeitos de curto prazo. Como tal, os modelos utilizados na

² E também o trabalho de Oum et al. (1992).

década de 80 sofriam de problemas de especificação. Consequentemente, trabalhos mais recentes passaram a incorporar dinâmica nos seus modelos, como são os exemplos de Romilly (2001), Dargay e Hanly (2002) ou Matas (2004). Para além disso, Goodwin verifica uma diferença entre as elasticidades dos dois períodos: era comum na literatura apresentar-se uma estimativa de -0,3 para a elasticidade preço-procura, sendo que Goodwin (1992) reporta -0,41, alertando para o facto das elasticidades não serem constantes no tempo. Bresson et al. (2004) reportam conclusões idênticas para o caso francês.

A variabilidade existente entre as elasticidades em diferentes estudos motivou o trabalho de Nijkamp e Pepping (1998). Neste, os autores alertam para as diferenças entre as elasticidades se deverem não só a fatores relativos a cada país (como o número de modos concorrentes), mas também ao tipo de dados utilizados (agregados ou modelos de escolha). Também Oum et al. (1992) sugerem que estas diferenças se podem dever ao horizonte temporal, ao nível de agregação existente nos dados relativamente ao número de transportes considerado ou à forma funcional do modelo.

Mais recentemente, destacam-se os trabalhos de Balcombe et al. (2004) e de Holmgren (2007). Em Balcombe et al. (2004) encontra-se um extenso trabalho relativo aos principais fatores que influenciam a procura pelo transporte público, com um carácter aplicado, tendo como propósito servir de guia para o mais diverso tipo de trabalhos na área. Já Holmgren (2007) procura produzir, através de uma meta-análise, um sumário relativamente às elasticidades obtidas para um conjunto de variáveis consideradas fulcrais e a discutir na secção seguinte (preço dos bilhetes, nível de serviço, rendimento, preço do petróleo e posse de automóvel³) referentes à procura pelo autocarro.

Para além da utilização de modelos *cross-section* e *time-series*, existe ainda a abordagem microeconómica com base em dados de painel. Holmgren (2013) é um exemplo recente desse tipo de abordagem.

³ Relativamente a esta variável, Holmgren (2007) apenas recolheu 8 elasticidades, uma vez que a utilização desta variável é ainda reduzida na literatura devido à sua elevada correlação com a variável relativa ao rendimento.

2.2. Os fatores que condicionam a procura

A correta especificação do conjunto de regressores é uma etapa fundamental para uma correta estimação de qualquer função de procura. Matas (2004) distingue três grandes fatores que devem ser tidos em conta na modelação da função de procura por serviços de transporte público. Estes são os atributos relativos a cada modo de transporte, onde se incluem os custos monetários associados ao bilhete de transporte e variáveis relativas à qualidade do serviço prestado; os modos de transporte alternativos, como são exemplos o automóvel e o autocarro; e as características socioeconómicas da população, onde se inserem variáveis como a população, o emprego e o rendimento. Em seguida, desenvolve-se em mais detalhe cada uma das principais componentes presentes na literatura especializada.

2.2.1. O preço dos bilhetes

Sendo o principal mecanismo de estímulo à procura e também o mais suscetível de intervenção política, é apenas normal que o preço dos bilhetes seja também a variável mais documentada na área da economia dos transportes. De acordo com Bresson et al. (2003), a procura por transportes públicos é relativamente sensível a alterações no preço dos bilhetes, fazendo desta uma variável importante no incentivo à utilização do transporte público através da subsidiação. Do ponto de vista teórico, espera-se que esta elasticidade seja negativa, traduzindo-se numa menor afluência aos transportes públicos quando os preços dos bilhetes aumentam, *ceteris paribus*. A teoria é sustentada por todos os artigos da especialidade, onde se estima que esta quantidade é negativa.

Relativamente ao metro de Madrid, Matas (2004) aponta para uma estimativa de -0,37 para a elasticidade de curto prazo, enquanto que Paulley et al. (2006) obtém um valor de -0,3 para o caso do Reino Unido. Estas inserem-se no intervalo -0,2 a -0,4 sugerido por Gilbert e Jalilian (1991), Oum et al. (1992) e mais recentemente Balcombe et al. (2004). Já no longo prazo, as estimativas são de -0,6 em ambos os artigos. No caso do autocarro, Dargay e Hanly (2003) sugerem uma elasticidade de -0,4 no curto prazo e de -0,9 no longo prazo para Inglaterra. Estas diferenças entre as elasticidades de curto e de longo prazo vão de encontro ao que foi discutido na secção 2.1.2., onde Goodwin (1992) concluiu sobre o intervalo da magnitude desta diferença. Já na sua meta-análise, Holmgren (2007) reporta para o curto prazo um valor de -0,59 e -0,75 para a

América/Austrália e Europa, respetivamente⁴. Relativamente ao longo prazo, o autor obteve elasticidades de -0,75 e -0,91 para a América/Austrália e Europa, respetivamente.

2.2.2. *Nível de serviço*

Apesar da menor documentação existente relativamente ao nível de serviço comparativamente com o preço dos bilhetes, esta é uma das variáveis fulcrais na modelação da função de procura dos transportes públicos, uma vez que está diretamente associada ao nível de oferta. Devido às particularidades do ramo da economia dos transportes, já discutidas na secção 2.1.1, um maior nível de oferta traduz-se num serviço mais frequente e, assim, em menores tempos de espera. Como tal, derivado desta maior eficiência do serviço, espera-se obter uma maior procura pelo transporte público quando o nível de serviço é mais elevado, *ceteris paribus*, uma vez que um maior nível de serviço implica uma melhoria na qualidade do serviço. Por outras palavras, espera-se que a elasticidade associada a esta variável seja positiva. Empiricamente verifica-se a positividade associada a esta elasticidade. Matas (2004) reporta uma elasticidade de 0,25 para o caso do metro. Já Dargay e Hanly (2002) sugerem que, para o caso do autocarro, esta elasticidade tenha a mesma magnitude (ou que seja um pouco maior) que a elasticidade preço-procura. Consequentemente, os autores sugerem que uma política conjunta de aumento do nível de serviço e de aumento de preço dos bilhetes (na mesma magnitude) levaria a procura a manter-se inalterada. Holmgren (2007) reporta uma elasticidade de 1,05 no curto prazo e de 1,38 no longo prazo, refletindo a importância desta variável para aumentar a procura pelo transporte público, devido à sua natureza elástica.

2.2.3. *Rendimento*

O efeito do rendimento desempenha um papel importante na modelação da função de procura pelo transporte público. Particularmente, uma discussão interessante a este respeito passa por aferir sobre o tipo de bem que o transporte público representa. São já vários os estudos feitos com este âmbito, sendo que as conclusões não são esclarecedoras. Por exemplo, enquanto que Matas (2004) reporta uma elasticidade de 0,15 no curto prazo

⁴ Holmgren (2007) reporta também que estas elasticidades são estatisticamente diferentes do valor habitualmente reportado pela literatura (-0,3).

concluindo que o metro de Madrid é um bem normal, Holmgren (2007) obtém -0,62 no seu estudo de meta-análise para o autocarro, onde conclui que este é um bem inferior. Estes exemplos vão de encontro à narrativa de Paulley et al. (2006), em que é sugerida a existência de uma tendência para a elasticidade rendimento-procura do metro ser positiva, enquanto que esta mesma elasticidade aparenta ser negativa para o caso do autocarro. Estas diferenças haviam já sido discutidas na secção 2.1.2., onde já se tinha concluído que um dos fatores que poderão influenciar as elasticidades obtidas é o tipo de transporte público considerado.

Um outro exemplo mais detalhado é o caso de Crôtte et al. (2008), onde o autor não considera o efeito negativo que a posse de automóvel tem na procura pelo transporte público, levando à conclusão de que o metro da Cidade do México é um bem inferior. No entanto, em Crôtte et al. (2009), o efeito do automóvel passa a ser considerado e as conclusões alteram-se: o metro da Cidade do México é um bem normal para o grupo social com menores rendimentos (com uma menor probabilidade de possuir carro) e um bem inferior para o grupo social com rendimentos mais elevados. Este é um exemplo de como a forma funcional e o conjunto de regressores podem levar a conclusões díspares, tal como foi já discutido na secção 2.1.2.

Em Matas (2004) é argumentado que, nas grandes cidades, o transporte público é considerado como um bem substituto relativamente ao automóvel por uma maior porção da população, uma vez que a qualidade do serviço tende a ser melhor nos centros urbanos do que na periferia, levando a que o consumo deste bem não seja tão sensível a alterações no rendimento.

2.2.4. O preço dos bens concorrentes (diesel e petróleo)

Na introdução a esta secção 2.2 vimos que a incorporação do preço de bens concorrentes como o automóvel ou o autocarro é um elemento vital para uma correta especificação da função de procura do metro. Para além disso, esta é também uma quantidade de elevado interesse económico, uma vez que nos dá a elasticidade cruzada da procura. Ou seja, através da estimação desta quantidade, é possível inferir sobre a resposta na procura do metro face a um aumento no preço de um outro meio de transporte. Do ponto de vista teórico, espera-se que esta quantidade seja positiva, refletindo a diminuição do preço relativo do metro face a outros meios de transporte. Empiricamente,

é frequente a utilização do preço do petróleo para refletir o efeito do preço do uso do automóvel, enquanto que para o autocarro é frequente a utilização do preço do diesel, sendo a utilização do preço do petróleo mais usual que a do preço do diesel. Matas (2004) reporta uma elasticidade de 0,16 para o preço do petróleo (na estimação da função de procura pelo autocarro, uma vez que para o caso do metro esta variável revelou ser não estatisticamente significativa). Holmgren (2007) obtém uma elasticidade de 0,4 para a Europa e 0,82 para a América/Austrália no curto prazo, enquanto que no longo prazo obtém 0,73 e 1,15, respetivamente.

2.2.5. Emprego

O emprego, tal como o rendimento, insere-se no terceiro grupo de fatores a ter em conta na modelação da função de procura por serviços de transporte público: o das características socioeconómicas da população. Segundo Matas (2004), o emprego é a variável económica fulcral para explicar a procura pelo metro. Isto deve-se à elevada proporção de trabalhadores existente na população utilizadora dos serviços do metro. Este fenómeno não acontece na procura pelo autocarro e, uma vez que os estudos existentes na área da economia dos transportes se focam mais na procura pelo autocarro, não existem ainda muitas elasticidades estimadas relativamente a esta variável para o caso do metro⁵. No entanto, Matas (2004) reporta uma elasticidade de 0,31 no curto prazo. O presente trabalho procurará incorporar esta variável na fase de estimação.

2.2.6. Turistas

O efeito dos turistas é raramente utilizado na literatura como um fator fulcral na determinação da função de procura pelos transportes públicos. No entanto, a importância desta componente tem vindo a aumentar com o efeito da globalização, sendo que para o caso específico de Lisboa o turismo tem vindo a crescer ano após ano e conta já com uma contribuição de 9% para o PIB da economia portuguesa segundo a Organização Mundial do Turismo, fazendo de Portugal o segundo país da OCDE onde o turismo mais contribui para a economia. De acordo com Albalade e Bel (2010), apesar das externalidades positivas inerentes ao turismo devido ao aumento de receitas utilizadas para financiar o

⁵ Sendo que para o caso do autocarro esta variável é não estatisticamente significativa.

serviço de transportes públicos, existem também externalidades negativas importantes, como é o caso do congestionamento causado pelas pressões impostas na oferta, uma vez que, de acordo com os autores, apesar do aumento na procura, a oferta mantém-se inalterada.

Devido à crescente importância do turismo na economia global (e no caso português em particular), este trabalho propõe incorporar na sua análise o efeito do turismo na fase de estimação.

3. ANÁLISE DESCRITIVA

A base de dados presente neste trabalho resulta de uma compilação de dados recolhidos do Instituto Nacional de Estatística (INE), Pordata, Banco de Portugal (BdP), Direção-Geral do Território (DGT) e Direção Geral de Energia e Geologia (DGEG). As 11 variáveis contidas neste estudo podem ser consultadas na Tabela I⁶, assim como os sinais que se esperam obter destas variáveis aquando da fase de estimação. Os dados têm periodicidade mensal sendo a primeira observação correspondente ao mês de janeiro de 2004 e a última a dezembro de 2016, perfazendo um total de 156 observações.

Analisando mais em detalhe a variável dependente *Passengers* através da Figura 1 (A), é desde logo notável as suas grandes oscilações, sendo esta uma característica de séries com elevada sazonalidade. Com recurso ao gráfico sazonal da Figura 1 (B), é possível verificar graficamente as perturbações sazonais na série, onde claramente se faz sentir a redução de viagens de metro nos períodos do verão e de dezembro por, tipicamente, uma elevada porção dos trabalhadores (que constituem uma grande porção dos utilizadores do ML) se encontrarem em férias, assim como o efeito do mês de fevereiro, sendo que este possui um menor número de dias que todos os outros. Ainda relativamente à Figura 1 (A), é de notar a acentuada quebra no número de passageiros a partir de fevereiro de 2012. Esta quebra pode ser maioritariamente explicada pelo aumento de 52,44% no preço médio do passe entre julho de 2011 e março de 2013, assim

⁶ Note-se que a variável *fare* diz respeito ao custo médio do passe mensal combinado, o que não reflete isoladamente o efeito da procura pelo ML. No entanto, dadas as especificidades da procura pelos transportes públicos em Lisboa onde a grande maioria dos passageiros possui um passe combinado e não compra apenas bilhetes diários de metro (note-se que nem sequer existem passes apenas para o ML), esta foi a variável escolhida para este trabalho.

como de uma menor participação laboral nesse mesmo período (ver Figuras 2 (A) e 7 (A)).

Devido à elevada sazonalidade presente nesta série e na série *Tourists*, característica usual em dados mensais, os seus respetivos efeitos de sazonalidade foram expurgados com o auxílio da ferramenta TRAMO/SEATS do Eviews, passando estas duas variáveis a serem expressas como *PassengersS* e *TouristsS* ao longo do trabalho, sempre que necessário. De modo a estabilizar a variância das séries, procedeu-se também à aplicação do logaritmo das séries de interesse (com exceção para *Unemp*), passando estas a serem expressas ao longo do texto por letra minúscula (*passengers*, por exemplo). Já as variáveis relativas a preços e salários (*Fare*, *Diesel*, *Petrol*, *Awg*, *Awglow*, *Awgmed* e *Awghigh*) foram convertidas em termos reais com recurso ao IPC com base em 2012 e serão assim trabalhadas ao longo do trabalho. Foi também aplicada a extrapolação *cubic spline* às séries com periodicidade trimestral (*Awg*, *Awglow*, *Awghigh* e *Awgmed*) com o intuito de obter periodicidade mensal.

Na Tabela II apresenta-se a estatística descritiva referente a todas as variáveis em estudo com base em todo o período amostral e também apenas com as observações relativas ao período pós-Fevereiro de 2012. Este último período foi considerado para ser alvo de uma breve análise relativa à elevada quebra na procura verificada a partir de março de 2012 (ver Figura 1 (A)) onde, tal como seria de esperar, a Tabela II reflete essa quebra com uma diminuição da média e do máximo para o período pós-fevereiro de 2012 comparativamente com todo o período. De notar ainda na variável dependente que o mínimo de toda a amostra se verifica no período pós-fevereiro de 2012. Já no caso dos preços (*Fare*, *Diesel* e *Petrol*), a tendência é semelhante: em média, preços mais elevados para o período pós-fevereiro de 2012, assim como um considerável aumento nos preços mínimos deste período. Um outro fator importante a ter em consideração é o das variáveis relativas ao fator emprego (*Unemp*) que também se deterioraram durante este período.

Dada a natureza mensal dos dados e o período amostral deste trabalho que inclui a mais recente crise que abalou o país, provocando uma degradação no nível e qualidade dos serviços assim como nos principais indicadores económicos, torna-se muito relevante fazer uma (ainda que) breve análise a possíveis quebras de estrutura nas séries a utilizar ao longo deste trabalho. Uma vez que estamos perante séries não estacionárias (a ver na

secção seguinte), a utilização de testes de quebra de estrutura torna-se mais complicada e, não sendo este o intuito do trabalho, não iremos explorar os mais recentes desenvolvimentos desta área tão vasta. No entanto, podemos testar sobre quebras de estrutura no declive da tendência da série com data de quebra desconhecida. Ou seja, trata-se de um teste à quebra de estrutura na taxa de crescimento das séries. Para tal, estima-se a regressão

$$\Delta y_t = c + u_t \quad (1)$$

com y_t logaritmizado, e aplicam-se testes Quandt-Andrews (apenas para uma quebra) com base em Andrews (1993), Andrews e Ploberger (1994) e Quandt (1960) e testes Bai-Perron (para mais do que uma quebra) com base em Bai e Perron (1998) e Bai e Perron (2003). Através destes testes é possível inferir sobre a existência de quebras de estrutura na taxa de crescimento das séries, onde sob a hipótese nula estamos perante o caso em que não existe quebra. Caso exista evidência para a rejeição da hipótese nula, é também reportada a data da quebra. Os resultados dos testes são apresentados na Tabela III⁷.

Na secção referente ao teste Quandt-Andrews, podemos ver que é apresentada uma data de quebra para cada uma das séries. Tal deve-se ao procedimento deste teste, que nos dá automaticamente a data de quebra mais provável associada ao valor máximo de todas as estatísticas F consideradas. No entanto, estas datas de quebra podem não ser estatisticamente significativas. Sendo a hipótese nula a de não existência de uma quebra de estrutura no declive da tendência das séries consideradas, podemos ver que segundo o teste Quandt-Andrews, com uma exclusão de 15% da amostra e a um nível de significância de 5%, as séries *diesel*, *Unemp*, *awg* e *awgmed* rejeitam essa mesma hipótese. Ou seja, o teste sugere-nos que estas séries têm cada uma delas uma quebra de estrutura na sua taxa de crescimento com data de quebra estimada em julho de 2008, fevereiro de 2013, junho de 2007 e outubro de 2010, respetivamente. Já para as restantes séries, não existe evidência estatística a favor da hipótese da presença de uma quebra de estrutura na sua taxa de crescimento, pelo que as datas de quebra estimadas relativas a estas séries devem ser ignoradas.

⁷ Foram também realizados testes Bai-Perron *Global L breaks vs None* mas devido à sua extensão a nível de tabelas, os resultados não são reportados neste trabalho. No entanto, estas tabelas poderão ser requisitadas caso surja interesse.

O teste Quandt-Andrews permitiu-nos concluir sobre a presença de uma quebra estrutural em algumas das séries deste trabalho. No entanto, reside também um grande interesse num estudo semelhante, mas que seja capaz de identificar mais do que apenas uma quebra estrutural. Para tal, utilizamos o teste sequencial de Bai-Perron $L+1$ vs L . Este teste começa por testar a presença de uma quebra de estrutura em toda a amostra e em caso afirmativo, a amostra é dividida em duas subamostras repartidas na data de quebra estimada. Este procedimento é aplicado até nenhuma das subamostras apresentar evidência da presença de quebras estruturais. Os valores críticos podem ser consultados nas Notas da Tabela III.

Os resultados do teste de Bai-Perron podem também ser consultados na Tabela III (ver secção Bai-Perron $L+1$ vs L sequencial). Começamos por analisar Seq $F(1|0)$ e fazer algumas comparações com o teste Quandt-Andrews: neste caso, para além da evidência de quebras estruturais nas séries *diesel*, *Unemp*, *awg* e *awgmed* (onde se deve notar também a consistência nas datas de quebra estimadas), passamos também a ter evidência de quebras nas séries *fare* e *awglow*, sendo abril de 2012 e junho de 2007 as datas de quebra estimadas, respetivamente. No entanto, ao analisarmos a coluna respetiva a Seq $F(2|1)$, podemos verificar que a série *Unemp* apresenta evidência a favor da existência de uma segunda quebra em dezembro de 2008. Este é o único caso onde temos evidência da existência de mais do que uma quebra de estrutura.

É de sublinhar que as datas de quebra estimadas associadas a uma alteração da taxa de crescimento das respetivas séries estão associadas a dois grandes eventos: ao início da crise financeira de 2008 e ao período referente ao pedido de resgate por parte de Portugal à Troika em 2011 (FMI, CE e BCE).

Relativamente a quebras no nível das séries, cabe-nos apenas fazer uma breve inspeção gráfica. Os casos mais gritantes de uma possível quebra de estrutura no nível são os das séries *passengers* e *seats* (ver gráficos 1 (A) e 5 (A)). Note-se que em ambas estas séries existe uma aguda quebra a partir de fevereiro de 2012 e dezembro de 2010, respetivamente. Estas datas coincidem mais uma vez com o período inicial do pedido de resgate de 2011. Estas são datas plausíveis de quebras nos níveis destas duas séries, uma vez que como consequência das contenções impostas pela Troika a Portugal os serviços (*seats*) e a condição económica dos cidadãos deteriorou-se (salários e emprego, como

exemplos) levando a uma menor afluência às viagens de metro. Note-se que esta é apenas uma abordagem inicial de comentário aos dados, não sendo uma análise rigorosa da presença de quebras de estrutura no nível das séries. A utilização de métodos endógenos (com base nos dados) para a escolha de datas de quebra nas séries é já um assunto altamente documentado, não sendo este o intuito desta breve análise.

Após esta breve análise descritiva aos dados contidos neste trabalho, passamos aos próximos três capítulos onde se procurará cimentar as bases essenciais à aplicação empírica deste trabalho. Assim sendo, a metodologia a empregar envolverá três passos: numa primeira fase, estudamos a estacionaridade de todas as variáveis a incluir na fase de modelação; de seguida, desenvolvemos um capítulo dedicado às relações de cointegração onde se procurará estimar as elasticidades de longo prazo; por fim, procuraremos seguir o Teorema de Representação de Granger, que nos diz que, caso as variáveis do modelo sejam $I(1)$ mas cointegradas, é possível representá-las através de um MCE.

4. ESTACIONARIDADE - RAÍZES UNITÁRIAS

Este capítulo foca-se no tema das raízes unitárias, começando por fazer uma breve exposição teórica sobre processos estacionários e testes ADF. De seguida, estes princípios são aplicados e discutidos às séries a tratar neste trabalho.

4.1. Processos estacionários

Uma hipótese comum no passado recente da teoria econométrica “clássica” era que as observações provenientes de uma série temporal seriam estacionárias. No entanto, com o passar dos anos, veio-se a verificar que esta hipótese não seria de todo plausível: grande parte das séries económicas estão destinadas a sofrer alterações devido à sua própria natureza, seja devido à evolução da economia, a alterações legislativas, a alterações tecnológicas, etc. Como exemplo, não seria credível assumir a estacionaridade do PIB português, uma vez que este revela ter uma tendência crescente. Como tal, a sua média não será de todo constante no tempo.

De acordo com Lopes (2015), um processo é estacionário em covariância quando tem média e variância (finitas e) constantes ao longo do tempo e a covariância entre 2 elementos do processo só depende da distância no tempo a que se encontram um do outro.

Formalmente, para um processo estocástico $\{y_t\}$ ser estacionário em covariância, as seguintes condições devem ser satisfeitas:

$$E(y_t) = \mu < \infty, \forall t, \quad (2)$$

$$Var(y_t) = \sigma_y^2 < \infty, \forall t, \quad (3)$$

$$Cov(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k, \forall t, k. \quad (4)$$

A discussão e análise da estacionaridade de uma série económica é um passo muito importante na modelação econométrica, uma vez que ao assumirmos uma média e variância constantes para uma série que não verifica essas hipóteses pode levar a graves problemas estatísticos.

A análise da estacionaridade de uma série deve ter em conta duas componentes: a inspeção gráfica da série a tratar que servirá para se ficar com uma primeira ideia sobre a estacionaridade da série; e um procedimento formal que permita testar a presença de uma raiz unitária.

4.2. Testes ADF

O procedimento formal a utilizar neste trabalho será o teste Dickey-Fuller Aumentado (*Augmented Dickey-Fuller*, ADF), sendo esta uma versão aumentada do teste Dickey-Fuller (DF), proposto por Dickey e Fuller (1979). De modo a ilustrar-se o procedimento, considere-se o caso geral dado por um processo AR(p):

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \beta_1 t + \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \\ &\Leftrightarrow \rho(L)y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

com $\rho(L) = 1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 - \dots - \rho_p L^p$

prova-se que este processo pode ser escrito como

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

com $\phi = \rho(1) = 1 - \rho_1 - \rho_2 - \dots - \rho_p$

Assim sendo, caso y_t tenha uma raiz unitária, ou seja, $y_t \sim I(1)$ então $\phi = 0 \Leftrightarrow \rho(1) = 0 \Leftrightarrow \rho_1 + \rho_2 + \dots + \rho_p = 1$. Como tal, o teste da presença de raiz unitária no processo ϕ é dado pelas hipóteses $H_0: \phi = 0$ vs $H_1: \phi < 0$. No entanto, algumas considerações devem ser tomadas na aplicação deste teste. Uma delas é que a utilização da distribuição *t-student* (para amostras de pequena dimensão) ou da distribuição Normal estandardizada (para grandes amostras) não são corretas. Como tal, os valores críticos associados a este teste são diferentes e a utilização dos valores críticos da *t-student* ou da Normal estandardizada podem levar a sobre-rejeições da hipótese nula da presença de raiz unitária quando esta hipótese é verdadeira. A distribuição correta é então a DF proposta por Dickey e Fuller (1979), sendo que esta possui um enviesamento na sua distribuição com uma cauda esquerda comprida, tornando assim mais difícil rejeitar a hipótese nula da presença de uma raiz unitária utilizando a distribuição DF do que recorrendo a uma distribuição incorreta como as referenciadas acima.

Para além dos cuidados a ter com a distribuição a utilizar, deve-se também ter em atenção os regressores determinísticos (constante e/ou tendência) empregues, uma vez que a forma da distribuição limite do teste DF é também alterada por estes regressores. A consequência natural deste problema é a alteração nos valores críticos a utilizar em cada caso. No entanto, ainda mais importantes são os casos em que uma escolha errada dos regressores determinísticos podem distorcer seriamente os resultados da inferência estatística. A omissão do termo tendência quando a série apresenta de facto uma tendência é um desses casos. Neste caso, a potência do teste converge para 0 à medida que a dimensão da amostra aumenta. Um outro caso é o da inclusão de regressores determinísticos irrelevantes, levando também à diminuição da potência do teste. Já os outros casos (utilização apenas de constante⁸ devido à série não exibir um crescimento a uma taxa constante ou utilização de constante e tendência pelos motivos opostos) devem ser estudados através da inspeção gráfica e pela razoabilidade económica.

4.3. A escolha da ordem k

Um outro cuidado a ter é o número de desfasamentos nas diferenças da série que será denominado de agora em diante por k . A correta determinação de k é um assunto

⁸ Sendo que o teste sem constante não é usualmente aplicável por se assumir uma média nula, raramente verificável em séries económicas.

importante, uma vez que tanto uma escolha demasiado elevada ou baixa poderão levar a problemas. No primeiro caso, os testes perdem potência devido à redução da amostra e à perda de eficiência nos estimadores. No último caso, os erros da equação de teste tenderão a ser autocorrelacionados, levando à invalidação da distribuição DF.

Os dois métodos utilizados pela literatura para a determinação de k são os critérios de informação AIC e BIC e o método “*general-to-specific sequential t-sig*” (GTS t-sig).

4.4. Análise da estacionaridade

Com base na discussão presente nesta secção, pretende-se agora fazer a análise da estacionaridade das onze séries a serem utilizadas neste trabalho, onde o principal objetivo passa por aferir sobre a ordem de integração dessas mesmas séries.

Com recurso às Figuras 1 (A) a 11 (A), é possível fazer uma primeira análise gráfica ao nível das variáveis. Relativamente à variável dependente, *Passengers* (Figura 1 (A)), esta mostra claros sinais de não estacionaridade, com a sua variância e média a alterarem-se ao longo do tempo. Uma análise semelhante pode ser feita para *Diesel*, *Petrol*, *Seats* e *Unemp*. Já relativamente a *Fare*, *Tourists*, *Awg*, *Awglow*, *Awgmed* e *Awghigh*, estas aparentam ser não estacionárias em torno de uma tendência linear.

Contudo, a análise gráfica apenas serve para prestar um primeiro auxílio à análise, sendo que um procedimento mais formal necessita de ser empregue. Para este efeito, procede-se de seguida à aplicação do teste ADF para todas estas séries. Os resultados relativos à estatística de teste e os seus valores-p correspondentes são apresentados na Tabela IV. Através da análise a esta tabela, é possível verificar que não se rejeita a hipótese nula da existência de uma raiz unitária para as séries em nível em nenhum dos casos. Assim sendo, foi efetuada a diferenciação de todas as séries, de modo a torná-las estacionárias. Apenas a inspeção gráfica destas novas séries (Figuras 1 a 11, gráficos com a respetiva primeira diferença) é necessária para inferir sobre a estacionaridade das mesmas, excluindo-se assim a necessidade da apresentação dos seus respetivos testes ADF.

Nesta secção concluiu-se, com base nos testes ADF, que existe evidência estatística favorável à hipótese da presença de uma raiz unitária em todas as séries em análise.

5. COINTEGRAÇÃO

Nesta secção pretende-se abordar o tema da cointegração, enfatizando a sua importância no contexto da modelação de séries temporais, os testes de cointegração a utilizar, assim como os respetivos métodos de estimação a empregar para a relação de cointegração. Por fim, utiliza-se esta metodologia para estimar a relação de longo prazo entre o número de passageiros do Metro de Lisboa e um conjunto de variáveis explicativas, nomeadamente, o preço médio do passe, o preço da gasolina, o número de lugares Km da rede, a taxa de desemprego, o nível salarial médio e o turismo.

5.1. Uma definição

A teoria da cointegração veio revolucionar o mundo da econometria desde que foi introduzida no início dos anos 80. Tal se deve à ideia de que duas séries $y_{1t} \sim I(1)$ e $y_{2t} \sim I(1)$ individualmente, quando combinadas através de uma combinação linear, possam exibir um comportamento estável denominado de relação de equilíbrio de longo prazo, contrariamente à ideia de que a modelação de variáveis $I(1)$ em nível está condenada a produzir resultados espúrios. No caso da existência de cointegração, essa modelação tanto não leva a resultados espúrios como é ainda caracterizada por não ter qualquer tendência sistemática para divergir ao longo do tempo, sendo que este processo acaba por reverter sistematicamente para a sua situação de equilíbrio. Formalmente, considere-se $y_{1t} \sim I(1)$ e $y_{2t} \sim I(1)$ onde

$$y_{1t} = \beta_1 y_{2t} + u_t \Leftrightarrow y_{1t} - \beta_1 y_{2t} = u_t \quad (7)$$

Assim sendo, caso $u_t \sim I(0)$, dizemos que y_{1t} e y_{2t} são cointegradas com vetor de cointegração $[1 - \beta_1]'$. Tal se deve ao facto de uma combinação linear entre duas séries $I(1)$ ser capaz de produzir uma série estacionária, u_t . Neste caso em que temos apenas duas variáveis $I(1)$ mas cointegradas, existe apenas um vetor de cointegração linearmente independente. Já no caso de existirem k séries $I(1)$ cointegradas, podem existir, no máximo, $k - 1$ vetores de cointegração linearmente independentes.

5.2. Testes de cointegração

Nesta secção pretende-se apresentar as bases teóricas essenciais a utilizar na aplicação empírica quanto aos testes de cointegração. O teste a utilizar para este efeito será o teste

de Engle-Granger (1987) e ainda o teste de Hatemi (2008), onde se considera a existência de duas quebras estruturais no modelo.

Estes testes são aplicados com base na regressão OLS estática (SOLS) onde, sob a hipótese nula, estamos perante uma regressão espúria. Como tal, se a hipótese nula for verdadeira, as estimativas produzidas por esta regressão não são consistentes e a inferência estatística não é válida.

No entanto, a regressão SOLS permite-nos testar a hipótese nula da não existência de cointegração a partir dos seus resíduos, uma vez que, caso não exista cointegração, os resíduos da estimação SOLS deverão ter uma tendência estocástica, ao contrário do que aconteceria caso existisse cointegração, onde os resíduos seriam estacionários. Como tal, para testar a hipótese nula de cointegração, Engle e Granger (1987) propuseram a aplicação do teste ADF aos resíduos da estimação SOLS. Os respetivos valores críticos (assintóticos) encontram-se tabulados em Phillips e Ouliaris (1990) e Hansen (1992a). Assim sendo, a metodologia a empregar é a seguinte:

- a. Estimação SOLS;

$$y_{1t} = d_t' \gamma + \beta' y_{2t} + u_t \quad (8)$$

- b. Construção da auto-regressão aumentada dos resíduos estimados no primeiro passo (a.);

$$\Delta \hat{u}_t = (\rho - 1) \hat{u}_{t-1} + \xi_1 \Delta \hat{u}_{t-1} + \dots + \xi_p \Delta \hat{u}_{t-p} + e_t \quad (9)$$

- c. Teste ADF sobre o coeficiente $(\rho - 1)$;

Note-se que não é necessária a inclusão da constante uma vez que \hat{u}_t são os resíduos da estimação do modelo em (a) cujos resíduos, por definição, já apresentam média nula.

De modo a definir o número de desfasamentos das primeiras diferenças dos resíduos da regressão do passo (b) devem ser empregues os já habituais critérios de informação Akaike (AIC) ou Schwartz (SIC). Já os valores críticos para este teste irão depender do número de regressores (excluindo a constante) da regressão SOLS e da possível existência (ou não) de tendência determinística nos regressores e na variável dependente, sendo os três casos os seguintes:

1) $E(\Delta y_{1t}) = 0$ e $E(\Delta y_{2t}) = 0$. Ou seja, este é o caso em que não há deriva quer em y_{1t} como em y_{2t} ;

2) $E(\Delta y_{1t}) = 0$ ou não e $E(\Delta y_{2t}) \neq 0$. Caso em que a variável dependente pode ou não ter deriva, mas os regressores têm.

3) $E(\Delta y_{1t}) \neq 0$ e $E(\Delta y_{2t}) = 0$. Caso em que y_{1t} tem tendência determinística, mas y_{2t} não. Neste caso, assume-se mais um regressor que corresponde à inclusão da tendência determinística.

Ainda que a abordagem até agora seguida através dos testes Engle-Granger seja útil, esta tem algumas desvantagens. Uma desvantagem notável é a hipótese da relação de cointegração se manter inalterada ao longo do tempo, não tendo em conta potenciais eventos que possam gerar uma alteração na estrutura dessa mesma relação. A estas alterações dá-se o nome de quebra de estrutura e, segundo Gregory e Hansen (1996), estas quebras de estrutura podem constituir um problema, uma vez que os testes de cointegração possuem fraca potência quando estamos perante quebras estruturais que são ignoradas. Como tal, importa neste momento apresentar um teste que tenha em conta o facto de a relação de cointegração poder estar sujeita a eventos como crises económicas, choques tecnológicos ou alteração de políticas ou de regimes. Esse teste é desenvolvido por Hatemi (2008) que utiliza a abordagem seguida inicialmente por Gregory e Hansen (1996) para o caso de uma quebra estrutural e adiciona a metodologia a seguir no caso de duas quebras estruturais. É de notar que este teste utiliza a mesma abordagem que o teste Engle-Granger, onde se aplica o teste ADF na regressão aumentada dos resíduos. Esta nova estatística de teste ADF tem uma distribuição não-*standard*, pelo que os valores críticos podem ser consultados na Tabela 1 de Hatemi (2008), sendo também reportados nas tabelas de estimação das relações de cointegração deste trabalho. Através de simulações Monte Carlo, o autor demonstra que este método possui boas propriedades de potência e pequenas distorções de dimensão para amostras finitas e de dimensão habitual em séries económicas e financeiras. Uma das desvantagens para a aplicação direta deste teste é a existência de um número limite nas variáveis independentes, sendo que não se encontram tabulados valores críticos para os casos com um número de variáveis independentes superior a quatro.

5.3. Métodos de estimação

Nesta secção pretende-se expor de forma muito breve os métodos de estimação a utilizar neste trabalho para estimar o vetor de cointegração e fazer inferência sobre os mesmos. Pretende-se com este trabalho empregar quatro métodos de estimação distintos para a relação de cointegração, de modo a tornar possível a comparação entre os resultados obtidos com cada um destes métodos, aumentando a fiabilidade das estimativas produzidas. Sendo esta uma secção com carácter teórico, assume-se desde já que estamos perante um sistema de variáveis $I(1)$ cointegradas com a respetiva representação triangular conhecida. Os métodos a utilizar são o *Static OLS* (SOLS), *Dynamic OLS* (DOLS), *Fully-Modified OLS* (FMOLS) e *Canonical Cointegration Regression* (CCR).

5.3.1. SOLS

Seguindo Hayashi (2000) e Hamilton (1994), para o caso em que temos uma relação de cointegração ($h = 1$), a representação triangular é dada por

$$\begin{cases} y_{1t} = \mu + \gamma' y_{2t} + z_t^* \\ \Delta y_{2t} = \delta_2 + u_{2t} \end{cases}, \quad \begin{bmatrix} z_t^* \\ u_{2t} \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{+\infty} \psi_i^* \varepsilon_{t-i}, \quad (10)$$

Em que $\{s \cdot \psi_i^*\}$ é absolutamente somável e $\{\varepsilon_t\}$ é um processo i.i.d com média nula, matriz das covariâncias constante e quartos momentos finitos. Assim, existe um vetor de cointegração $(1 \quad -\gamma)'$ tal que $y_{1t} - \gamma' y_{2t} = z_t^*$ se torna num processo estacionário. Note que o valor de γ é único pelo que outras combinações lineares de y_{1t} e de y_{2t} não geram um processo estacionário. Uma vez que existe cointegração, as estimativas OLS destas variáveis $I(1)$ para o vetor de coeficientes $(\hat{\mu}, \hat{\gamma})$ são consistentes, ao contrário do que acontece no caso em que não existe cointegração (regressões espúrias). Através das demonstrações produzidas em Phillips e Durlauf (1986) e Stock (1987) (para $\delta_2 = 0$) e Hansen (1992a) (para $\delta_2 \neq 0$), a estimativa OLS para $\hat{\gamma}$ é super-consistente para γ , com o erro de amostragem a convergir para 0 a uma taxa superior à usual de \sqrt{T} .

No entanto, em pequenas amostras, o estimador SOLS pode sofrer de graves problemas de enviesamento (Banerjee et. al, 1986 e Stock, 1987). Também a inferência não é válida com o SOLS, devido à eventual e muito provável presença de endogeneidade nos regressores e de autocorrelação nos erros.

5.3.2. DOLS

Com o intuito de resolver os problemas do estimador SOLS, surge o estimador *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) de Saikkonen (1992) e Stock e Watson (1993). Este para além de também ser super-consistente é também eficiente, sendo que as estatísticas t e Wald possuem as suas habituais distribuições assintóticas (Normal e Qui-quadrado, respetivamente).

O estimador DOLS faz face aos problemas de endogeneidade e autocorrelação dos erros do SOLS através de duas correções. A primeira, para fazer face ao problema de endogeneidade, trata de aplicar uma projeção linear dos erros correntes (z_t^*) sobre os erros passados, contemporâneos e futuros de modo a eliminar a correlação contemporânea existente entre os regressores (y_{2t}) e os erros (z_t^*). Como tal, dá-se então origem a uma equação aumentada pelos *lags* e *leads* dos novos erros construídos a partir da projeção linear de z_t^* . A segunda correção serve para fazer face a um possível problema de autocorrelação dos erros da projeção linear que poderá subsistir. Esta correção passa por utilizar o estimador Newey-West (Newey e West, 1987). Note-se que, uma vez que passamos a utilizar um modelo dinâmico (devido à utilização de *leads* e *lags* na projeção linear dos erros z_t^*), os problemas de autocorrelação poderão desaparecer.

Ainda que o DOLS não sirva para testar a cointegração, uma vez que estes erros têm pouco a ver com os erros originais (sobre os quais o teste Engle-Granger incide), a inferência habitual é válida.

5.3.3. FMOLS

Um outro estimador a utilizar neste trabalho é o *Fully-Modified OLS* (FMOLS) de Phillips e Hansen (1990). Através da estimação OLS, este estimador trata de fazer correções semi-paramétricas em dois passos de modo a fazer face aos problemas de autocorrelação dos erros (com base em Phillips (1987) no âmbito do teste de raiz unitária) e endogeneidade dos regressores do estimador SOLS. Para uma explicação resumida do procedimento, veja-se Phillips e Loretan (1991).

Mais uma vez, tal como no DOLS, temos com este método de estimação a vantagem face ao SOLS de tornar possível a inferência. Uma vez que o FMOLS possui os mesmos comportamentos assintóticos que os métodos de máxima verosimilhança, os testes t e

Wald possuem as habituais distribuições assintóticas Normal e Qui-quadrado, respetivamente.

5.3.4. CCR

Por fim, será também utilizado o estimador *Canonical Cointegration Regressions* (CCR) de Park (1992). Este é um estimador não paramétrico com certas semelhanças ao FMOLS. No entanto, enquanto que o estimador FMOLS aplica correções tanto aos regressores como aos parâmetros, o CCR apenas aplica transformações nos regressores. Mais uma vez, o objetivo da utilização destas transformações aos dados é o de ultrapassar os problemas evidenciados no SOLS, que são também ultrapassados com este estimador. No entanto, o problema poderá subsistir em pequenas amostras. Também o problema de enviesamento assintótico é corrigido com recurso às transformações do CCR. Mais uma vez, as estimativas CCR possuem distribuição assintótica Normal e o habitual teste de Wald pode ser feito com recurso à distribuição do Qui-Quadrado. Convém, no entanto, ter em atenção para a utilização de uma correção à estimativa da variância dos erros para utilizar os testes de restrição nos parâmetros, substituindo a estimativa habitual pela variância de longo prazo.

5.4. Resultados empíricos

A metodologia a seguir envolve três passos: o primeiro passa por efetuar testes de estacionaridade a todas as variáveis a incluir no modelo, sendo que este primeiro passo foi já efetuado na secção anterior; o segundo envolve a estimação da relação de cointegração que nos dará as elasticidades de longo prazo caso os resíduos desta estimação sejam estacionários (a testar com Engle-Granger); o terceiro segue o Teorema de Representação de Granger que nos diz que, caso as variáveis do modelo sejam $I(1)$ mas cointegradas, é possível representá-las através de um modelo de correção de erros (MCE). Este último passo será abordado na próxima secção.

Como foi possível verificar na secção anterior (ver Tabela IV), todas as variáveis foram consideradas $I(1)$ de acordo com o teste ADF. Como tal, procede-se ao segundo passo onde se procura efetuar a estimação da relação de cointegração. Para tal, serão usados quatro métodos de estimação distintos: SOLS, DOLS, FMOLS e CCR. No caso do SOLS e DOLS, foram utilizadas a forma HAC (Newey-West) para a matriz de covariâncias de modo a controlar a autocorrelação. As três equações estimadas são

apresentadas nas Tabelas V, VI e VII⁹. Sendo *fare* e *seats* variáveis indispensáveis na modelação da relação de cointegração do número de passageiros a utilizar os serviços do ML, estas encontram-se especificadas em cada um dos três modelos. No entanto, em V utiliza-se *awgflow* e *Unemp* como variáveis explicativas enquanto que em VI se utiliza *Unemp* e *petrol* e em VII se utiliza *touristsS* e *awgmed*. Para além disso, há ainda que ter em conta as variáveis associadas às quebras de estrutura $D_2 = \begin{cases} 1 & \text{se } t \geq 2011m2 \\ 0 & \text{se } t < 2011m2 \end{cases}$ e $D_3 = \begin{cases} 1 & \text{se } t \geq 2013m6 \\ 0 & \text{se } t < 2013m6 \end{cases}$. A razão para a inclusão destas variáveis passa por, no primeiro caso, ser a partir deste período que se começa a verificar uma quebra no nível de passageiros derivado do acordo entre as autoridades portuguesas, BCE, CE e FMI para o Programa de Assistência Económica e Financeira (PAEF) de maio de 2011. Já no segundo caso, é possível verificar pela Figura 1 (A) que após o grave período de retrocesso no número total de passageiros, é a partir desta data que se começa a verificar uma reversão do comportamento decrescente da série. É de notar desde já a elevada significância estatística destas 2 variáveis na modelação do número total de passageiros do Metro de Lisboa em todos os modelos considerados. Para concluir, foram também tidos em conta os *outliers* referentes às observações de março e abril de 2014, janeiro de 2012 e maio de 2013 com base na inspeção gráfica dos resíduos da respetiva relação de cointegração.

Um primeiro ponto a observar é a análise da estacionaridade dos resíduos da relação de cointegração para cada uma das equações estimadas (veja-se a última linha de cada tabela na coluna do método SOLS para o valor da estatística de teste). No entanto, uma vez que estas equações têm em conta duas quebras de estrutura, os valores críticos correspondentes ao teste neste caso encontram-se na Tabela 1 de Hatemi (2008), sendo também reportados nas Notas das Tabelas V, VI e VII. Como tal, considerando 4 regressores, os valores críticos para os níveis de significância de 1%, 5% e 10% são -8.353, -7.903 e -7.705, respetivamente. Uma vez que o valor da estatística é superior ao valor crítico a 1%, existe evidência estatística de que os resíduos da relação de cointegração são I(0) utilizando os diferentes métodos de estimação. Ou seja, de acordo

⁹ Foram estimadas três relações de longo prazo uma vez que a utilização dos testes de Hatemi (2008) para a análise da estacionaridade dos resíduos da relação de cointegração nos limita no número de regressores a considerar na relação de cointegração, onde apenas temos valores críticos tabulados para no máximo 4 regressores.

com os resultados destes testes estatísticos, as três regressões consideradas utilizando variáveis $I(1)$ não são regressões espúrias mas sim relações de longo prazo. Como tal, os coeficientes obtidos representam as elasticidades de longo prazo referentes à função de procura do Metro de Lisboa (ML).

Começando por analisar a Tabela V referente ao Modelo 1, é possível observar que existe uma concordância quanto ao sinal dos coeficientes estimados para cada uma das variáveis entre os diferentes métodos de estimação, sendo que estes vão de encontro ao que seria de esperar pela teoria económica (ver Tabela I). Relativamente aos testes de significância individual dos regressores, pode-se ver que todos eles são estatisticamente significativos ao nível de 1% com qualquer um dos estimadores utilizados. É de realçar a elasticidade positiva da variável afeta ao efeito rendimento (*awglow*), o que sugere que o ML é visto como um bem normal para os indivíduos com baixas qualificações. Este resultado é consistente com os resultados obtidos na literatura especializada e debatida na secção 2.

Quando retiramos o regressor *awglow* para incluir *petrol*, damos origem ao Modelo 2 que pode ser consultado na Tabela VI. Mais uma vez temos uma concordância geral no sinal associado aos coeficientes estimados para cada uma das variáveis entre os diferentes métodos de estimação. Note-se que o método DOLS produz coeficientes mais reduzidos em termos de magnitude quando comparados com os métodos FMOLS e CCR. Como tal, temos algumas diferenças respeitantes à significância das variáveis *fare* e *petrol*: enquanto que com DOLS se obtém a não significância estatística de *fare* e a significância a 10% para *petrol* (sendo que de um ponto de vista económico é pouco plausível a não significância estatística de *fare*), quando se empregam os métodos FMOLS e CCR passamos a ter significância estatística de *fare* e de *petrol* a níveis de significância de 10% e 5%, respetivamente. Uma vez que *petrol* é utilizado como *proxy* para o preço da utilização do automóvel, esta elasticidade cruzada da procura com um sinal estimado positivo reflete uma maior procura pelo ML quando o custo da utilização do automóvel aumenta, sendo este resultado também consistente com a literatura especializada.

Por último temos a Tabela VII referente ao Modelo 3 onde se procurou introduzir o efeito dos turistas neste modelo, sendo este um fator com cada vez maior importância na economia portuguesa. À semelhança dos dois modelos anteriores, temos mais uma vez

uma concordância geral no sinal associado aos coeficientes estimados para cada uma das variáveis entre os diferentes métodos de estimação. Além disso, verifica-se também uma significância estatística superior das variáveis *seats* e *awgmed* com os métodos FMOLS e CCR face ao DOLS (de significativas a 10% passam a ser significativas a 1%). Também à semelhança do que se concluiu na Tabela V, mais uma vez temos evidência de que o ML é considerado um bem normal, dada a estimativa positiva associada a *awgmed* em todos os métodos de estimação. No entanto desta vez a variável utilizada para o efeito rendimento tem em conta os trabalhadores administrativos, de serviços e especialistas fabris. Também como seria de esperar, o turismo tem um efeito positivo no número de passageiros do ML.

Para além destes modelos, tentou-se ainda incorporar a variável *diesel* nas estimações como *proxy* para o custo da utilização do autocarro. No entanto, esta revelou sempre ser não estatisticamente significativa. Isto sugere que, para os utilizadores do ML, os autocarros não são vistos como um bem substituto, o que parece ser uma conclusão plausível de um ponto de vista económico, dada a maior eficiência que um serviço de metro tem perante o serviço rodoviário e tendo em conta que uma elevada porção dos seus utilizadores são trabalhadores que procuram chegar até ao seu local de trabalho (muitas das vezes localizados nos grandes centros urbanos que são cobertos pela linha do ML) de forma rápida. Uma conclusão semelhante é obtida no caso de Madrid por Matas (2004). Para além de *diesel*, também a variável *awghigh* não foi utilizada no trabalho devido à sua não significância estatística.

6. MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS

6.1. Breves considerações e vantagens da utilização do MCE

O modelo de correção de erros (MCE) é um modelo com uma vasta aplicabilidade nas séries económicas devido às suas componentes que o tornam um modelo flexível. Isto deve-se ao facto de o modelo ser capaz de incorporar tanto mecanismos de curto como de longo prazo e, ainda, a velocidade de ajustamento com que o equilíbrio é restabelecido. A sua denominação advém do facto da existência de uma tendência no próprio modelo para se restabelecer o equilíbrio.

De um modo geral, o modelo MCE é um caso particular do modelo ADL. De modo a tornar a exposição simples, mas elucidativa, apresenta-se o modelo ADL (1,1) apenas com uma única variável explicativa:

$$y_{1t} = \mu + \alpha_1 y_{1t-1} + \beta_0 y_{2t} + \beta_1 y_{2t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Através de algumas manipulações matemáticas, é possível chegar à expressão equivalente da forma MCE da equação (11), dada por

$$\Delta y_{1t} = (\alpha_1 - 1) \left[y_{1t-1} - \frac{\mu}{1 - \alpha_1} - \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} y_{2t-1} \right] + \beta_0 \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (12)$$

A partir de (12), torna-se mais fácil enunciar as particularidades do modelo MCE:

- 1) Trata-se de um modelo dinâmico de curto prazo, uma vez que caso não existam desequilíbrios, Δy_{1t} apenas é conduzida por Δy_{2t} ;
- 2) A relação de cointegração está diretamente incorporada no modelo ($y_{1t-1} - \frac{\mu}{1-\alpha_1} - \frac{\beta_0+\beta_1}{1-\alpha_1} y_{2t-1}$), sendo que esta reflete o erro de equilíbrio do período anterior. Ou seja, é aqui que se reflete a componente de longo prazo do MCE;
- 3) É também possível estimar a velocidade com que o equilíbrio é restabelecido através de $(\alpha_1 - 1)$;
- 4) O multiplicador de longo prazo (MLP) é dado por $\frac{\beta_0+\beta_1}{1-\alpha_1}$ e o multiplicador de curto prazo (MCP) por β_0 , sendo que estas quantidades estão especificadas diretamente no modelo.

Um problema com a especificação em (12) é o facto de os parâmetros aparecerem de forma não linear. De forma a combater este problema e evitar a estimação através de métodos não lineares, poderia recorrer-se à forma de Bårdsen para fazer a estimação do MCE (uma vez que são expressões equivalentes). A forma de Bårdsen da equação (11) é dada por

$$\Delta y_{1t} = \mu + (\alpha_1 - 1) y_{1t-1} + \beta_0 \Delta y_{2t} + (\beta_0 + \beta_1) y_{2t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Note-se que com (13) é possível estimar diretamente o MCP e o coeficiente de ajustamento através do OLS linear. Já para se obter o MLP precisamos apenas de calcular

$$\hat{\lambda}_1 = -\frac{\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1}{\hat{\alpha}_1 - 1}.$$

Alternativamente à forma de Bårdsen (e seguindo a abordagem deste trabalho), pode-se fazer a estimação do MCE através de uma metodologia a dois passos: num primeiro passo estimamos a relação de cointegração (ver secção 5); num segundo passo introduzimos os resíduos da relação de cointegração estimada, que representam a estimativa para o erro de equilíbrio de longo prazo. Esta abordagem tem as mesmas vantagens enunciadas para a forma de Bårdsen.

6.2. Metodologia para a especificação do MCE

Um dos problemas que advêm da modelação de variáveis $I(1)$ através da diferenciação para tornar as variáveis estacionárias é que este procedimento implica que estas percam as suas relações de longo prazo, ficando assim apenas disponível a informação relativa ao curto prazo. Ou seja, através desta metodologia, acabamos por perder informação extremamente valiosa.

De modo a ultrapassar este problema, utiliza-se o MCE com o auxílio da teoria da cointegração com direta aplicação do Teorema de Representação de Granger. De forma resumida, este diz-nos que se $(y_{1t}, y_{2t}) \sim CI(1,1)$ com vetor de cointegração λ , então y_{1t} e y_{2t} podem ser representados através de um mecanismo de correção de erros onde todas as variáveis presentes são $I(0)$, uma vez que a dinâmica de curto prazo do modelo é representada pelas primeiras diferenças das variáveis e a dinâmica de longo prazo é representada pelos erros de equilíbrio da regressão estática entre y_{1t} e $y_{2t} \sim I(1)$, como vimos na Equação (12).

Através da secção 5, estudámos as relações de longo prazo presentes em três diferentes conjuntos de variáveis onde se obteve evidência, através dos testes Engle-Granger (1987) e Hatemi (2008), da presença de cointegração para as três diferentes especificações estimadas. Como tal, o próximo passo passa por empregar o procedimento GTS t-sig a cada um dos três modelos.

Para se empregar o procedimento GTS t-sig, começa-se por fixar um número máximo de desfasamentos, k_{max} , para as variáveis explicativas. Uma vez que este estudo possui

para cada relação de longo prazo 4 regressores com 156 observações, fixámos $k_{max} = 3$ de modo a não exaustar os graus de liberdade. Com k_{max} definido e com o auxílio dos testes Breusch-Godfrey para a autocorrelação dos erros até à ordem 12, dá-se então início ao procedimento GTS t-sig onde se empregam testes-t de significância individuais sobre cada um dos regressores (e respetivos desfasamentos) a um nível de significância de 10%. O regressor que, simultaneamente, seja não estatisticamente significativo e que apresente um valor-p mais elevado é então retirado do modelo. Ao se retirar esse regressor, caso todos os outros se revelem estatisticamente significativos através dos seus respetivos testes-t e caso não existam sintomas de autocorrelação, o procedimento pára. No entanto, caso continue a haver algum regressor considerado como não estatisticamente significativo, o procedimento continua até todos os regressores evidenciarem significância estatística. Este procedimento pode ser também complementado com testes F de significância global.

6.3. Resultados empíricos

Após a realização dos testes de estacionaridade e da estimação da relação de cointegração, passamos agora à fase de estimação do MCE. Esta abordagem é válida uma vez que se demonstrou que as variáveis que compõem a relação de cointegração são $I(1)$ individualmente, mas $I(0)$ conjuntamente, como foi corroborado pelos testes aos resíduos das relações de cointegração estimadas. Nesta secção foram estimados três modelos que seguem a metodologia apresentada na secção 6.2. Estes três modelos correspondem às três relações de cointegração estimadas, sendo que as variáveis contidas em cada um destes modelos são as mesmas que as já analisadas na secção 5.4. Os modelos de correção de erros estimados são os seguintes:

$$\Delta \widehat{passengers}_t = 0,003 - 0,250\Delta passengers_{t-1} + 0,122\Delta seats_t - 0,024\Delta Unemp_t - 0,301\Delta fare_{t-3} - 0,414\Delta resíduos1_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \gamma_i outlier_i \quad (14)$$

$$\Delta \widehat{passengers}_t = 0,003 - 0,248\Delta passengers_{t-1} + 0,141\Delta seats_t + 0,142\Delta petrol_t - 0,025\Delta Unemp_t - 0,321\Delta fare_{t-3} - 0,427\Delta resíduos2_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \alpha_i outlier_i \quad (15)$$

$$\Delta \widehat{passengers}_t = 0,001 - 0,288\Delta passengers_{t-1} + 0,154\Delta seats_t + 0,068\Delta seats_{t-1} - 0,257\Delta resíduos3_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \delta_i outlier_i \quad (16)$$

Sendo que os *outliers* considerados são referentes a março e abril de 2012, maio e junho de 2013 e maio de 2015. Os resultados destas estimações encontram-se tabulados na Tabela VIII.

Começando por analisar o modelo ECM (2) referente à Equação (15), é possível verificar que as estimativas para as elasticidades de curto prazo são as esperadas pela teoria, com efeitos positivos para *seats* e *petrol* e efeitos negativos para *Unemp*. É de notar a não significância estatística de *fare* no curto prazo que poderá ter duas explicações: a primeira como um efeito económico, onde os passageiros no curto prazo olham a outros fatores para tomar a decisão de fazer ou não viagens, sendo que muitas das vezes, como os agentes se têm de deslocar para os respetivos empregos independentemente do preço médio do passe (obviamente até um certo limite onde esta deixa de ser uma decisão vantajosa), o fator preço não tem tanto peso na decisão a curto prazo; uma outra explicação passa pela natureza dos dados: uma vez que a variável *fare* possui pouca variabilidade (sendo que se trata de um trabalho com dados mensais, a variabilidade mensal da série é reflexo da utilização do IPC, sendo que os preços apenas tendem a variar anualmente), quando se aplica a primeira diferença a esta variável, esta torna-se pouco informativa, com muitos valores próximos de zero. Como tal, existe a possibilidade da não significância estatística de *fare* se dever a problemas da própria variável. Note-se que *fare* também se revela como não estatisticamente significativa nas outras duas especificações consideradas. Quanto ao termo de correção de erros, este é altamente significativo e negativo, contribuindo assim para uma ainda maior confiança de que estas séries são cointegradas e passíveis de serem representadas por um MCE. Quanto à sua magnitude, lembre-se de que esta estimativa nos dá a velocidade de ajustamento face à situação de equilíbrio após a ocorrência de um choque. Como tal, estima-se que o choque perdura pouco mais de dois meses até eventualmente retomar a sua trajetória de longo prazo.

Relativamente ao modelo ECM (1) expresso na Equação (14), as conclusões retiradas em ECM (2) quanto às elasticidades de curto prazo são semelhantes, com *seats* e *Unemp* a manifestarem sinais expectáveis pela teoria. No entanto, para além de *fare*, também existe evidência da não significância estatística de *awglow* no curto prazo. Note-se a semelhança na magnitude das estimativas entre ECM (2) e ECM (1), que leva a uma interpretação semelhante entre os modelos para o termo de correção de erros.

Já quanto ao modelo ECM (3) expresso na Equação (16), uma vez que retiramos a variável *Unemp* para a substituir por *touristsS* e esta última não aparenta ter efeitos de curto prazo no número de passageiros, apenas a variável *seats* possui agora efeitos de curto prazo (mais uma vez positivos, como esperado), uma vez que também *fare* e *awgmed* revelaram ser não estatisticamente significativos. Neste caso, a rapidez de ajustamento é mais lenta, levando praticamente a que sejam necessários quatro períodos para repor o equilíbrio após um choque.

7. CONCLUSÕES

Este trabalho propôs-se a estimar a função de procura agregada do Metro de Lisboa com base em métodos de séries temporais para responder à questão sobre quais os principais fatores que afetam a procura pelo Metro de Lisboa. Este é naturalmente um tema de enorme relevo social, uma vez que tem um grande impacto na vida diária das pessoas. Como tal, importa produzir elasticidades assentes em princípios econométricos sólidos, de modo a que estas possam ser benéficas na aplicação de políticas de modo a tornar o transporte público mais eficiente e melhor capaz de servir a população.

Para tal, recorreu-se à teoria da cointegração e ao modelo corretor de erros (com o auxílio da análise de estacionaridade) para estimar um modelo capaz de incorporar tanto mecanismos de longo prazo (cointegração) como de curto prazo (MCE), com recurso a variáveis amplamente documentadas pela literatura especializada e capazes de descrever tanto os fatores associados ao próprio meio de transporte, como a meios de transporte concorrentes ou ainda a fatores socioeconómicos da população. Devido à enorme turbulência causada pela intervenção da Troika em Portugal, foram também consideradas quebras de estrutura na fase de modelação.

Através da teoria da cointegração, foram estimadas três relações de cointegração, sendo que se encontrou evidência da existência de relações de longo prazo em todos os casos e foram produzidos resultados robustos entre os vários métodos empregues (DOLS, FMOLS, CCR). As duas quebras de estrutura consideradas na análise para fazer face à intervenção da Troika e ao período de recuperação pós-Troika revelaram ser altamente significativas. Relativamente às elasticidades de longo prazo, encontrou-se evidência de efeitos rendimento positivos, levando à conclusão de que o Metro de Lisboa é considerado um bem normal para os indivíduos com baixas qualificações e para os trabalhadores

administrativos, de serviços e especialistas fabris. Este resultado vai de encontro às conclusões apresentadas na literatura, como são exemplo Matas (2004) e Paulley et al. (2006). Encontrou-se também evidência de uma elasticidade cruzada da procura positiva face ao preço do petróleo, traduzindo-se numa maior procura pelo Metro de Lisboa quando se verifica um aumento no custo da utilização do automóvel. Concluiu-se também que o preço médio do passe e o número de lugares por quilómetro são variáveis indispensáveis na modelação da relação de cointegração do número de passageiros a utilizar os serviços do Metro de Lisboa, uma vez que se verifica a sua significância estatística em qualquer uma das três especificações consideradas. Em jeito de novidade nos resultados de trabalhos desta área, concluiu-se, como esperado, que o turismo tem um impacto positivo no número de passageiros do Metro de Lisboa. Esta foi uma variável que se procurou incorporar na fase de estimação devido à sua crescente importância na economia portuguesa. Foi também feita a tentativa de incorporar a variável do preço do diesel como *proxy* para o custo da utilização do autocarro. No entanto, esta não revelou ser estatisticamente significativa, pelo que sugere que o autocarro não é visto como um bem substituto para os utilizadores do Metro de Lisboa. Tal se poderá dever à maior eficiência do metro como meio de transporte face ao autocarro.

Quando passamos para as dinâmicas de curto prazo, conclui-se que o nível da oferta, a taxa de desemprego e o preço do petróleo são variáveis impactantes na explicação destas mesmas dinâmicas. Notoriamente, apesar do preço médio do passe ser muito determinante na procura de longo prazo, tal não se verifica quando analisamos as dinâmicas de curto prazo. Ou seja, o preço médio do passe não aparenta ter impacto na procura de curto prazo. Esta insignificância estatística poderá dever-se a dois fatores: um fator económico, onde os agentes precisam de se deslocar para o seu local de trabalho independentemente do preço médio do passe (até certo limite); e um fator associado com a natureza dos dados, sendo que esta é uma variável que apresenta pouca variabilidade, levando a que a sua primeira diferença seja pouco informativa e, para além disso, é também o custo médio do passe mensal e não apenas o custo de utilização do ML, devido às especificidades dos bilhetes/passes na AML. Estima-se que um choque na procura perdue pouco mais de dois meses até retomar a trajetória de longo prazo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Albalade, D., Bel, G. (2010). Tourism and urban public transport: Holding demand pressure under supply constraints. *Tourism Management*, 31(3), 425-433.

Andrews, D. W. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 821-856.

Andrews, D. W., e Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1383-1414.

Bai, J., e Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47-78.

Bai, J., e Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.

Balcombe, R., Mackett, R., Paulty, N., Preston, J., Shires, J., Titheridge, H., Wardman, M., White, P. (2004). The demand for public transport: a practical guide. TRL report, TRL593.

Banerjee, A., Dolado, J. J., Hendry, D. F. e Smith, G. W. (1986). Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 253-77.

Bresson, G., Dargay, J., Madre, J., Pirotte, A. (2003). The main determinants of demand for public transport: a comparative analysis of England and France using shrinkage estimators. *Transportation Research Part A*, 37, 605-627.

Bresson, G., Dargay, J., Madre, J., Pirotte, A. (2004). Economic and structural determinants of the demand for public transport: an analysis on a panel of French urban areas using shrinkage estimators. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 38(4), 269-285.

Button, K. (1993). *Transport Economics*. Aldershot: Edward Elgar.

Crôte, A., Graham, D. J., Noland, R. B. (2008). The demand for metro services in Mexico City. Presented at the 87th Annual Meeting of the Transportation Research Board, Washington, DC.

Crôte, A., Graham, D. J., Noland, R. B. (2009). Is the Mexico City metro an inferior good? *Transport Policy*, 16, 40-45.

Dargay, J. M. e Hanly, M. (2002). The demand for local bus services in England, *Journal of Transport Economics and Policy*, 36, 73-91.

Dargay, J., Hanly, M. (2003). Bus patronage in Great Britain: an econometric analysis. *Transportation Research Record 1799*, 97-106.

Dickey, D. A. e Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.

Durlauf, S. N. e Phillips, P. C. B. (1986). Multiple Time Series Regression with Integrated Processes. *The Review of Economic Studies* 53, 473-495.

Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 251-276.

Gilbert, C. L. e Jalilian, H. (1991). The demand for travel and for travel cards on London Regional Transport, *Journal of Transport Economics and Policy*, 25, 3-29.

Goodwin, P. B. (1992). A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects of price changes, *Journal of Transport Economics and Policy*, 26, 155-169.

Gregory, A. W. e Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics* 70, 99-126.

Hansen, B. E. (1992). Efficient estimation and testing of cointegrating vectors in the presence of deterministic trends. *Journal of Econometrics* 53, 87-121.

Hansen, B. E. e Phillips, P. C. B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies* 57, 99-125.

Hatemi, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics* 35, 497-505.

Hayashi, F. (2000). *Econometrics*. Princeton University Press.

Holmgren, J. (2007). Meta-analysis of public transport demand. *Transport Research Part A* 41, 1021-1035.

Holmgren, J. (2013). An analysis of the determinants of local public transport demand focusing the effects of income changes. *European Transport Research Review*, 5, 101-107

Lopes, A. S. (2015). Raízes Unitárias – Uma Introdução. ISEG –UL.

Loretan, M. e Phillips, P. C. B. (1991). Estimating Long-run Economic Equilibria. *The Review of Economic Studies* 58, 407-436.

Matas, A. (2004). Demand and revenue implications of an integrated public transport policy: the case of Madrid. *Transport Reviews*, 24, 195-217.

Newey, W. K. e West, K. D. (1987). Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation. *International Economic Review* 28, 777-787.

Nijkamp, P. e Pepping, G. (1998). Meta-analysis for explaining the variance in public transport demand elasticities in Europe, *Journal of Transportation and Statistics*, 1, 1-14.

Ouliaris, S. e Phillips, P. C. B. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica* 58, 165-193.

Oum, T. H., Waters, W. G. e Yong, J. S. (1992). Concepts of price elasticities of transport demand and recent empirical estimates, *Journal of Transport Economics and Policy*, 26, 139-154.

Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica* 60, 119-143.

Paulley, N., Balcombe, R., Mackett, R., Titheridge, H., Preston, J.M., Wardman, M.R., Shires, J.D., White, P. (2006). The demand for public transport: the effects of fares, quality of service, income and car ownership. *Transport Policy*, 13(4), 295-306.

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica* 57, 1361-1401.

Phillips, P. C. B. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica* 55, 277-301.

Quandt, R. E. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American statistical Association*, 55(290), 324-330.

Romilly, P. (2001). Subsidy and local bus service deregulation in Britain – a re-evaluation. *Journal of Transport Economics and Policy*, 35, 161-194.

Saikkonen, P. (1992). Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric Theory* 8, 1-27.

Stock, J. H. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica* 55, 1035-1056.

Stock, J. H. e Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* 61, 783-820.

ANEXO A - FIGURAS

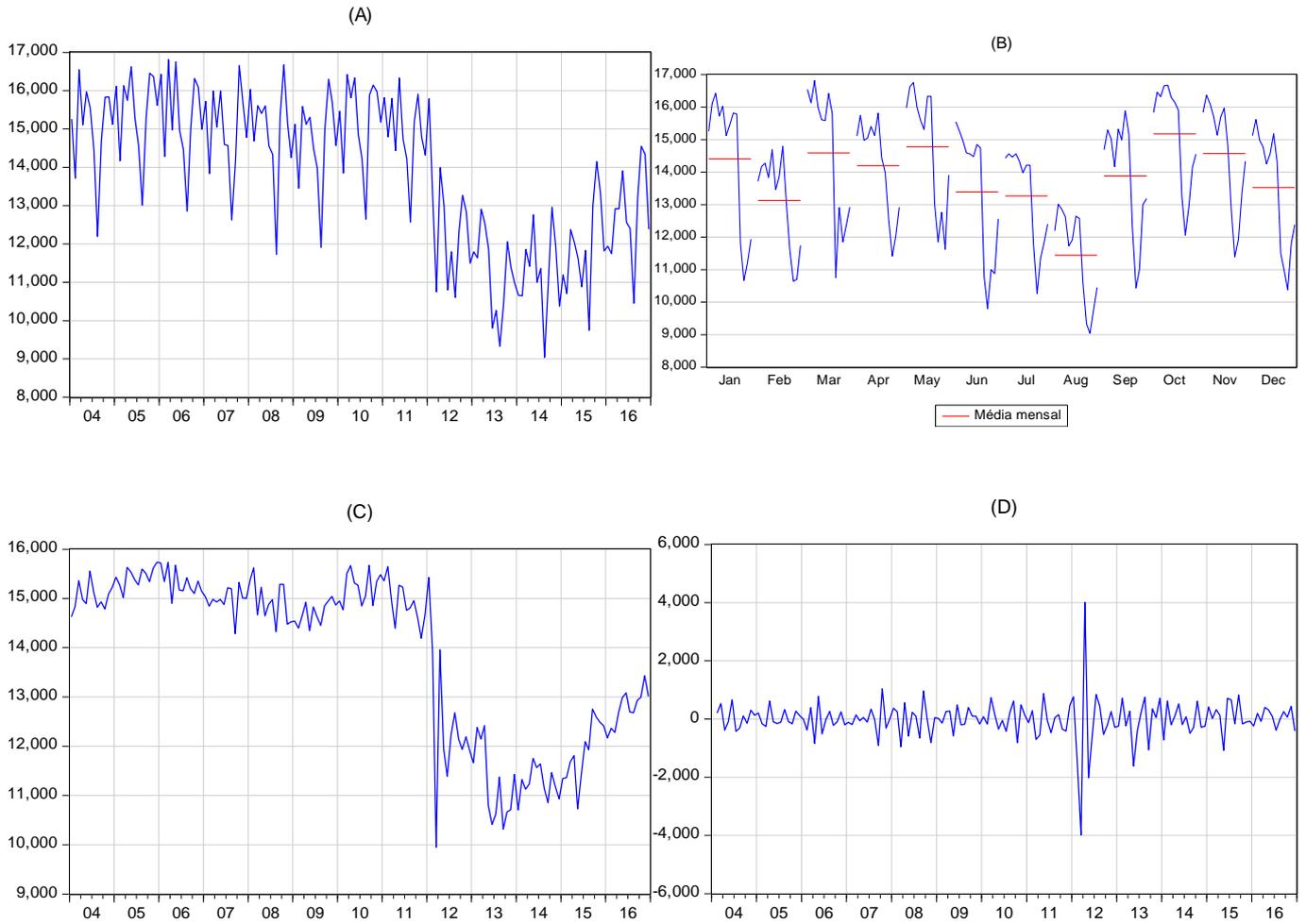


FIGURA 1: Número de passageiros (em milhares): dados originais (A), gráfico sazonal (B), dados originais corrigidos de sazonalidade (C) e respetiva primeira diferença (D).

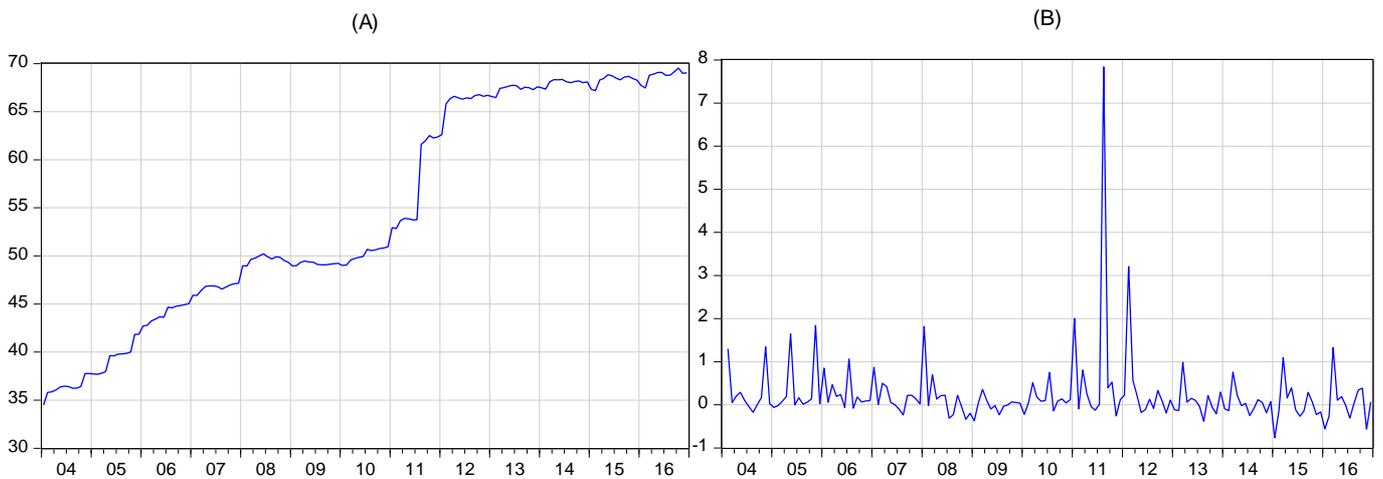


Figura 2: Custo médio do passe mensal combinado L123: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

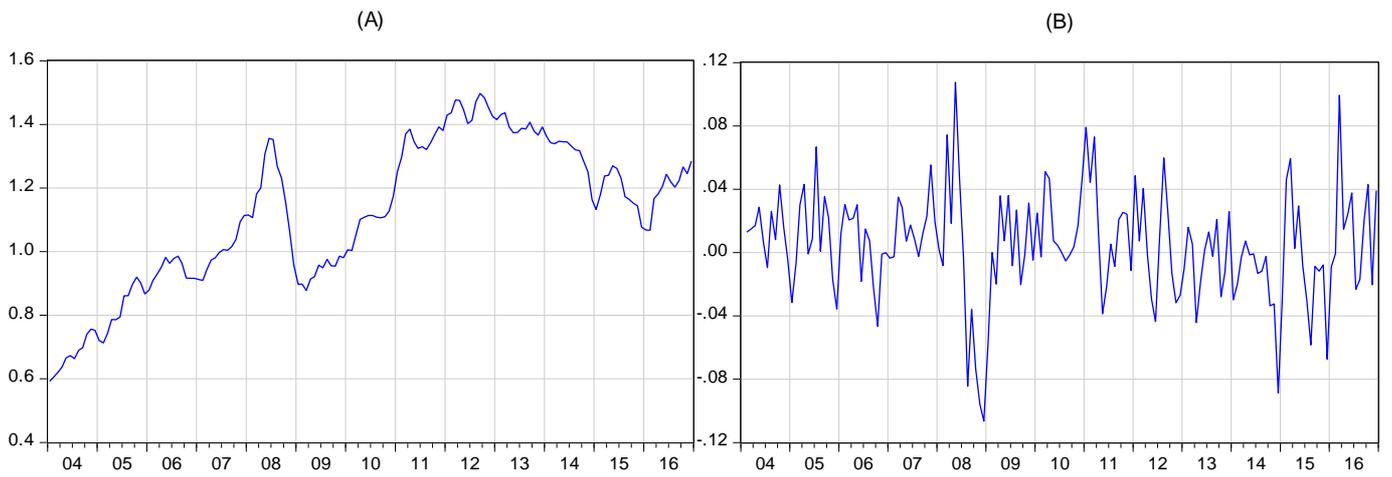


Figura 3: Preço do gasóleo rodoviário: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

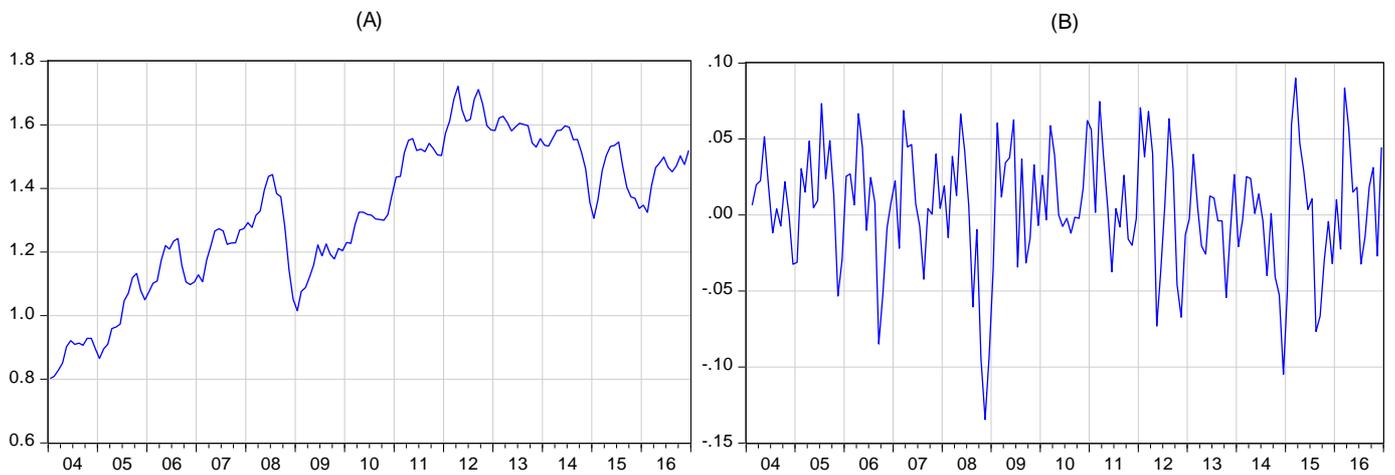


Figura 4: Preço gasolina 95: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

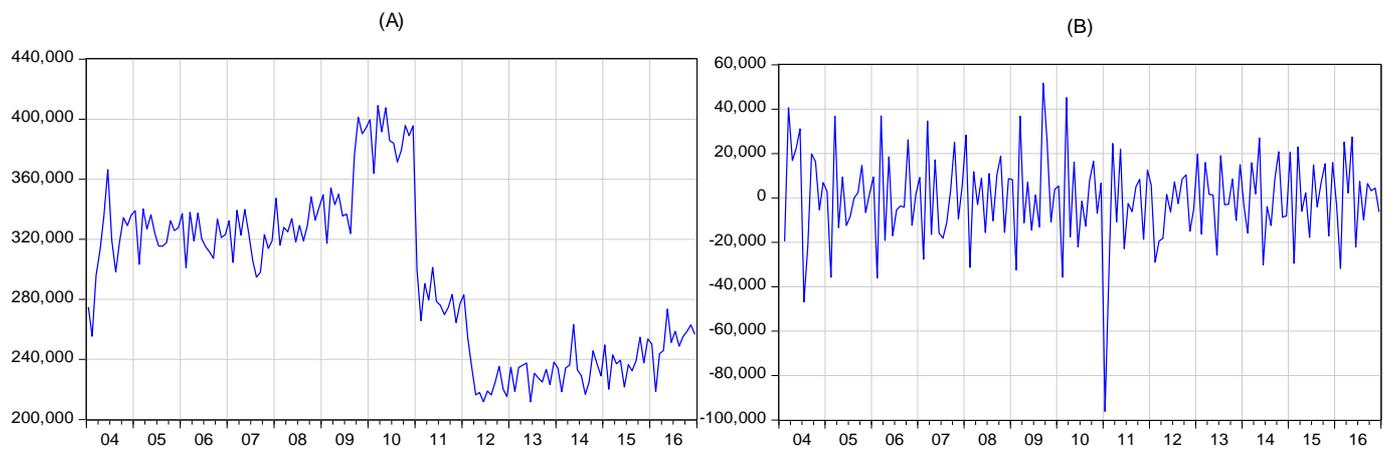


Figura 5: Número de lugares por quilómetro (em milhares): dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

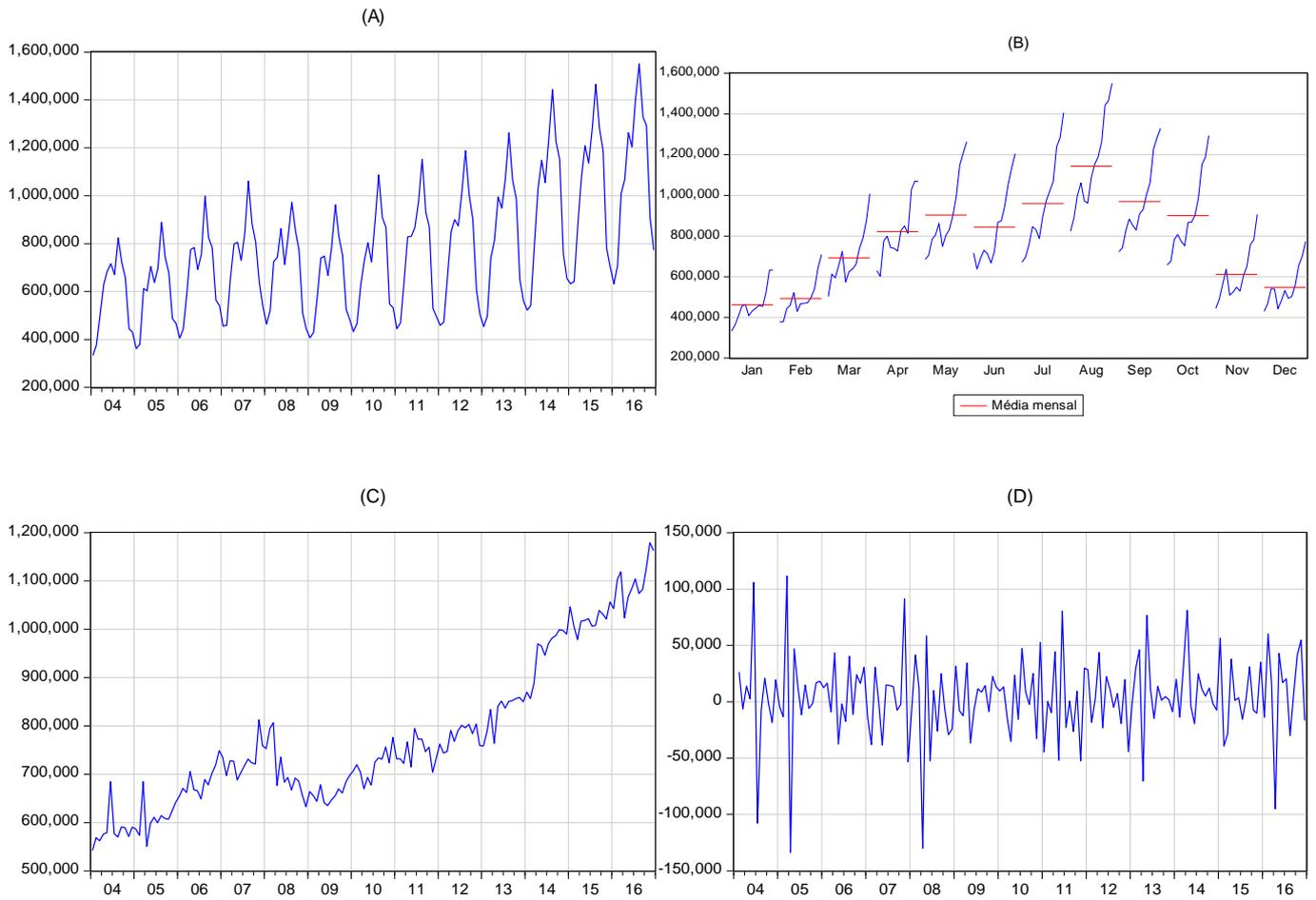


FIGURA 6: Número de dormidas efetuadas por turistas na área metropolitana de Lisboa: dados originais (A), gráfico sazonal (B), dados originais corrigidos de sazonalidade (C) e respetiva primeira diferença (D).

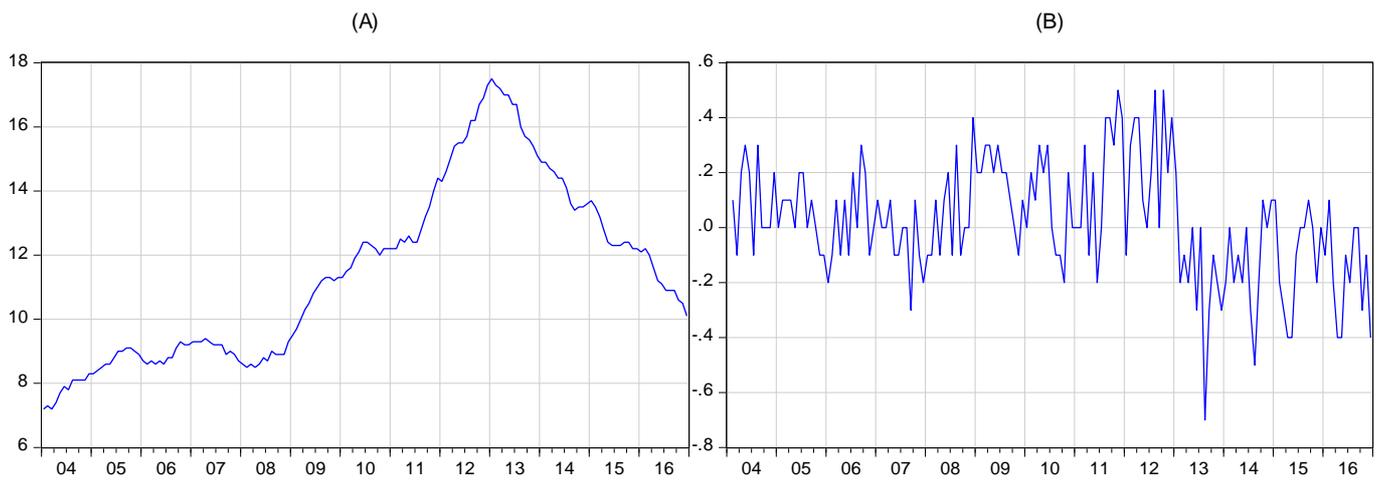


FIGURA 7: Taxa de desemprego nacional: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

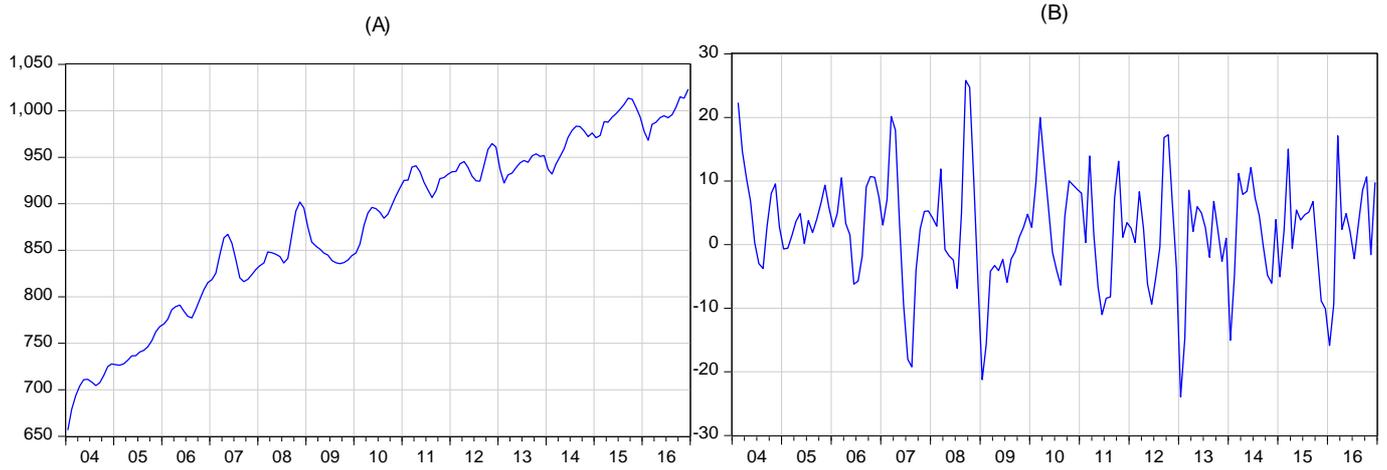


FIGURA 8: Salário médio em Lisboa: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

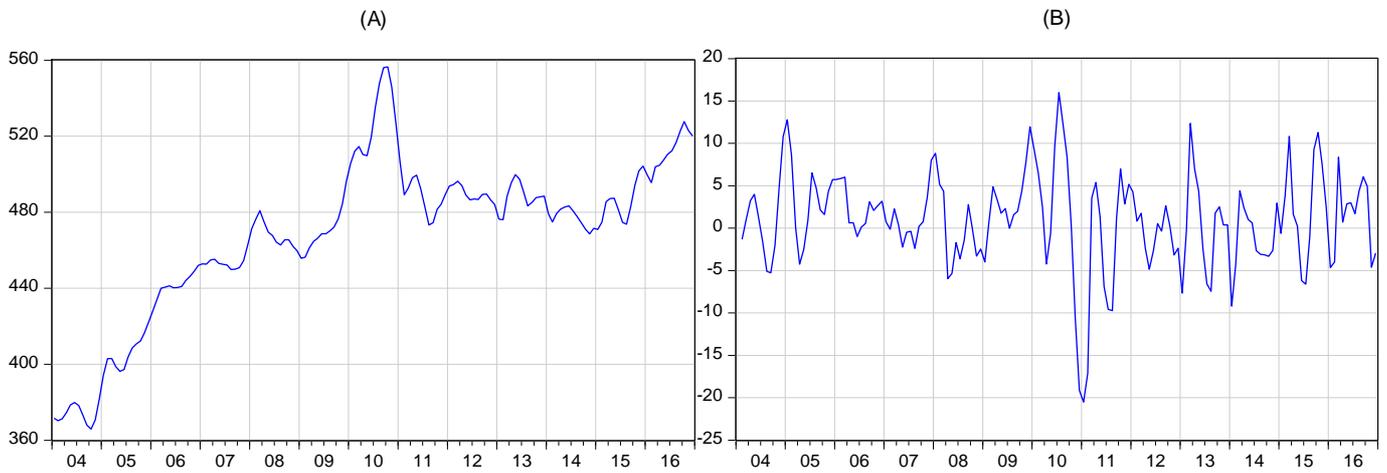


FIGURA 9: Salário médio em Lisboa para os trabalhadores com baixas qualificações: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

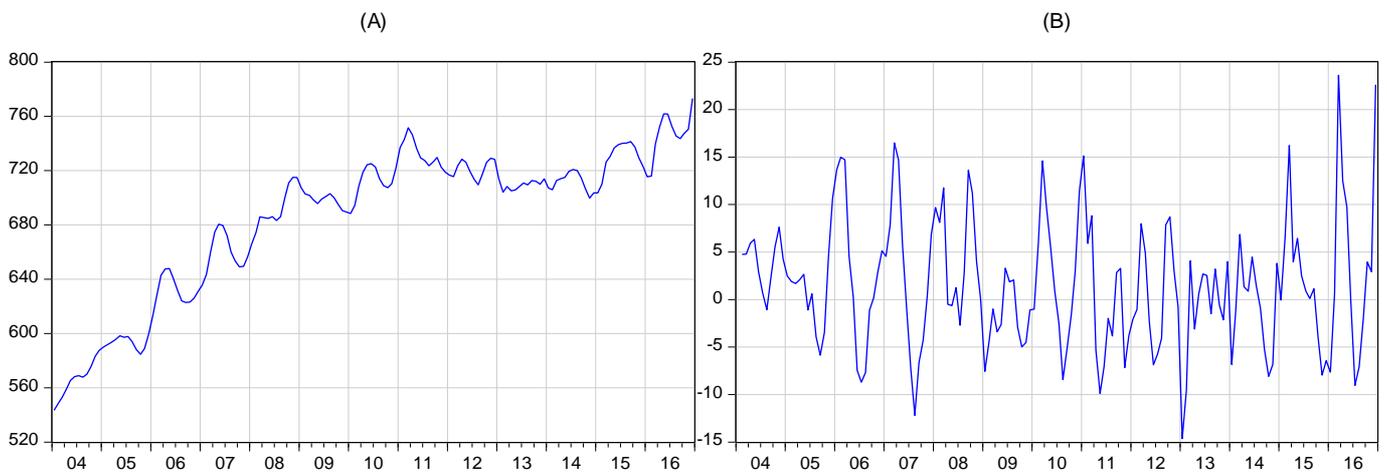


FIGURA 10: Salário médio em Lisboa para os trabalhadores administrativos, de serviços e especialistas fabris: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

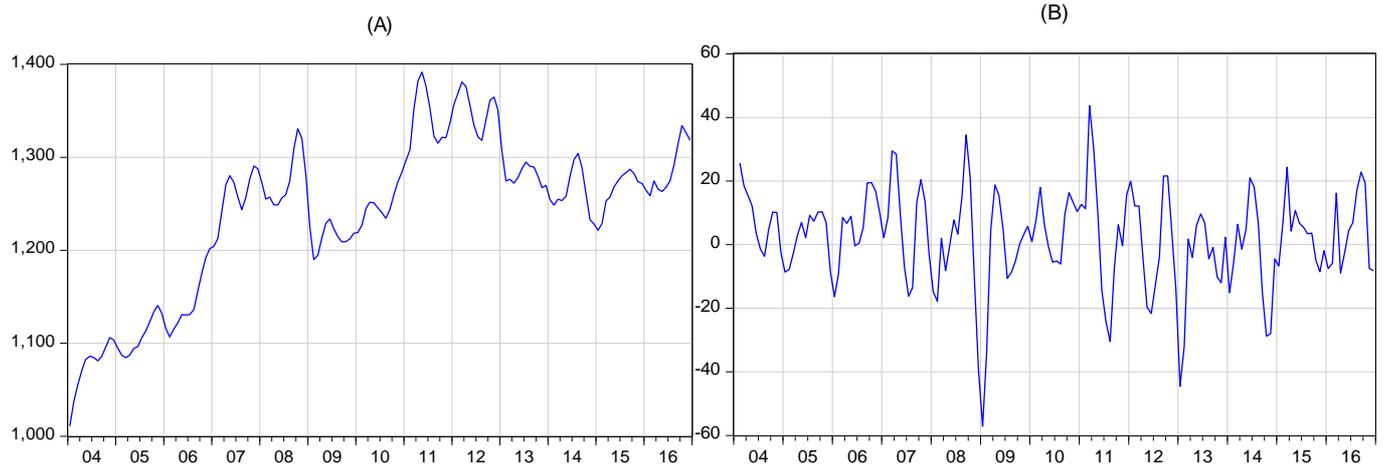


FIGURA 11: Salário médio em Lisboa para os especialistas com altas qualificações e para os empresários de nível médio e elevado: dados originais (A) e respetiva primeira diferença (B).

ANEXO B - TABELAS

TABELA I: DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E RESPECTIVO SINAL ESPERADO

Variável	Descrição	Sinal esperado
Passengers	Número de passageiros (em milhares)	-
Fare	Custo médio do passe mensal combinado L123	Negativo
Diesel	Preço do gasóleo rodoviário	Negativo
Petrol	Preço gasolina 95	Positivo
Seats	Número de lugares por quilómetro (em milhares)	Positivo
Tourists	Número de dormidas efetuadas por turistas na área metropolitana de Lisboa	Positivo
Unemp	Taxa de desemprego nacional	Negativo
Awg	Salário médio em Lisboa	Positivo
Awglow	Salário médio em Lisboa para os trabalhadores com baixas qualificações	Positivo
Awgmed	Salário médio em Lisboa para os trabalhadores administrativos, de serviços e especialistas fabris	Positivo
Awghigh	Salário médio em Lisboa para os especialistas com altas qualificações e para os empresários de nível médio e elevado	Negativo

Notas:

1. Número de observações = 156
2. Foi retirado o efeito sazonal das variáveis *Passengers* e *Tourists*.
3. Foi utilizado o IPC com base em 2012 para as variáveis *Fare*, *Diesel*, *Petrol*, *Awg*, *Awglow*, *Awgmed* e *Awghigh* de modo a obter os valores em termos reais.
4. Foi utilizada a interpolação *cubic spline* nas variáveis *Awglow*, *Awgmed* e *Awghigh* de modo a obter periodicidade mensal.

TABELA II: ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS

Variável	Média		Desvio padrão		Mínimo		Máximo	
	Jan04-Dez16	Mar12-Dez16	Jan04-Dez16	Mar12-Dez16	Jan04-Dez16	Mar12-Dez16	Jan04-Dez16	Mar12-Dez16
PassengersS	13.859,12	11.829,29	1.678,80	854,474	9.947,03	9.947,03	15.735,70	13.958,02
Fare	54,840	67,872	11,418	0,862	35,803	66,308	69,544	69,544
Diesel	1,119	1,305	0,232	0,116	0,592	1,067	1,497	1,497
Petrol	1,322	1,527	0,232	0,100	0,802	1,306	1,721	1,721
Seats	293.779,4	235.451,4	53.804,16	14.646,46	211.755,0	211.755,0	409.107,0	273.479,0
TouristsS	778.073,7	941.993,3	154.924,0	121.583,8	542.166,4	747,347,0	1.179.476	1.179.476
Unemp	11,465	14,017	2,767	2,112	7,200	10,100	17,500	17,500
Labour	1.232,15	1.181,82	50,044	38,145	1.112,20	1.112,20	1.309,30	1.245,20
Awg	878,907	968,940	91,852	27,866	656,623	922,402	1.023,33	1.023,33
Awglow	467,813	490,257	41,274	14,287	365,863	468,544	556,483	527,698
Awgmed	684,906	724,042	55,106	17,212	543,452	699,800	773,096	773,096
Awghigh	1.239,45	1.287,75	84,130	37,137	1.010,87	1.221,50	1.391,69	1.380,92

TABELA III: TESTES DE QUEBRAS DE ESTRUTURA: TESTES QUANDT-ANDREWS E BAI-PERRON L+1 VS L SEQUENCIAL

Variáveis	Quandt-Andrews			Bai-Perron L+1 vs L sequencial			
	Supremo LR F	Valor-p	Data de quebra estimada	Seq F(1 0)	Seq F(2 1)	Seq F(3 2)	Datas de quebra estimadas
Passengers	0,9175	1,0000	2012M4	0,7577	n.a.	n.a.	n.a.
Fare	6,3484	0,1380	2012M4	9,9096*	1,4881	n.a.	2012M4
Diesel	10,1525*	0,0246	2008M7	10,8128*	1,2984	n.a.	2008M7
Petrol	4,3000	0,3314	2006M6	4,6013	n.a.	n.a.	n.a.
Seats	1,0936	0,9883	2010M4	1,1008	n.a.	n.a.	n.a.
Tourists	0,5292	1,0000	2013M5	0,8169	n.a.	n.a.	n.a.
Unemp	65,8609*	0,0000	2013M2	65,8500*	19,488*	5,2007	2008M12 e 2013M2
Awg	9,8516*	0,0282	2007M6	11,4409*	2,0177	n.a.	2007M6
Awglow	6,9625	0,1051	2007M6	9,5356*	3,1009	n.a.	2007M6
Awgmed	10,4869*	0,0210	2010M10	10,3468*	7,5519	n.a.	2010M10
Awghigh	6,5634	0,1255	2007M6	6,4193	n.a.	n.a.	n.a.

Notas: 15% dos dados não foram utilizados no teste Quandt-Andrews. Quanto ao teste de Bai-Perron, os valores críticos são 8.58, 10,13 e 11,14 para Seq F(1|0), F(2|1) e F(3|2), respetivamente. São assinalados com um * as estatísticas significativas a 5%. As regressões estimadas não apresentam erros HAC, uma vez que assumimos erros não correlacionados devido a trabalharmos com as primeiras diferenças.

TABELA IV: TESTES DE RAIZ UNITÁRIA: TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF)

	Termos		Estatísticas	
	Determinísticos		de Teste	Valor-p
passengersS	C		-1,207	0,6708
fare	T,C		-1,3743	0,8648
diesel	T,C		-2,607	0,2779
petrol	T,C		-3,0537	0,1214
seats	C		-1,5455	0,5078
touristsS	T,C		-1,5082	0,8228
Unemp	C		-1,5463	0,5076
awg	T,C		-3,0529	0,1219
awglow	T,C		-2,3994	0,3783
awgmed	T,C		-2,2637	0,4507
awghigh	T,C		-2,0947	0,5439

Notas:

1. Termos determinísticos: C, se foi incluída uma constante;
T,C, se foi incluída uma constante e uma tendência

TABELA V: ESTIMAÇÃO DA RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO PARA O MODELO (1)

Modelo:	(1)			
Método de estimação:	SOLS	DOLS	FMOLS	CCR
Constante	5,107*** (0,443)	4,952*** (0,747)	4,844*** (0,409)	4,843*** (0,439)
fare	-0,253*** (0,063)	-0,277*** (0,088)	-0,275*** (0,063)	-0,268*** (0,059)
seats	0,276*** (0,054)	0,265*** (0,095)	0,279*** (0,044)	0,285*** (0,046)
Unemp	-0,026*** (0,002)	-0,025*** (0,002)	-0,026*** (0,002)	-0,026*** (0,002)
awglow	0,363*** (0,085)	0,423*** (0,141)	0,412*** (0,082)	0,396*** (0,075)
D2	0,140*** (0,018)	0,132*** (0,025)	0,145*** (0,017)	0,145*** (0,017)
D3	-0,128*** (0,015)	-0,112*** (0,016)	-0,129*** (0,011)	-0,129*** (0,011)
Outlier1	-0,187*** (0,022)	-0,184*** (0,016)	-0,183*** (0,024)	-0,184*** (0,024)
Outlier3	0,103*** (0,013)	0,110*** (0,013)	0,109*** (0,034)	0,108*** (0,035)
Número observações	156	153	155	155
Teste de raiz unitária nos resíduos (m=0)	-10,4736***			

Notas:

1. Os desvios-padrão encontram-se reportados entre parêntesis.
2. Utilizou-se correção HAC no SOLS e DOLS. Considerou-se 1 *lead* e 1 *lag* para o DOLS.
3. Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.
4. Níveis críticos de Hatemi (2008): 10% (-7,705); 5% (-7,903); 1% (-8,353)

TABELA VI: ESTIMAÇÃO DA RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO PARA O MODELO (2)

Modelo:	(2)			
Método de estimação:	SOLS	DOLS	FMOLS	CCR
Constante	5,167*** (0,503)	4,388*** (0,594)	4,503*** (0,658)	4,437*** (0,689)
fare	-0,108* (0,063)	-0,094 (0,068)	-0,135* (0,080)	-0,137* (0,081)
seats	0,400*** (0,037)	0,457*** (0,041)	0,461*** (0,048)	0,467*** (0,050)
Unemp	-0,026*** (0,002)	-0,025*** (0,002)	-0,026*** (0,003)	-0,026*** (0,003)
petrol	0,084* (0,049)	0,094* (0,057)	0,127** (0,063)	0,125** (0,062)
D2	0,134*** (0,018)	0,136*** (0,021)	0,154*** (0,025)	0,156*** (0,026)
D3	-0,130*** (0,016)	-0,117*** (0,013)	-0,127*** (0,018)	-0,126*** (0,018)
Outlier1	-0,190*** (0,020)	-0,189*** (0,004)	-0,184*** (0,036)	-0,186*** (0,036)
Outlier3	0,090** (0,009)	0,093*** (0,012)	0,099* (0,051)	0,096* (0,052)
Número observações	156	153	155	155
Teste de raiz unitária nos resíduos (m=0)	-10,2496***			

Notas:

1. Os desvios-padrão encontram-se reportados entre parêntesis.
2. Utilizou-se correção HAC no SOLS e DOLS. Considerou-se 1 *lead* e 1 *lag* para o DOLS.
3. Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.
4. Níveis críticos de Hatemi (2008): 10% (-7,705); 5% (-7,903); 1% (-8,353)

TABELA VII: ESTIMAÇÃO DA RELAÇÃO DE COINTEGRAÇÃO PARA O MODELO (3)

Modelo:	(3)			
Método de estimação:	SOLS	DOLS	FMOLS	CCR
Constante	1,569* (0,845)	0,202 (1,359)	-0,223 (0,857)	-0,386 (0,888)
fare	-0,650*** (0,103)	-0,720*** (0,135)	-0,816*** (0,097)	-0,846*** (0,099)
seats	0,274*** (0,090)	0,269* (0,144)	0,250*** (0,065)	0,235*** (0,074)
awgmed	0,432** (0,185)	0,501* (0,263)	0,601*** (0,161)	0,643*** (0,168)
touristsS	0,316*** (0,060)	0,409*** (0,075)	0,438*** (0,062)	0,453*** (0,065)
D2	0,078** (0,033)	0,069* (0,040)	0,088*** (0,025)	0,084*** (0,027)
D3	-0,136*** (0,020)	-0,137*** (0,011)	-0,150*** (0,020)	-0,150*** (0,020)
Outlier1	-0,171*** (0,012)	-0,201*** (0,004)	-0,165*** (0,036)	-0,160*** (0,037)
Outlier3	0,123*** (0,026)	0,161*** (0,019)	0,142*** (0,053)	0,155*** (0,055)
Outlier4	-0,159*** (0,022)	-0,135*** (0,010)	-0,112** (0,053)	-0,089 (0,057)
Número observações	156	153	155	155
Teste de raiz unitária nos resíduos (m=0)	-8,6148***			

Notas:

1. Os desvios-padrão encontram-se reportados entre parêntesis.
2. Utilizou-se correção HAC no SOLS e DOLS. Considerou-se 1 *lead* e 1 *lag* para o DOLS.
3. Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.
4. Níveis críticos de Hatemi (2008): 10% (-7,705); 5% (-7,903); 1% (-8,353)

TABELA VIII: ESTIMAÇÃO DOS MODELOS DE CORREÇÃO DE ERROS

Modelo:	ECM(1)	ECM(2)	ECM(3)
Constante	0,003 (0,002)	0,003 (0,002)	0,001 (0,002)
ΔpassengersS(-1)	-0,250*** (0,048)	-0,248*** (0,048)	-0,288*** (0,049)
Δseats	0,122*** (0,037)	0,141*** (0,038)	0,154*** (0,039)
Δpetrol	n.a.	0,142* (0,076)	n.a.
ΔUnemp	-0,024** (0,012)	-0,025** (0,011)	n.a.
Δseats(-1)	n.s.	n.s.	0,068* (0,040)
Δfare(-3)	-0,301* (0,166)	-0,321* (0,164)	n.s.
Resíduo(-1)	-0,414*** (0,084)	-0,427*** (0,080)	-0,257*** (0,069)
Outlier1	-0,284*** (0,021)	-0,287*** (0,021)	-0,284*** (0,022)
Outlier2	-0,122*** (0,021)	-0,120*** (0,021)	-0,097*** (0,022)
Outlier6	-0,108*** (0,029)	-0,112*** (0,029)	-0,095*** (0,030)
Número observações	152	152	154

Notas:

1. Os desvios-padrão encontram-se reportados entre parêntesis.
2. Níveis de significância: *10%, **5% e ***1%.