

Substituição das comunicações fixas e móveis: O caso Português

Patrícia Margarida de Oliveira Monteiro

Projeto submetido como requisito parcial para obtenção do grau de mestre em economia da
empresa e da concorrência

Orientador:

Professora Doutora Mónica Alexandra Vilar Ribeiro de Meireles, Prof. Auxiliar, ISCTE Business
School, Departamento de Economia

Co-orientador:

Professor Doutor Joaquim José dos Santos Ramalho, Prof. Catedrático, ISCTE Business School,
Departamento de Economia

Setembro, 2018

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus filhos o tempo que me concederam para a realização deste projeto. À Beatriz e à Teresa que muitas vezes me substituíram nas diferentes tarifas exigidas a uma mãe. Ao Nuno pelo incentivo, apoio e dedicação.

Aos amigos e família agradeço a compreensão pela ausência.

Às minhas chefias e colegas de trabalho, um agradecimento especial por compreenderem os desafios de ser simultaneamente estudante.

À ANACOM agradeço o apoio institucional prestado na obtenção de informação necessária à realização deste estudo.

À Professora Mónica Meireles agradeço a sua orientação, apoio e motivação. Um especial agradecimento ao Professor Joaquim Ramalho por todos os esclarecimentos prestados, que me ajudaram a ultrapassar os desafios do estudo econométrico. Aos dois agradeço a simpatia e todo o tempo que dispensaram para me ajudarem a realizar este projeto.

Obrigada!

ABSTRACT

The expansion of mobile communications and its impact on fixed communications are a fundamental question at sectorial regulation level, highlighting the importance of analysing the degree of substitution between them. This work estimates own-price and cross-price elasticities for fixed network access, fixed voice and mobile voice. The study uses quarterly time series data from 2004 to mid-2017 from the Portuguese market. In the fixed network access, both short-run (0.03) and long-run (0.06) cross-price elasticities are calculated. There is evidence of fixed-to-mobile substitution, albeit a very small one. The demand for this service is inelastic, suggesting that fixed-network access service is a relevant market by itself. A symmetric substitution relationship was found between fixed-call and mobile-call services. In the demand for fixed-call, a cross-price elasticity of 0.168 and 1.09, short and long-run, was estimated. In the demand for mobile calls, those coefficients were estimated at 0.204 and 0.160. The results indicate that fixed calls demand is elastic. The long-run own-elasticity of -1.33 exceeds the critical elasticity, suggesting a broader relevant market for the telephone services provided at a fixed location.

Keywords: fixed mobile substitution, telecommunications, regulation, market definition, SSNIP

JEL: L51, L96

RESUMO

A expansão das comunicações móveis e o seu impacto nas comunicações fixas é uma questão decisiva no âmbito da regulação setorial, relevando a importância de estudar o grau de substituíbilidade entre esses serviços. Este trabalho estima a elasticidade preço da procura e a elasticidade preço cruzada da procura para os serviços de acesso à rede fixa e para a procura de voz fixa e de voz móvel. Utiliza uma série temporal para o mercado português com dados trimestrais de 2004 a meados de 2017. No acesso à rede fixa foi estimada uma elasticidade preço cruzada da procura de 0,03 no curto prazo e de 0,06 no longo prazo, sugerindo uma relação de substituição, ainda que muito reduzida, entre os serviços de acesso às redes de comunicação. A procura deste serviço é inelástica, concluindo-se que o mercado relevante integra unicamente o serviço de acesso à rede fixa. Para os serviços de comunicações telefónicas os resultados sugerem a existência de uma relação de substituição simétrica entre as comunicações de voz fixa e voz móvel, com

elasticidade preço cruzada da procura no curto e longo prazo de 0,168 e de 1,09, na procura de chamadas fixas, e de 0,204 e de 0,160, na procura de chamadas móveis. A procura de chamadas fixas é elástica. A elasticidade preço da procura (-1,33) excede a elasticidade crítica e o mercado relevante dos serviços de comunicação de voz em local fixo deverá integrar igualmente os serviços de voz móvel.

Palavras-Chave: Substituibilidade fixo móvel, telecomunicações, regulação, definição de mercado, SSNIP

JEL: L51, L96

ÍNDICE

SUMÁRIO EXECUTIVO.....	1
INTRODUÇÃO	3
1. REVISÃO DA LITERATURA.....	6
1.1. Substituição fixo-móvel ao nível do acesso	8
1.2. Substituição fixo-móvel ao nível do tráfego de voz.....	16
2. ENQUADRAMENTO GERAL DOS SERVIÇOS DE COMUNICAÇÕES FIXAS E MÓVEIS EM PORTUGAL	20
2.1. Caraterização da utilização dos serviços de acesso	22
2.2. Caraterização da utilização dos serviços telefónicos.....	26
2.3. Caraterização da oferta	30
3. METODOLOGIA	36
3.1. Especificação do modelo econométrico – funções de procura.....	37
3.2. Definição de mercados relevantes	39
4. DADOS	45
5. RESULTADOS.....	50
5.1. Substituição fixo-móvel ao nível do acesso	55
5.2. Substituição fixo-móvel ao nível do tráfego de voz.....	57
5.3. Definição de mercado relevante	60
6. CONCLUSÕES.....	62
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	64
ANEXOS.....	69

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Quotas de mercado nos acessos móveis e fixos, em 2016	21
Gráfico 2 – Evolução dos acessos telefónicos fixos e móveis	22
Gráfico 3 – Distribuição dos acessos por rede	23
Gráfico 4 – Distribuição do tipo de acesso por família, em Portugal	25
Gráfico 5 – Número de subscritores de serviços em pacotes	26
Gráfico 6 – Distribuição de pacotes por tipo de configuração	26
Gráfico 7 – Tráfego de voz (em minutos)	27
Gráfico 8 – Distribuição do tráfego de voz por rede (em minutos)	28
Gráfico 9 – Evolução do tráfego de voz nacional <i>off-net</i> (em minutos)	29
Gráfico 10 – Evolução do tráfego de voz nacional <i>on-net</i> (em minutos)	29
Gráfico 11 – Evolução do tráfego de voz nacional	30
Gráfico 12 – Evolução das receitas individualizadas do SFT	32
Gráfico 13 – Evolução da distribuição das ofertas tarifárias com mensalidades indiferenciadas por destino da chamada	33
Gráfico 14 – Evolução do peso dos produtos tribais.....	34

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1- Evidência empírica relativa à SFM ao nível do acesso.....	11
Tabela 2 – Evidência empírica relativa à SFM ao nível do tráfego de voz.....	17
Tabela 3 – Definição das variáveis utilizadas	48
Tabela 4 – Estatísticas descritivas	49
Tabela 5 – Resultados dos testes ADF e DF-GLS às variáveis	51
Tabela 6 – Resultados do teste de cointegração	52

Tabela 7 – Resultados da regressão da procura de acessos em local fixo.....56

Tabela 8 – Resultados da regressão do tráfego de voz em minutos.....58

ÍNDICE DE ANEXOS

Tabela A1 – Escoatetudos empíricos sobre a SFM do tráfego do acesso - elasticidade preço cruzada da procura.....69

Tabela A2 – Estudos empíricos sobre a SFM do tráfego de voz70

Gráfico A1 – Representação gráfica da evolução das variáveis71

Tabela A3 – Testes modelo da procura de acessos fixas (1.º passo).....72

Tabela A4 – Testes modelo da procura de chamadas fixas (1.º passo).....73

Tabela A5 – Testes modelo da procura de chamadas móveis (1.º passo).....74

LISTA DE ABREVIATURAS

2SLS	Método dos mínimos quadrados ordinários em dois passos (<i>Two-stage least squares</i>)
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
ANACOM	Autoridade Nacional das Comunicações
BEREC	<i>Body of European Regulators for Electronic Communications</i> (Organismo de Reguladores Europeus de Comunicações Eletrónicas)
DF-GLS	<i>Modified Dickey-Fuller</i>
ECM	<i>Error-Correction Model</i>
UE	União Europeia
E.U.A.	Estados Unidos da América
EUROSTAT	Gabinete de Estatísticas da União Europeia
FF	Fixo-Fixo
FM	Fixo-Móvel
GLS	<i>Generalized Least Squares</i>
GSM	<i>Global System for Mobile Communications</i>
IHH	Índice <i>Herfindahl-Hirschman</i>
ITU	International Telecommunications Union
IVA	Imposto sobre o valor acrescentado
M2M	<i>Machine to machine</i>
MEO	MEO – Serviços de Comunicações e Multimédia, S.A.
MMF	Chamadas com origem nas redes móveis
NOS	NOS Comunicações, S.A.
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico

OLS	Método dos Mínimos Quadrados (<i>Ordinary Least Squares</i>)
SFM	Substituição fixo móvel
SSNIP	<i>Small but significant and non-transitory increase in price</i>
STF	Serviço telefónico em local fixo
STM	Serviço telefónico móvel
TMN	Telecomunicações Móveis Nacionais, S.A.
UE	União Europeia
VODAFONE	Vodafone Portugal - Comunicações Pessoais S.A.

SUMÁRIO EXECUTIVO

A introdução do serviço móvel transformou o paradigma da prestação dos serviços telefónicos, alargando o leque de opções à disposição dos consumidores para a satisfação das suas necessidades de comunicação. A coexistência de duas alternativas de comunicação, uma disponibilizada através da rede fixa e outra através da rede móvel, originou a questão de saber se a relação entre essas tecnologias é de complementaridade ou de substituição.

Nas primeiras etapas de difusão das comunicações móveis era expectável a existência de uma relação de complementaridade entre as redes móveis e as redes fixas. Contudo, a expansão das redes móveis induz gradualmente a substituição do serviço disponibilizado através das redes fixas.

O objetivo deste trabalho é efetuar um estudo sobre o tema da substituíbilidade entre os serviços fixos e móveis na indústria de comunicações eletrónicas, análise que assume particular relevância no âmbito da definição de mercados relevantes para efeitos de regulação. Deste modo, foi definido um duplo objetivo. Aferir sobre a existência de substituíbilidade da rede fixa pela rede móvel e, caso tal se verificar, averiguar se o grau de substituíbilidade existente é suficiente para que integrem o mesmo mercado relevante.

A relação de substituição ou de complementaridade entre bens é usualmente avaliada através da elasticidade preço cruzada da procura. Assim, foram especificadas funções da procura para o acesso à rede fixa e para os serviços telefónicos e estimadas elasticidades preço cruzada da procura para o mercado português.

No modelo de acesso à rede fixa foi estimada uma elasticidade preço cruzada da procura de 0,03 no curto prazo e de 0,06 no longo prazo. A existência de uma relação de substituição está em conformidade com os resultados obtidos nos estudos mais recentes, os publicados após 2010, sobre a temática, apesar de também existirem estudos, em menor número, que obtêm coeficientes negativos, ou seja, encontram uma relação de complementaridade.

Para os serviços de comunicações telefónicas foram estimadas duas funções da procura. No modelo da procura de chamadas na rede fixa, a elasticidade preço cruzada da procura foi estimada em 0,168 e 1,09, para o curto e longo prazo, respetivamente, confirmando a conclusão de substituição entre os dois serviços também encontrada noutros estudos. O modelo da procura de comunicações

telefónicas móveis os coeficientes obtidos para essa elasticidade foram de 0,204 e de 0,160, no curto e longo prazo, respetivamente. Estes resultados sugerem a existência de uma relação de substituição simétrica entre as comunicações de voz fixa e de voz móvel.

Os mercados relevantes definem-se pela intersecção do mercado do produto e do mercado geográfico. Estes são identificados avaliando o grau de substituíbilidade dos produtos, quer do lado da procura, quer da oferta e tendo, ainda, em consideração a concorrência potencial. Se o grau de substituíbilidade é reduzido os produtos não integram o mesmo mercado relevante; se, pelo contrário, são suficientemente substituíveis ou permutáveis são parte do mesmo mercado relevante. Como método para avaliar a existência de substituíbilidade, quer do lado da oferta, quer do lado da procura é usual o recurso ao teste do monopolista hipotético. Esta foi igualmente a abordagem seguida no presente trabalho.

A aplicação desta metodologia permite concluir que o mercado relevante do acesso à rede telefónica fixa num local fixo é constituído somente por esse serviço. Ao nível dos serviços de comunicação de voz, existe evidência de que um aumento de preço é não rentável, pelo que o serviço de voz fixa tem substitutos que devem ser integrados no mesmo mercado relevante. Assim, o mercado relevante dos serviços de comunicação de voz em local fixo deverá integrar igualmente os serviços de voz móvel.

INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é efetuar um estudo sobre o tema da substituíbilidade entre os serviços fixos e móveis na indústria de comunicações eletrónicas. O setor das comunicações está sujeito a regulação setorial. Nesse âmbito, a definição de mercados relevantes e, subsequentemente, a análise da substituíbilidade assume particular relevância.

Em Portugal, os mercados retalhistas e grossistas de acesso e de serviços telefónicos nas redes móveis não são, nem nunca foram, regulados, situação distinta da que ocorre nos mesmos mercados nas redes fixas. Esses mercados nas redes fixas foram regulados até 2014, tendo nesse ano sido eliminada a regulação retalhista, permanecendo, no entanto, a regulação grossista nas redes fixas. De notar que o regulador setorial – a Autoridade Nacional de Comunicações (ANACOM) – aprovou recentemente, a 14 de agosto de 2018, em projeto de decisão, a desregulação de um dos mercados grossistas com impacto nos serviços telefónicos. A aprovação desse projeto em decisão final terá como consequência a desregulação do mercado grossista de originação de chamadas na rede telefónica pública num local fixo e a aproximação do quadro regulatório para os serviços telefónicos fixos e móveis, onde permanecerão unicamente regulados os mercados de terminação de chamadas em redes fixas e os mercados de terminação de chamadas de voz em redes móveis.

No quadro regulatório europeu para as comunicações eletrónicas, também em 2014, foi publicada uma nova Recomendação da Comissão Europeia relativa aos mercados relevantes de produtos e serviços no setor das comunicações eletrónicas suscetíveis de regulamentação *ex-ante*.¹ Nesse contexto, nomeadamente no âmbito das notas explicativas, a Comissão conclui que:

“Fixed-mobile substitution sufficient to identify a single access market is not foreseen on a Union level for the forthcoming period covered by this Recommendation, but it is likely that more NRAs will indeed be able to conclude that such substitution exists in their national markets” (Comissão Europeia 2014a: 22).

Desta forma, entende-se oportuno e relevante a concretização de um estudo sobre a substituíbilidade fixo-móvel ao nível de Portugal, que permita aferir sobre a existência de

¹ Recomendação 2014/710/UE da Comissão, de 9 de outubro de 2014, relativa aos mercados relevantes de produtos e serviços no setor das comunicações eletrónicas suscetíveis de regulamentação *ex ante* em conformidade com a Diretiva 2002/21/CE do Parlamento Europeu e do Conselho relativa a um quadro regulamentar comum para as redes e serviços de comunicações eletrónicas.

substituibilidade da rede fixa pela rede móvel e, caso tal se verificar, averiguar se o grau de substituibilidade existente é suficiente para que esses serviços integrem o mesmo mercado relevante.

Este tipo de estudo, tanto quanto é do nosso conhecimento, não está disponível para o mercado português. O único estudo conhecido para o mercado nacional é de 2000, altura em que os serviços móveis estavam em plena expansão, logo longe da maturidade que atualmente os caracteriza. Barros e Cadima (2000) estudaram o impacto da difusão das redes móveis na expansão das redes fixas e teceram considerações sobre a substituição fixo-móvel (SFM). Assim, não só o cerne do estudo era distinto como a evolução do setor justifica uma nova abordagem à questão da substituibilidade dos serviços fixos e móveis.

Face ao exposto, o principal objetivo deste trabalho consiste em responder, para o mercado português, às seguintes questões: i) verificar a existência de substituibilidade da rede fixa pela rede móvel ao nível do acesso; ii) verificar a existência de substituibilidade da rede fixa pela rede móvel ao nível das comunicações de voz; iii) verificar se o grau de substituibilidade existente é suficiente para que exista um único mercado relevante de acesso para efeitos regulatórios; e iv) verificar se o grau de substituibilidade existente é suficiente para que os serviços de voz integrem o mesmo mercado relevante para efeitos regulatórios.

Neste sentido o presente trabalho será dividido em seis partes: a revisão da literatura, enquadramento geral dos serviços de comunicações fixas e móveis, a metodologia, os dados, os resultados e a conclusão.

O primeiro destes pontos consiste numa breve, mas detalhada compilação da literatura relevante sobre a temática em análise. Esse capítulo foi dividido em duas partes, sendo a primeira dedicada à substituibilidade dos serviços numa vertente de ligação/acesso aos serviços. Na segunda parte, o enfoque foi dado à substituibilidade dos serviços na vertente da sua utilização para realizar chamadas. Esta divisão foi mantida sempre que se justificou noutros capítulos do presente trabalho.

O enquadramento geral dos serviços procurou apresentar uma breve descrição da evolução da utilização destes serviços em Portugal.

Os três capítulos seguintes, metodologia, dados e resultados, descrevem a abordagem seguida no presente estudo empírico, desde a descrição da metodologia até ao resultado, passando pelos dados e método de estimação. Por fim, a última parte compreende as conclusões e as limitações do estudo, bem como pistas para investigação futura.

1. REVISÃO DA LITERATURA

A primeira chamada efetuada a partir de um telemóvel foi realizada em 1973. No final do séc. XX este aparelho fazia parte do nosso quotidiano. A coexistência de duas alternativas de comunicação, uma disponibilizada através da rede fixa e outra através da rede móvel, originou a questão de saber se a relação entre essas tecnologias é de complementaridade ou de substituição.

Em economia, em termos de procura, os bens podem ser complementares ou substitutos, ou não terem relação entre si. Os produtos são complementares se consumidos em conjunto e são substitutos quando um produto pode ser utilizado em detrimento do outro, ou seja, quando o aumento do preço de um bem origina o aumento da procura do outro bem. A elasticidade preço cruzada da procura permite avaliar a relação entre dois bens. Os bens são complementares quando a elasticidade preço cruzada da procura é negativa e substitutos quando essa elasticidade é positiva. A elasticidade preço cruzada da procura define-se como a variação percentual da quantidade de um bem face à variação de 1% no preço de outro bem, mantendo tudo o resto constante.

Na indústria de comunicações eletrónicas, nas primeiras etapas de difusão das comunicações móveis era expectável a existência de uma relação de complementaridade entre as redes móveis e as redes fixas. Os serviços móveis eram utilizados por um grupo restrito de utilizadores e apenas em certas circunstâncias. Os preços eram elevados e a qualidade de serviço e a cobertura das redes eram limitadas. A grande maioria das chamadas móveis era destinada ou tinha como origem as redes fixas. As redes móveis originavam um acréscimo do tráfego nas redes fixas e a relação entre as duas redes era assim de complementaridade.

Quando, ou a partir do momento em que, o desenvolvimento das redes móveis induz um declínio na utilização das redes fixas, a relação predominante é de substituição. Nestas circunstâncias, a penetração dos serviços móveis e a proporção de chamadas dentro dessas redes (chamadas *on-net*) ganham relevância.

Na literatura essa questão é abordada em estudos relativos à SFM. Porém, existem estudos com outros objetivos que abordam igualmente esta questão, podendo o fim do estudo ser tão diverso como a política fiscal ou o serviço universal.

A SFM é definida como a utilização de serviços móveis ao invés de serviços fixos para realizar chamadas ou para ter ligação aos serviços de comunicações eletrónicas (Albon, 2006; Vagliasindi *et al.*, 2006). Com o desenvolvimento de outro tipo de serviços oferecidos pelas redes de comunicações o estudo desta problemática foi alargado. Atualmente, a SFM ao nível do serviço de banda larga é igualmente analisada, vertente que ultrapassa, no entanto, os contornos do atual estudo.

A possibilidade da SFM ocorrer a dois níveis motivou Mao *et al.* (2008) a identificarem as diferenças nas tendências de SFM por tipo de economia. Analisaram o fenómeno nos países desenvolvidos e nas economias emergentes, para o período entre 1997 e 2004, e identificaram tendências díspares consoante o grau de maturidade das redes fixas. Nos países desenvolvidos, com redes fixas ubíquas e com taxas de penetração na rede fixa superiores a 100%, o número de acessos por 100 alojamentos, verificou uma tendência de substituição ao nível do tráfego. Enquanto em países emergentes, com taxas de penetração na rede fixa mais modestas, reflexo de menor capilaridade da rede, a tendência, então, observada era a substituição ao nível do acesso. Este estudo não analisa o caso português, nem é simples a sua classificação dentro dos grupos constituídos para análise. Portugal não apresentava, no período em análise, e também não apresenta atualmente, taxas de penetração fixa semelhantes às identificadas para os países desenvolvidos, mas também não é possível classificá-lo juntamente com os países da ASEAN (i.e. Association of Southeast Asian Nations) ou do BRIC (i.e., Brasil, Rússia, Índia e China), que apesar de terem taxas de penetração fixas mais próximas da portuguesa, estão situados em espaços económicos de contexto diverso, com políticas para as comunicações díspares.

Tendo em conta que a SFM pode ser analisada sobre dois prismas, o acesso e as chamadas, e que os resultados são díspares consoante o caso, a revisão da literatura seguirá esta divisão. Adicionalmente, tendo em consideração o duplo objetivo do presente estudo, (i) analisar o fenómeno da SFM e (ii) o seu impacto ao nível da definição de mercados relevantes para efeitos regulatórios, será igualmente desenvolvida essa matéria. Assim, o capítulo apresenta a seguinte estrutura: o ponto 1.1 expõe os principais estudos relativos à SFM ao nível do acesso e as suas conclusões relevantes para efeitos regulatórios e no ponto 1.2 será efetuada uma análise semelhante para a SFM ao nível das chamadas.

Não obstante, efetua-se, desde já, referência à diversidade de abordagens existentes para o estudo empírico desta problemática, que inclui quer o recurso a técnicas de modelos dinâmicos, quer a modelos de escolha discreta, utilizando dados em painel, *cross-section* ou séries temporais e analisando regiões, países específicos, ou áreas geográficas alargadas.

1.1. Substituição fixo-móvel ao nível do acesso

Um dos primeiros estudos, conhecidos, específicos sobre a SFM data de 2002. Sung e Lee (2002), na sequência de um trabalho prévio de Sung *et al.* (2000), estudaram a relação entre os serviços fixos e móveis. O objetivo era avaliar o impacto do crescimento das redes móveis nas redes fixas na Coreia do Sul. Tendo por base duas equações da procura – uma para novas ligações e outra para desativações – e dados em painel, relativos a oito províncias da Coreia, no período de 1991 a 1998, concluíram que o aumento de 1% no número de subscrições móveis resultava numa redução de 0,10% a 0,18% no número de novas ligações fixas e no aumento de 0,14% a 0,22% no número de desativações nas redes fixas, o que interpretaram como evidência de um efeito de substituição.

Existem, contudo, estudos anteriores ao de Sung e Lee (2002) que não tendo como objetivo estudar a SFM permitiram conclusões sobre o fenómeno.

Por exemplo, Barros e Cadima (2000) num estudo que estimava curvas de difusão (uma para os serviços fixos e outra para os móveis) analisaram precisamente o impacto das redes móveis na expansão das telecomunicações fixas. De acordo com estes autores, que utilizam dados relativos ao mercado português para o período de 1981 a 1999, o crescimento das redes móveis tinha impactos negativos na expansão das redes fixas e mediram esse impacto ao nível da taxa de penetração da rede fixa, que estimaram ser cerca de 10% mais baixa do que a que existiria num cenário de inexistência de redes móveis. O trabalho de Barros e Cadima (2000) procurou complementar o de Gruber e Verboven (2001a; 2001b) e de Gruber (2001). Estes analisavam o impacto das redes fixas na difusão das redes móveis.

Gruber e Verboven (2001b) verificaram que a dimensão das redes fixas influenciava negativamente a expansão dos serviços móveis. Tal, consideraram ser evidência de uma relação de substituíbilidade. O estudo analisava as determinantes da difusão das redes móveis em 15 países

da União Europeia (UE) para o período de 1992 a 1997. No entanto, os mesmos autores, num estudo sobre os efeitos das políticas governamentais na evolução das telecomunicações móveis (140 países, 1981-1997) encontraram evidências de complementaridade entre os dois serviços (Gruber e Verboven, 2001a). Gruber (2001) num estudo relativo à difusão dos serviços móveis nos países da Europa Central e do Leste (dados desde a adoção da tecnologia móvel até 1997) também concluiu pela existência de evidência de que essa relação era de complementaridade. Este autor salienta, no entanto, o papel das comunicações móveis na redução das listas de espera para obtenção de ligação às redes fixas (substituição tecnológica).

Todavia, Ahn e Lee (1999) foram possivelmente dos primeiros autores a concluir sobre a SFM. No seu estudo relativo à procura de serviços móveis, com dados publicados pelo Internacional Telecommunication Union (ITU) em 1998 (que se verificou serem relativos a 1996) considerando 64 países, concluíram que os acessos fixo e móvel eram complementares. Os resultados desse estudo apontavam para a existência de efeitos positivos do número de acessos fixos sobre o número de subscrições móveis, i.e. o desenvolvimento da procura de serviços móveis era positivamente influenciado pela existência de serviços fixos. Os autores não apresentaram uma justificação, mas tal resultado não será alheio ao momento do estudo. Numa fase inicial de adoção das redes móveis, estas eram utilizadas primordialmente para realizar chamadas para as redes fixas, pelo que a existência de um elevado número de clientes na rede fixa aumentava a utilidade dos consumidores móveis.

Em estudos específicos sobre a SFM, Hamilton (2003) e Garbacz e Thompson (2005) concluíram igualmente no sentido de existência de uma relação de complementaridade. Garbacz e Thompson (2007), num estudo posterior, encontraram em simultâneo relações de complementaridade e de substituíbilidade.

Hamilton (2003) centrou a sua análise em economias em desenvolvimento (países africanos) e concluiu que a procura de serviços fixos não era negativamente influenciada pela procura de serviços móveis. A autora salientou, contudo, que em diferentes estádios de desenvolvimento dos serviços móveis estes poderiam ser complementares ou substitutos dos fixos, tendo concluído que, no caso em estudo, a relação de complementaridade ultrapassava a de substituição. Ressalvou, no

entanto, que o aumento do número de subscritores nas redes móveis iria reforçar a relação de substituição entre os serviços.

Garbacz e Thompson (2005) também encontraram uma relação de complementaridade entre ambos os serviços. Estes autores ressaltam, no entanto, que nos países em desenvolvimento, para os dados mais recentes da sua amostra, existia evidência de uma mudança para uma relação de substituição entre os serviços. No estudo que publicaram mais tarde, Garbacz e Thompson (2007) procuraram estimar os efeitos dos preços cruzados na procura de serviços fixos e móveis. O modelo incluía uma equação da procura de serviços fixos para o segmento residencial e uma equação da procura de serviços móveis. Foram estimadas três versões do modelo. Em duas versões foram consideradas estimativas de preços para endereçar a questão da endogeneidade associada às estimativas de equações de procura. Os coeficientes negativos da variável preços móveis na equação da procura fixa foram considerados evidência de uma relação de complementaridade. Inversamente, os coeficientes positivos da variável preço da mensalidade fixa no modelo da procura móvel indicavam uma relação de substituição entre os serviços. Esta conclusão é interessante porque indica a existência de uma relação assimétrica entre os serviços. Hipótese, até esse momento, não explorada na literatura, mas que posteriormente foi recuperada noutros estudos. Barth e Heimeshoff (2014a) também encontraram evidência de substituição assimétrica, em que os serviços fixos são substituídos pelos móveis, mas o inverso não ocorre. Já Narayana (2010) concluiu que a relação da substituíbilidade era simétrica.

A conclusão a favor de uma relação de complementaridade parece, assim, estar associada ao período temporal analisado e conseqüentemente ao estágio de desenvolvimento das redes móveis. Até porque a generalidade dos estudos, nomeadamente os que utilizam dados mais recentes, mas também os mais antigos, parecem apontar para a existência de substituição entre os dois serviços (Sung e Lee, 2002; Rodini *et al.*, 2003; Madden e Coble-Neal, 2004; Jang *et al.*, 2005; Vagliasindi *et al.*, 2006; Narayana, 2010; Caves, 2011; Ward e Zheng, 2012; Barth e Heimeshoff, 2014a; Lange e Saric, 2016; Grzybowski e Verboven, 2016). Também Vogelsang (2010) numa análise abrangente aos estudos publicados concluiu que a evidência, até à data, sugeria um grau moderado de SFM. A Tabela 1 elenca os estudos empíricos e apresenta uma síntese das suas conclusões ao nível da complementaridade/substituição entre os dois serviços ao nível do acesso. A Tabela A1,

em anexo, sumariza as conclusões encontradas nos diferentes estudos, ao nível da elasticidade preço cruzada da procura.

Tabela 1- Evidência empírica relativa à SFM ao nível do acesso

ESTUDO	PAÍSES E DADOS	CONCLUSÕES
Ahn e Lee (1999)	64 países; 1996	Complementares
Barros e Cadima (2000)	Portugal; 1981-1998	Substitutos
Gruber e Verboven (2001b)	UE-15; 1992-1996	Substitutos
Gruber e Verbonen (2001a)	140 países; 1991-1998	Complementares
Gruber (2001)	9 países da Europa Central e do Leste; (início tecnologia móvel até 1997)	Complementares
Sung e Lee (2002)	Coreia do Sul; 1991-1997	Substitutos
Rodini <i>et al.</i> (2003)	U.S.A.; 2000 e 2001	Substitutos
Hamilton (2003)	23 países africanos; 1985-1997	Complementares
Madden e Coble-Neal (2004)	56 países; 1995-2000	Substitutos
Garbacz e Thompson (2005)	84 países; 1996-2001	Complementares
Jang <i>et al.</i> (2005)	28 OCDE + Tailândia; 1980-2001	Substitutos
Vagliasindi <i>et al.</i> (2006)	25 países Europa Central e de Leste; 2002	Substitutos
Garbacz e Thompson (2007)	53 países em desenvolvimento; 1996-2003	Subs/Compl.
Narayana (2010)	Índia (Karnataka); 2003	Substitutos
Caves (2011)	U.S.A.; 2001-2006	Substitutos
Briglauer <i>et al.</i> (2011)	Áustria; 2002-2007	Complementares*
Ward & Zheng (2012)	China; 1998-2006	Substitutos
Suárez e García-Mariñoso (2013)	Espanha; 2004-2008	Substitutos fracos
Barth e Heimeshoff (2014a)	UE-27; 2003-2008	Substitutos
Grzybowski e Verboven (2016)	UE-27; 2005-2010	Substitutos
Lange e Saric (2016)	UE-20; 2008-2010	Substitutos

* Variáveis não estatisticamente significativas.

Importa, no entanto, destacar que, entre os estudos mais recentes, dois não apontam para a existência de uma evidência clara de substituição entre o acesso fixo e móvel: Briglauer *et al.* (2011) e Suárez e García-Mariñoso (2013).

Briglauer *et al.* (2011) tendo como objetivo estudar a SFM centraram a sua análise no acesso residencial e formularam uma equação da procura de serviços telefónicos fixos usando um *error correction model* (ECM). Foi considerada uma série temporal com dados relativos à Áustria entre 2002 e 2007. A procura dos serviços foi considerada uma função dos preços do próprio serviço, do preço do serviço alternativo e do rendimento. A equação foi estimada por *ordinary least squares* (OLS) e por *two-stage least squares* (2SLS), solucionando a questão da endogeneidade associada

às estimativas de equações da procura. A elasticidade preço cruzada da procura estimada variou entre os -0.003 e -0.005 (consoante a versão do modelo) sugerindo uma relação de complementaridade. No entanto, os valores obtidos foram baixos, próximos de zero e não estatisticamente significativos.

Suárez e García-Mariñoso (2013) estudaram a SFM do acesso em Espanha com recurso a um modelo de escolha discreta e a dados em painel para o período 2004 a 2009. A decisão binária de ter acesso fixo *versus* não ter acesso fixo e em alternativa ter acesso móvel foi considerada no modelo como variável dependente. Para explicar as decisões das famílias foram formuladas hipóteses que foram testadas com recurso a modelos de regressão logística de efeitos fixos e aleatórios. Foram testados três grupos de hipóteses: gastos e preços relativos das chamadas; acesso à *Internet* em casa e a serviços móveis; e características sociodemográficas. De acordo com os resultados obtidos, os gastos em comunicações e os preços relativos das chamadas explicavam moderadamente as decisões das famílias. Contudo, os resultados indicaram também que a convergência de preços entre as redes e os gastos baixos na rede fixa aumentava a propensão para a substituição. O acesso à *Internet* em casa e a serviços móveis influenciavam significativamente a decisão de substituição das famílias. Não ter *Internet* em casa aumentava oito vezes a propensão para substituir o acesso fixo pelo móvel, enquanto ter acesso móvel aumentava essa propensão em mais de sete vezes. Os autores encontraram ainda evidência de que alojamentos com membros mais idosos tinham menor propensão para a substituição, enquanto agregados unipessoais, em particular entre os mais jovens, tinham maior propensão para a substituição. Eles concluíram que a SFM ao nível do acesso era baixa, em média 0,35% por trimestre.

Entre os estudos que encontram evidência de substituição, Rodini *et al.* (2003) concluíram que esta era modesta e que poderia ocorrer sobretudo ao nível da segunda linha (acesso fixo). Os autores analisaram o mercado dos U.S.A., em 2000 e 2001, recorrendo a dados de painel. Foi estimada uma elasticidade preço cruzada do acesso fixo na procura de acesso móvel positiva na ordem dos 0,18 (em 2000) e 0,13 (2001), enquanto a elasticidade preço cruzada do acesso móvel na procura de segunda linha foi estimada em cerca de 0,06 e 0,08. O estudo encontrou limitações de dados e os autores estimaram indiretamente a elasticidade preço cruzada da procura para variações dos preços dos serviços móveis na decisão de subscrever uma segunda linha fixa. Deste modo, referem

que com base na teoria da procura a elasticidade preço cruzada da variação dos preços móveis na procura de serviços fixos deverá assumir o mesmo sinal que a variação dos preços dos serviços fixos na procura de serviços móveis. Assim, considerando a equação de Slutsky estimaram o efeito da variação dos preços móveis na decisão de subscrição de serviços fixos (os 0,06 e 0,08 acima). Entende-se que a consideração deste pressuposto limita as conclusões do estudo, ao excluir a hipótese de substituição assimétrica, encontrada em estudos posteriores.

O mercado do E.U.A. foi também estudado por Caves (2011) que encontrou igualmente evidência de substituição. O seu estudo assentava num sistema de equações de procura, com uma equação para os serviços fixos e outra para os serviços móveis, utilizando dados em painel ao nível dos estados americanos, para o período de 2001-2007. O autor também estimou isoladamente a procura móvel. Nessa equação, estimada com recurso ao *2SLS*, que considera os preços como variáveis endógenas, encontrou uma elasticidade preço cruzada da procura positiva e estatisticamente significativa (0,69%). No sistema de equações foram estimadas elasticidades preço cruzadas da procura positivas e significativamente relevantes (Tabela A1, em anexo).

Ao nível dos estudos relativos a países específicos, para além dos E.U.A., da Coreia do Sul, de Portugal, da Áustria e da Espanha, acima mencionados, juntam-se ainda estudos relativos à China e à Índia. Ward e Zheng (2012) analisaram a realidade chinesa, com dados de 1998-2007, e concluíram que os acessos fixo e móvel eram substitutos. A mesma conclusão foi encontrada por Narayana (2010) para a Índia.

Os estudos que analisam o espaço da UE, de forma agregada, também parecem favorecer a conclusão de que existe uma relação de substituição entre os acessos fixo e móvel (Grzybowski e Verboven, 2016; Lange e Saric, 2016; Barth e Heimeshoff, 2014a). Lange e Saric (2016) e Barth e Heimeshoff (2014a) estimam equações da procura. Grzybowski e Verboven (2016) analisaram a temática numa perspetiva diferente. Estes procuraram analisar o impacto dos diferentes serviços e das suas complementaridades na SFM. Concluíram que a substituíbilidade do acesso fixo pelo móvel era elevada, mas que a complementaridade existente entre o acesso fixo e a banda larga abrandou o declínio do acesso fixo. Constataram, ainda, que a complementaridade oferecida pelo incumbente contribuía igualmente para desacelerar o processo de SFM. Este estudo corrobora os resultados previamente obtidos por Grzybowski (2014). Este autor investigou a SFM, igualmente

ao nível da UE, utilizando um modelo de escolha discreta, e concluiu que a *Internet* desacelerava o processo de SFM. Nesse estudo, concluiu igualmente que a expansão da banda larga móvel e do cabo acentuavam a tendência de substituição, i.e. contribuíam para a redução da proporção de utilizadores que dispunham em simultâneo dos dois tipos de acesso a favor do acesso único a redes móveis. Para o autor estas conclusões eram importantes porque demonstravam que os operadores poderiam influenciar a SFM através de ofertas em pacote (vulgo *bundles*).

Entre os contributos empíricos existem alguns, poucos, que concluem sobre a inclusão dos acessos fixo e móvel no mesmo mercado relevante. Esta matéria é de particular relevância para as entidades reguladoras e demais intervenientes no mercado. Os poucos estudos que abordam a temática nesta perspetiva não são unânimes nas conclusões. Briglauer *et al.* (2011), Suárez e García-Mariñoso (2013) e Barth e Heimeshoff (2014a) concluem que os acessos fixo e móvel não integram o mesmo mercado relevante. Por sua vez, Caves (2011), Ward e Zheng (2012) e Lange e Saric (2016) confrontam os resultados dos seus estudos com o impacto regulatório e tiram ilações contrárias, i.e. entenderam que a evidência obtida tem impactos diretos na prática regulatória, nuns casos ao nível da definição de mercados relevantes, noutros ao nível da avaliação de poder de mercado significativo.

Lange e Saric (2016:1015) defenderam claramente a definição de um mercado único para o acesso ao nível europeu: “*we find evidence in favor of joint market definition*” e a desregulação *ex-ante* do mercado. Os autores estudaram igualmente a substituição entre as redes fixas e os serviços de VoIP *managed* (serviço através do qual é possível efetuar e receber chamadas telefónicas de e para números de telefone através de uma rede de dados como a *Internet*) e concluíram que a substituíbilidade entre estes era fraca.

Ward e Zheng (2012) quantificaram a elasticidade preço da procura e a elasticidade preço cruzada da procura para os serviços fixos e móveis na China, com recurso a uma série temporal de 1998-2008. Obtiveram elasticidades preço cruzadas da procura de longo prazo de 0,36 (fixo) e 0,56 (móvel). Constataram que os resultados do seu estudo eram superiores aos de outros e interpretaram esse facto como evidência de um mercado único para efeitos de política regulatória. De notar que esta conclusão não é suportada pela aplicação consistente de uma metodologia de análise.

Por sua vez, Caves (2011) limita-se a concluir que os serviços móveis restringem a política de *pricing* dos operadores fixos e que os reguladores devem ter esse facto em consideração nas suas análises de poder de mercado significativo.

Briglauer *et al.* (2011), Suárez e García-Mariñoso (2013) e Barth e Heimeshoff (2014a) consideraram que a evidência empírica não suportava a conclusão de incluir no mesmo mercado relevante os acessos fixo e móvel.

Briglauer *et al.* (2011) estimaram uma elasticidade preço cruzada da procura negativa e próxima de zero. Com base nesse facto, e também em resultado da comparação do valor da elasticidade crítica da procura (conceito explicado no ponto 3.2) com o valor da elasticidade preço da procura (de -0,14 a -0,32, inferior em termos absolutos à elasticidade crítica mínima de 0,91), concluíram que o acesso móvel não substituiu o acesso fixo para o mercado residencial. Suárez e García-Mariñoso (2013) estimaram uma substituíbilidade fraca entre os serviços. Por sua vez, Barth e Heimeshoff (2014a) consideram que os dois tipos de acesso não integravam o mesmo mercado relevante, tendo por base a aplicação do teste SSNIP – *Small but significant and non-transitory increase in price* (teste abordado detalhadamente no ponto 3.2) –, nomeadamente através do uso da elasticidade crítica da procura, isto apesar de concluírem que existe evidência empírica de forte substituição das redes fixas pelas móveis. Os autores estimaram a elasticidade preço cruzada para a procura móvel (+0,19) e para a procura fixa (-0,0003), que entenderam ser evidência de substituíbilidade elevada. Estimaram também a elasticidade preço da procura fixa no longo prazo (-0,12) que compararam com a elasticidade crítica (-1,7) e face a esses resultados concluíram que os dois serviços não integravam o mesmo mercado. Para o cálculo da elasticidade crítica da procura estes autores recorreram à fórmula $\varepsilon = 1/(m_0 + t)$, seguindo a abordagem de Vogelsang (2010), onde m_0 é o índice de Lerner² para lucro zero, valor que retiraram de outro estudo, e o t representa o aumento de preços do teste SSNIP.

² O índice de Lerner é definido por $L_i = \frac{p_i - cmg_i}{p_i}$, onde p_i é o preço de mercado e cmg_i é o custo marginal. O índice varia entre 0 e 1, sendo zero indicativo de concorrência perfeita e 1 indicativo de monopólio.

1.2. Substituição fixo-móvel ao nível do tráfego de voz

Os contributos empíricos sobre a SFM ao nível do tráfego (chamadas) são menos comuns que os relativos ao acesso. São ainda menos frequentes os que relacionam as conclusões relativas à substituíbilidade com a definição de mercados relevantes.

Contudo, a evidência de substituíbilidade ao nível do tráfego é mais acentuada que ao nível do acesso (Vogelsang, 2010; Briglauer *et al.*, 2011). De facto, os estudos específicos sobre esta matéria são unânimes quanto à existência de evidência empírica de SFM ao nível do tráfego (ver Tabela 2).

Já conclusões sobre a existência de um mercado relevante único, i.e. um mercado que integre em simultâneo os serviços de voz fixa e voz móvel, são divergentes. Nesse sentido, sobre a existência de um mercado relevante único para as chamadas, concluem unicamente Briglauer *et al.* (2011) no seu estudo sobre o mercado austríaco entre 2002 e 2007. Por sua vez, Barth e Heimeshoff (2014b) analisaram esta questão para 16 países europeus, entre 2004 e 2010, e concluíram que o grau de substituíbilidade existente entre as chamadas fixas e móveis era insuficiente para que ambos os serviços integrassem o mesmo mercado relevante. Na mesma linha, concluíram Rhee e Park (2011) num estudo relativo à Coreia Sul.

A Tabela 2 apresenta uma síntese dos estudos sobre a SFM ao nível das chamadas. A Tabela A2, em anexo, apresenta de modo conciso as variáveis, os métodos e as principais conclusões dos estudos mais recentes que analisam a questão da substituíbilidade com o objetivo de identificar o mercado relevante para efeitos regulatórios.

Tabela 2 – Evidência empírica relativa à SFM ao nível do tráfego de voz

Autores	País/Período	Conclusão sobre SFM	Elasticidade preço da procura cruzada	Conclusão sobre mercado relevante
Maldoom e Horváth (2002)	Reino Unido 1999, 2000 e 2001	Substitutos	-	-
Sung (2003)	Coreia do Sul 1993-1997	Substitutos Chamadas móveis e chamadas fixas de longa distância (nos dois sentidos)	Procura chamadas fixas: 2,2%	-
Yoon e Song (2003)	Coreia do Sul 1998-2002*	Substitutos	Procura chamadas FF: 0,211 a 0,238 Procura chamada FM: 0,223 a 0,449	-
Ahn <i>et al.</i> (2004)	Coreia do Sul 1992-2002	Substitutos	-	-
Ingraham e Sidak (2004)	E.U.A. 1999-2002	Substitutos Chamadas móveis e chamadas fixas de longa distância	Procura chamadas móveis: 0,0219 preço chamada longa distância	-
Ward e Woroch (2004)	E.U.A. 1999-2001	Substituição moderada	Procura chamadas fixas: 0,13 a 0,33	Prematuro concluir que os serviços móveis condicionam o exercício de poder de mercado no segmento fixo.
Briglauer <i>et al.</i> (2011)	Áustria 2002-2007	Substitutos	Procura chamadas fixas: 0,171 (curto prazo) e 0,451 (longo prazo)	Pertencem ao mesmo mercado relevante
Rhee e Park (2011)	Coreia Sul 2007	-	-	Não
Karacuka <i>et al.</i> (2011)	Turquia 2002-2006	Substitutos Para consumidores que utilizam cartões pré-pagos	Procura tráfego <i>off-net</i> móvel: 0,256 Procura tráfego <i>off-net</i> pré-pago: 0,331 Procura tráfego <i>off-net</i> pós-pago: 0,169	-
Barth e Heimeshoff (2014b)	UE-16 2004-2010	Substitutos	Procura chamadas fixa: 0,13% (curto prazo) e 0,43% (longo prazo)	Não
Sobolewki e Kopczewski (2017)	Polónia 2015	Substitutos	-	-

* Os autores estimam o modelo com dados de 1997-2002 e com dados de 1998-2002. A conclusão de evidência de substituição foi obtida com as estimativas utilizando dados de 1998-2002.

Apesar de os estudos serem unânimes sobre a existência de efeitos de substituição entre chamadas fixas e móveis, Yoon e Song (2003) identificaram relações de complementaridade entre alguns tipos de chamadas. No seu estudo relativo à Coreia do Sul, entre 1997 e 2002, identificaram relações de complementaridade entre: (i) as chamadas fixo-fixo (FF) e fixo-móvel (FM) e (ii) as chamadas fixo-móvel (FM) e as chamadas com origem nas redes móveis (MMF). A substituição ocorria entre as chamadas FF e as chamadas MMF. Não sendo referido pelos autores, constata-se

que as relações de complementaridade ocorriam sobretudo ao nível das chamadas *off-net* (i.e., chamadas em que rede de origem é diferente da rede de destino). E entre as chamadas *on-net* (i.e., chamadas com origem e destino na mesma rede) a evidência parece suportar uma relação de substituição, não sendo possível concluir com exatidão uma vez que o estudo agrega as chamadas móvel-móvel e móvel-fixo. Os autores estimaram o modelo com dados a partir de 1998 para refletir o momento de introdução de concorrência nas redes móveis. Os resultados obtidos nas estimativas com dados de 1998-2002 indicavam uma relação de substituição entre as chamadas fixas e móveis. A procura de chamada FF variava em 0,21% com a variação de 1% no preço das chamadas MMF. Essa mesma variação tinha um impacto estimado superior nas chamadas FM (elasticidade preço cruzada da procura de 0,43-0,45), isto considerando os resultados dos modelos que tiveram em conta os impactos da política de liberalização.

Ward e Woroch (2004) estimaram que o impacto dos preços do serviço móvel no tráfego de voz fixa, no mercado norte-americano, entre 1999 e 2001, se situava entre os 0,13 e 0,33. Concluíram que as comunicações móveis eram um substituto moderado das comunicações fixas, mas entenderam que era prematuro inferir que os serviços móveis condicionavam o exercício de poder de mercado no segmento fixo. Karacuka *et al.* (2011) estudam o mercado móvel turco, usando modelos dinâmicos com dados de painel, e estimaram a elasticidade preço cruzada da procura móvel face aos preços das comunicações fixas entre os 0,17 e os 0,33 (ver Tabela 2 para detalhes sobre a elasticidade). Este estudo permitiu identificar diferenças na tendência de substituição entre o segmento pré-pago e pós-pago, abordagem inovadora face às anteriores. Os autores, concluíram que a procura no segmento pré-pago era mais sensível ao preço e a SFM neste segmento era superior. No segmento pós-pago a evidência de substituição encontrada foi menor.

Os resultados da experiência de preferência declarada efetuada por Sobolewski e Kopczewski (2017) na Polónia, em 2015, a 272 indivíduos, confirmam os resultados anteriores. Os serviços móveis de voz e também de dados substituem as comunicações dos serviços fixos. Este estudo que analisou a disponibilidade a pagar pelos serviços de comunicações concluiu que os serviços de voz fixa eram redundantes e obsoletos num contexto em que os utilizadores disponham de opções de tarifários para os serviços móveis em que as chamadas estavam incluídas nos planos de preços sem custos adicionais. De notar que os dados foram recolhidos por questionário disponibilizado na

Internet com recurso a uma plataforma desenvolvida pela Universidade de Varsóvia, o que limita a representatividade da amostra.

Entre os estudos que analisam a SFM num prisma de definição de mercado relevante, é de referir que o estudo de Barth e Heimeshoff (2014b) alicerçado numa função de procura, que teve por base o modelo Houthakker-Taylor, estimou que a procura de chamadas fixas era negativamente influenciada pelo aumento do preço dessas chamadas (coeficiente de -0,14) e diminuía 0,13% com a redução de 1% no preço das chamadas móveis. As elasticidades de longo prazo estimadas foram confrontadas com as elasticidades críticas do estudo de Briglauer *et al.* (2011) e de Vogelsang (2010). Os autores observaram que as elasticidades preço da procura de longo prazo eram inferiores ao limite crítico e concluíram pela inexistência de evidência que suportasse a inclusão destes serviços no mesmo mercado relevante. Também Rhee e Park (2011) num estudo ao mercado coreano, utilizando uma experiência de preferência declarada para definir o mercado relevante, concluíram pela existência de mercados relevantes separados para ambos os serviços.

Briglauer, *et al.* (2011) realizaram o único estudo que conclui que as chamadas fixas e móveis integram o mesmo mercado relevante. Os autores estimaram uma função de procura para os serviços de comunicações fixas no mercado austríaco, com uma série temporal com dados de 2002-2007. O estudo calculou uma elasticidade preço da procura de -0,926 e de -2,052, respetivamente no curto prazo e no longo prazo. A elasticidade preço cruzada da procura estimada foi de 0,171 e 0,451, também no curto prazo e no longo prazo. As elasticidades apresentadas foram estimadas num modelo que considerava unicamente preços móveis e fixos de chamadas, uma vez que no modelo que também considerava os preços do acesso os coeficientes obtidos não eram estatisticamente significativos. Posteriormente, os autores utilizaram o conceito de elasticidade crítica da procura para retirar ilações sobre o mercado relevante. Estimaram um intervalo entre -1,32 e -1,31 (para aumentos de preços de 5% e 10%) para a elasticidade crítica de procura, valores inferiores aos que estimaram para a elasticidade preço da procura de longo prazo, o que interpretaram como evidência de que as chamadas fixas e móveis integravam o mesmo mercado relevante.

2. ENQUADRAMENTO GERAL DOS SERVIÇOS DE COMUNICAÇÕES FIXAS E MÓVEIS EM PORTUGAL

Em Portugal, a 13 de janeiro de 1882, foi adjudicada à Edison Gower-Bell Telephone Company of Europe, Ltd a primeira concessão da exploração da rede telefónica. Nesse mesmo ano foi inaugurada, em abril, a rede telefónica de Lisboa e, em julho, do Porto (Rolo, 2009). Um século depois existiam 1,1 milhões de acessos e 137 mil pedidos em lista de espera (ITU, 2017).

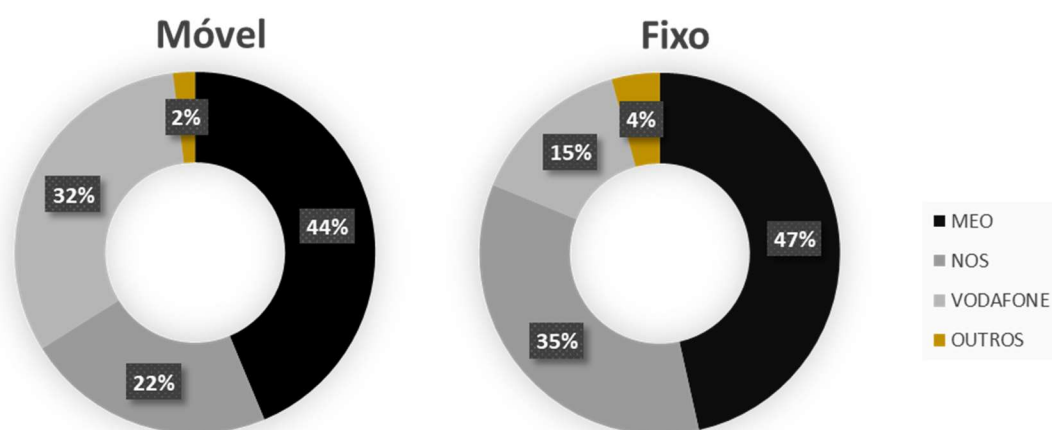
O lançamento do serviço móvel terrestre em Portugal ocorreu em 1989, através dos CTT/TLP (Correios de Portugal, S.A. e Telefones de Lisboa e Porto), que mais tarde, em 1991, resultaria na constituição da empresa TMN (Telecomunicações Móveis Nacionais, S.A., atual MEO – Serviços de Comunicações e Multimédia, S.A., empresa do Grupo Altice). Este serviço era suportado na tecnologia analógica (primeira geração – 1G) e no final do ano contava com cerca de 2.800 assinantes. No início da década de 90, em 1991, era atribuída a primeira licença em tecnologia de segunda geração (2G) – *Global System for Mobile Communications* (GSM) – à Telecel (Telecel – Comunicações Pessoais, SA, atual Vodafone Portugal – Comunicações Pessoais S.A.). Em 1992, iniciava-se a exploração dos serviços móveis na rede GSM. Nesse mesmo ano, a 17 de maio, no dia mundial das telecomunicações, foi feita, em Portugal, a primeira chamada GSM. Em 1997, foi atribuída uma terceira licença à Optimus (Optimus Telecomunicações, S.A., atual NOS – Comunicações S.A.) (ANACOM, 2018; Rolo, 2009).

Os operadores de rede móvel atualmente presentes no mercado tiveram a sua origem nesses prestadores: a MEO (anterior TMN), a Vodafone (anterior Telecel) e a NOS (anterior Optimus). Existiu ainda uma quarta licença de operador móvel, a OniWay (Oniway – Informações, S.A.), projeto que, no entanto, não vingou no mercado. Para além dos operadores de rede móveis existem operadores móveis virtuais que oferecem serviços móveis aos consumidores, comumente designados por *Mobile Virtual Network Operator* (MVNO). Estes operadores utilizam a infraestrutura de um operador de rede móvel com o qual tenham estabelecido contrato para prestar serviços no mercado retalhista de comunicações móveis.

A prestação de serviços telefónicos num local fixo (STF) foi liberalizada a 1 de janeiro de 2000. Até esse momento a prestação de STF era exclusivamente prestada pela então PT Comunicações,

S.A. (atual MEO). Atualmente existem vários operadores presentes nesse mercado. Os três com presença mais significativa – MEO, Vodafone e NOS – são operadores verticalmente integrados que oferecem em simultâneo serviços na rede fixa e na rede móvel. O Gráfico 1, abaixo, apresenta as quotas de mercado destes operadores na rede fixa e móvel, medida em termos de acessos. No final de 2016, a MEO era o operador com presença mais significativa em ambos os mercados, com uma quota de 47% no mercado fixo e de 44% no mercado móvel. A VODAFONE ocupava a segunda posição no mercado móvel, com uma quota de mercado de 32%, e era o terceiro *player* no mercado fixo com uma quota de 15%. A NOS era o segundo maior prestador de acessos no mercado fixo, com uma quota de 35% e o terceiro prestador no mercado móvel de acessos, com uma quota de 22%. Os restantes operadores tinham uma presença reduzida no mercado.

Gráfico 1 – Quotas de mercado nos acessos móveis e fixos, em 2016



Nota: Nos acessos móveis considerou-se as estações móveis / equipamentos de utilizador de planos pós-pagos, pré-pagos e híbridos com utilização efetiva, excluindo placas/modem para acesso à *Internet* e estações móveis afetas a comunicações M2M. Nos acessos fixos considerou-se os acessos principais. As quotas de mercado da NOS incluem os valores da NOS Comunicação, da NOS Madeira e da NOS Açores.

Fonte: ANACOM (2017c, 2017d).

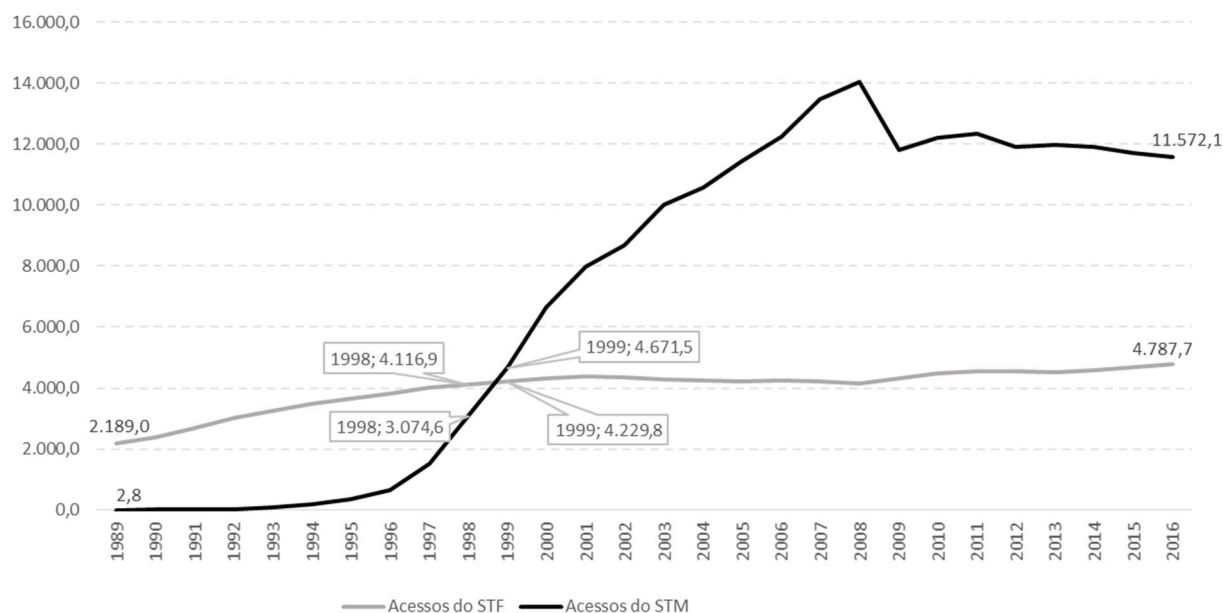
Tendo em consideração o assunto em estudo – a substituição das comunicações fixas e móveis – será efetuada, nos pontos seguintes, a caracterização da evolução da utilização destes serviços em Portugal. Tendo em conta que a substituição dos serviços pode ocorrer ao nível do acesso ao serviço e/ou ao nível da sua utilização, a caracterização dos serviços também atenderá a esta diferenciação.

2.1. Caracterização da utilização dos serviços de acesso

Para aceder aos serviços de comunicações eletrónicas os utilizadores podem adquirir uma ligação a um acesso fixo ou a um acesso móvel, ou podem optar por subscrever em simultâneo os dois tipos de serviços. Estes serviços permitem aos utilizadores finais efetuar e receber chamadas, bem como utilizar outros serviços, como sejam o acesso à *Internet* ou o acesso à televisão por subscrição.

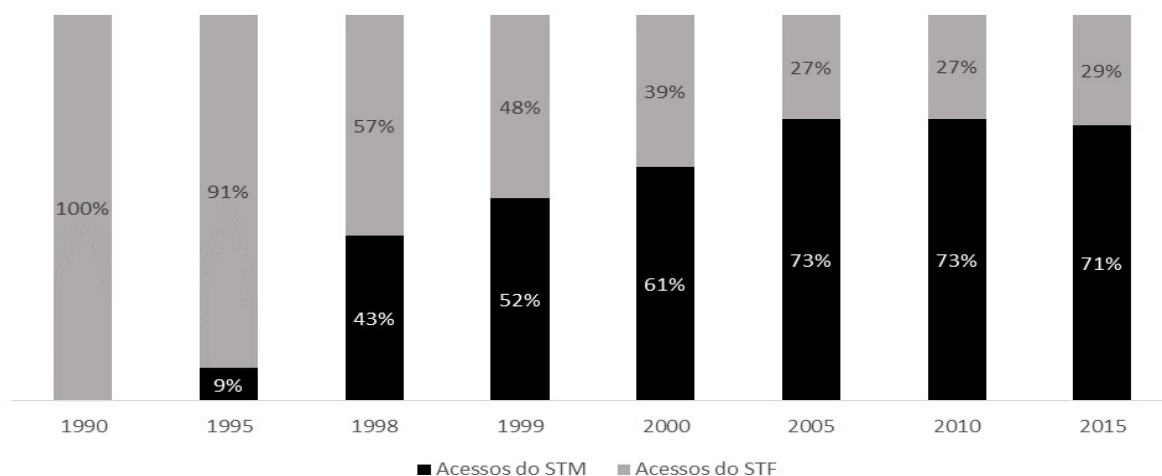
Em Portugal, o número de acessos móveis ultrapassa, em muito, o número de acessos fixos (ver Gráfico 2). O número de acessos móveis ultrapassou o número de acessos fixos em 1999. No final da década de 90 a evolução do número de acessos móveis registou um crescimento fenomenal, com taxas de crescimento anuais próximas dos 100%. Nos anos 1997 e 1998 o crescimento foi mesmo superior a 100%. Nos anos seguintes, continuou a registar-se um crescimento sistemático, que foi interrompido somente em 2009. Em simultâneo com o aumento do número de acessos móveis, a proporção destes acessos no total de acessos seguiu igualmente uma trajetória ascendente até 2005, a partir desse ano essa proporção é relativamente estável (ver Gráfico 3).

Gráfico 2 – Evolução dos acessos telefónicos fixos e móveis



Unidades: milhares de acessos.

Fonte: ITU (2017).

Gráfico 3 – Distribuição dos acessos por rede

Fonte: Elaboração própria com base em dados da ITU (2017).

A evolução no número de acessos móveis não será alheia à descida de preços nas redes móveis (equipamentos terminais e chamadas), ao aumento da cobertura das redes e à melhoria da qualidade deste serviço. Acresce que, na década de 90, a instalação de serviços de acesso ao telefone fixo tinha listas de espera – no final de 1989 existiam 141.098 pedidos em espera e 10 anos depois somente 25.608 (ITU, 2017) – facto que poderá ter influenciado a evolução da procura de serviços móveis. A importância dos serviços móveis no contexto de listas de espera para instalação dos serviços fixo foi abordada na literatura. Por exemplo, Gruber (2001) no seu estudo sobre a difusão dos serviços móveis na Europa Central e de Leste concluiu que os serviços móveis contribuíam para solucionar as ineficiências do setor de comunicação fixo. No seu modelo a variável lista de espera explicava de modo significativo a difusão dos serviços móveis. Na mesma linha concluiu Mingos (1999). É, igualmente, necessário ter em consideração que o serviço móvel é de consumo pessoal, enquanto o acesso fixo é de consumo conjunto. Na generalidade dos casos, um acesso fixo é suficiente para satisfazer as necessidades de um mesmo agregado familiar.

É também possível constatar que apesar do acréscimo da relevância das comunicações móveis, evidenciada pela crescente proporção destes acessos no total de acessos, o número de acessos fixos não apresenta uma tendência decrescente, antes pelo contrário. Conforme resulta dos dados apresentados no Gráfico 2 os acessos fixos, assim como os móveis, apresentam uma tendência

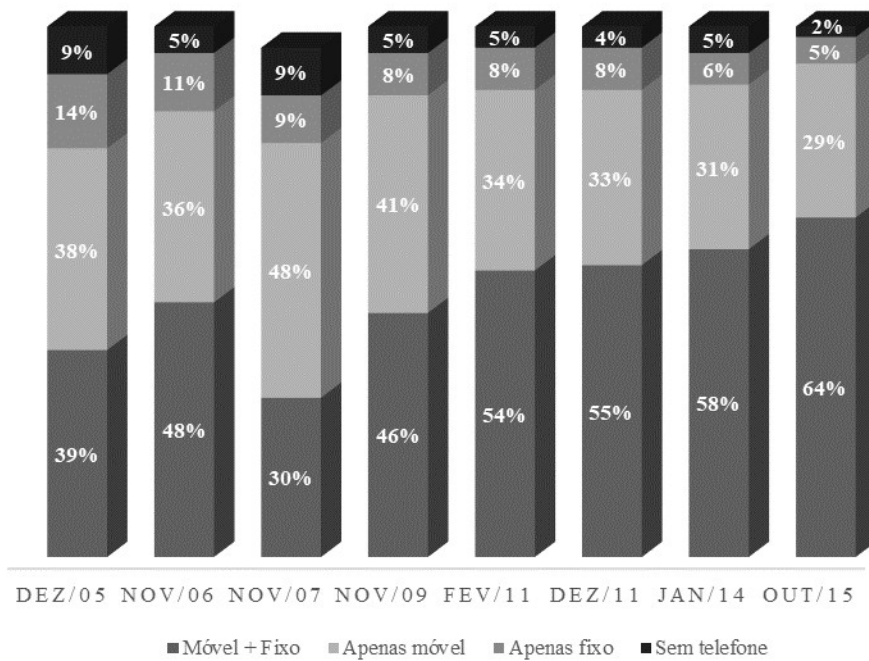
crescente, o que pode ser interpretado como evidência de não substituição entre os serviços de acesso às redes de comunicações eletrónicas.

De facto, os acessos fixos também têm apresentado uma tendência de crescimento, mais modesto que o crescimento dos acessos móveis, mas, ainda assim, com taxas de crescimento anuais de uma casa decimal. A tendência de crescimento desses acessos foi interrompida em 2002. Após essa data as flutuações anuais no número de acessos são inconstantes, nalguns anos o número de acessos aumenta, noutros diminui. É, no entanto, incontestável que o atual número de acessos fixos é superior aos valores registados em anos anteriores, i.e., o número de acessos na rede fixa está no seu valor máximo. Mais, uma vez, tal poderá ser interpretado como evidência de não substituição de um acesso fixo por um acesso móvel.

Esta informação não permite, no entanto, concluir sobre se os acessos móveis condicionam, ou não, a evolução do número de acesso fixos, ou vice-versa. Os consumidores podem não substituir fisicamente um acesso fixo por um móvel, mas podem subscrever um acesso móvel em detrimento de um fixo, algo que a informação apresentada no Gráfico 2 não permite avaliar.

No entanto, a informação recolhida pela Comissão Europeia, através de inquéritos às famílias, permite verificar que a percentagem de famílias com os dois tipos de acesso tem aumentado ao longo dos anos, diminuindo em simultâneo o número de famílias que possui unicamente um tipo de acesso ou nenhum tipo de acesso (ver Gráfico 4). Com base nesta informação é possível inferir que as famílias não estarão a substituir um acesso fixo por um móvel, estarão sim a contratar os dois tipos de acessos. Tal demonstra, uma vez mais, a não substituição de um acesso fixo por um acesso móvel ou vice-versa. De notar que, em 2007, a percentagem de famílias que possuía unicamente acesso móvel estava próxima dos 50%. A partir desse ano, as famílias com os dois tipos de acesso têm vindo a aumentar. Esta evolução é possivelmente explicada pela evolução da oferta que tem apostado na venda de serviços em pacote. Algo que Grzybowski (2014) apontou como um caminho para desacelerar a SFM.

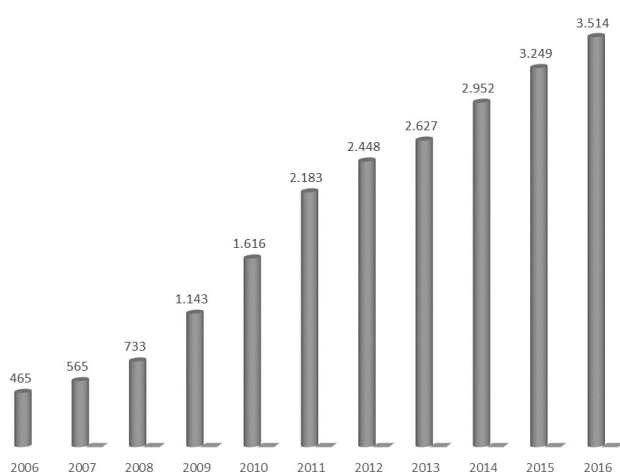
Gráfico 4 – Distribuição do tipo de acesso por família, em Portugal



Fonte: Comissão Europeia (2006, 2007, 2008, 2010, 2011, 2012, 2014b, 2016).

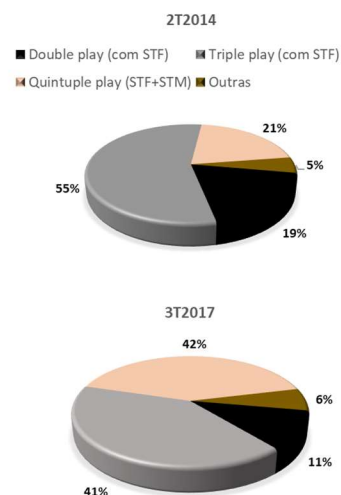
De facto, o número de utilizadores finais que subscreve serviços de comunicações em pacotes tem vindo a aumentar (ver Gráfico 5), sendo que muitos desses pacotes incluem o STF e, mais recentemente, com acréscimo de relevância, também o STM (ver Gráfico 6).

Gráfico 5 – Número de subscritores de serviços em pacotes



Unidade: milhares de subscritores.
 Fonte: ANACOM (2017a).

Gráfico 6 – Distribuição de pacotes por tipo de configuração



Fonte: ANACOM (2017b).

Resumidamente, é possível concluir que o número de acessos aos serviços de comunicações eletrónicas tem vindo a aumentar, quer ao nível do acesso a serviços de comunicações fixas quer ao nível de acessos ao serviço de comunicações móveis.

O ponto seguinte irá analisar a evolução dos serviços telefónicos prestados na plataforma de comunicações fixas e móveis.

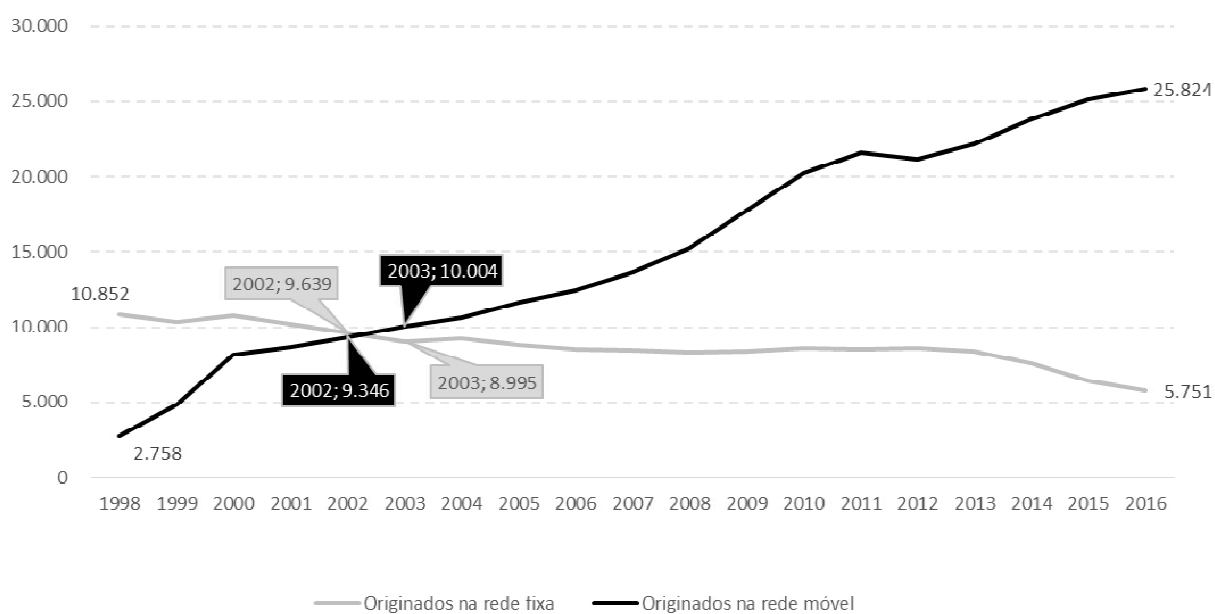
2.2. Caracterização da utilização dos serviços telefónicos

Historicamente, os serviços disponibilizados em acessos fixos e móveis eram chamadas telefónicas. Os utilizadores podiam efetuar ou receber chamadas. Inicialmente, nas redes fixas existiam chamadas locais, regionais, nacionais ou internacionais, mais tarde surgiram as chamadas para as redes móveis. Em termos semelhantes, as chamadas originadas nas redes móveis podem ter como destino um número móvel, um número fixo ou um número estrangeiro. A estas acrescem as chamadas para números não geográficos que suportam serviços especiais (e.g. 112, 760, etc.). Nas redes móveis, a distinção entre chamadas para a própria rede móvel ou para outras redes móveis assume ainda um carácter relevante, aspeto que, no entanto, não será aqui abordado e que tem vindo

a perder a sua relevância no contexto dos tarifários *all-net* (todas as redes). Aos diferentes tipos de chamadas correspondiam, e em alguns casos ainda correspondem, tarifários diferenciados (matéria abordada no subcapítulo 2.3).

O tráfego originado na rede móvel superou o tráfego originado na rede fixa em 2005 (ANACOM, 2006a). De notar que esse tráfego inclui serviços de voz e de dados, nomeadamente SMS (*Short Message Service*) e *Internet*. Contudo, dois anos antes, em 2003, o tráfego de voz móvel já ultrapassava o tráfego de voz fixa (ver Gráfico 7). Nas últimas duas décadas, o tráfego de voz originado nas redes fixas decresceu quase todos os anos. O inverso é observável no tráfego de voz originado nas redes móveis que, com exceção do ano 2012, apresentou em todos os anos um crescimento anual. Atualmente, o tráfego de voz originado nas redes móveis supera quatro vezes o tráfego de voz originado nas redes fixas. Ao longo dos últimos anos a proporção de tráfego de voz originado na rede fixa no total de tráfego de voz foi decrescendo, inversamente a percentagem de minutos originados na rede móvel no total de tráfego de voz foi aumentando (ver Gráfico 8).

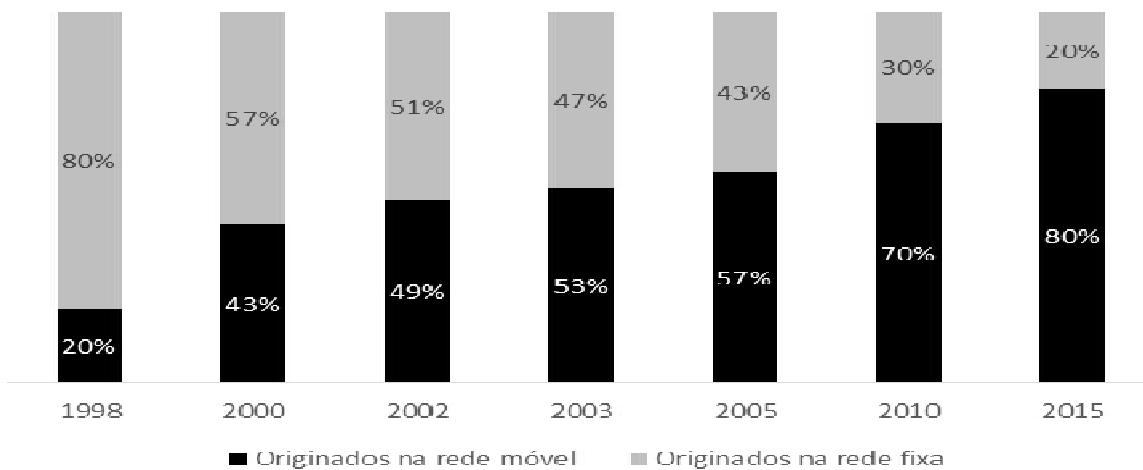
Gráfico 7 – Tráfego de voz (em minutos)



Unidade: milhões de minutos.

Fonte: ANACOM (1999, 2001, 2017c, 2017d).

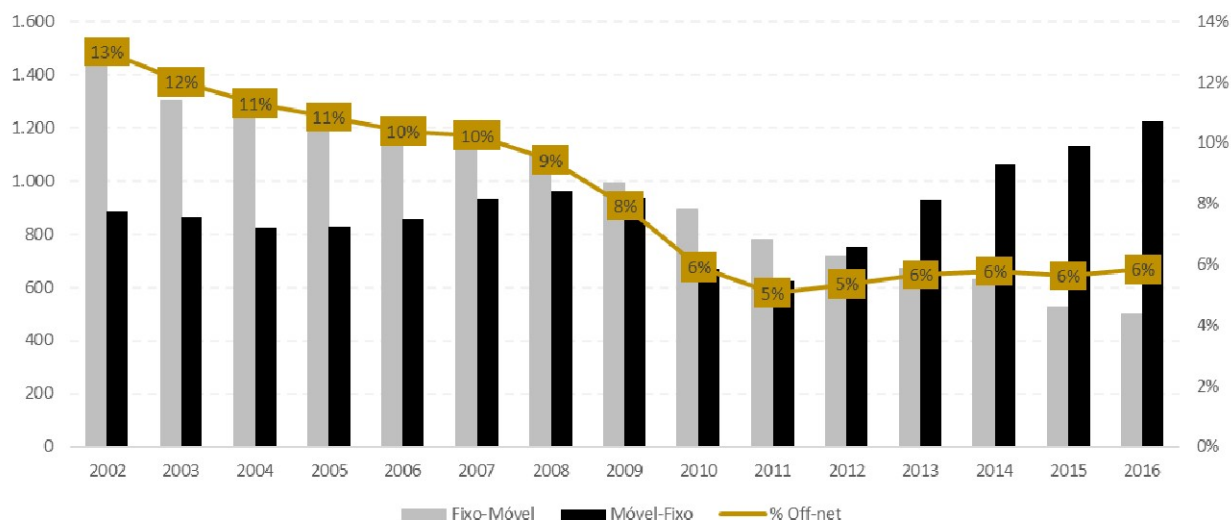
Gráfico 8 – Distribuição do tráfego de voz por rede (em minutos)



Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANACOM (1999, 2001, 2017c, 2017d).

Tendo em consideração a temática em análise – substituição das chamadas fixas e móveis – é relevante notar que as chamadas *off-net* (chamadas originadas na fixa e terminadas na rede móvel e vice-versa) se caracterizam por uma relação de complementaridade, isto porque implicam o consumo simultâneo de recursos da rede fixa e móvel. Em termos de tráfego estas chamadas representam uma pequena percentagem do tráfego nacional de voz (ver Gráfico 9). De relevar que o tráfego originado nas redes fixas e terminado nas redes móveis apresenta uma tendência decrescente pelo menos desde 2002, enquanto o tráfego com origem nas redes móveis e terminado nas redes fixas tem vindo a aumentar desde 2011.

Gráfico 9 – Evolução do tráfego de voz nacional *off-net* (em minutos)

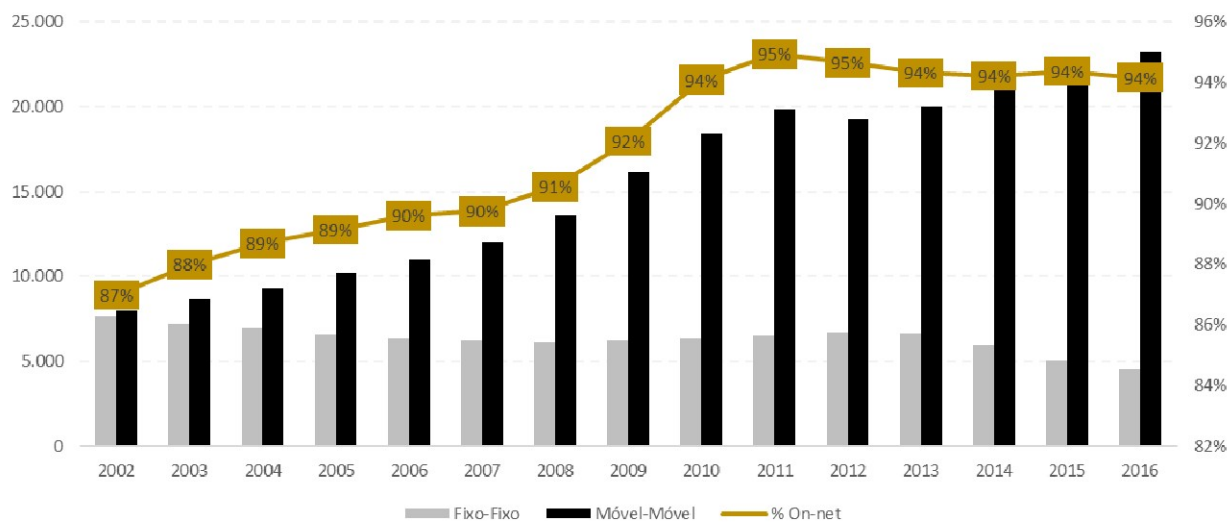


Unidade: milhões de minutos.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANACOM (2017d, 2017c).

A proporção de tráfego cursado dentro da mesma rede apresentou uma tendência crescente até 2011, registando-se a partir desse ano uma certa estabilidade na proporção de tráfego que é efetuado dentro da mesma rede. Atualmente cerca de 94% do tráfego de voz nacional é cursado dentro da mesma rede (ver Gráfico 10).

Gráfico 10 – Evolução do tráfego de voz nacional *on-net* (em minutos)

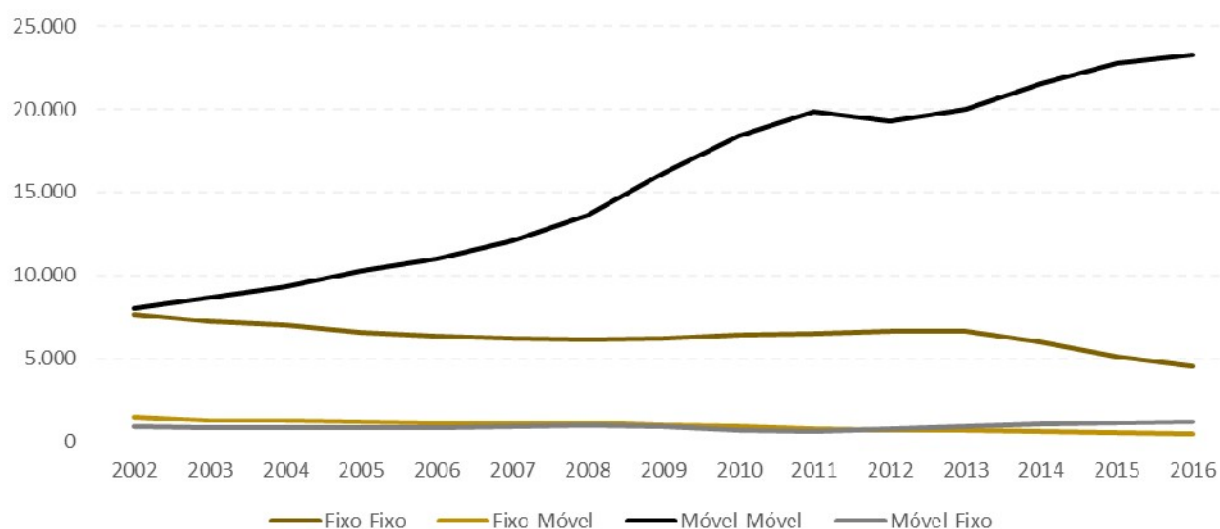


Unidade: milhões de minutos.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANACOM (2017d, 2017c).

Em suma, é possível constatar que o tráfego de voz nacional tem aumentado. Esta tendência é impulsionada pelo acréscimo do tráfego com origem nas redes móveis que regista um aumento anual na generalidade dos anos. O tráfego originado nas redes fixas tem vindo a diminuir de forma consecutiva, quer ao nível do tráfego cursado dentro dessa rede, quer ao nível do tráfego com origem nessa rede e destino à rede móvel. É ainda possível concluir que o tráfego de voz *off-net* (fixo-móvel ou móvel-fixo) representa uma pequena parcela da totalidade do tráfego nacional de voz (ver Gráfico 11).

Gráfico 11 – Evolução do tráfego de voz nacional



Unidade: milhões de minutos.

Fonte: ANACOM (2017d, 2017c).

2.3. Caracterização da oferta

Tradicionalmente, o acesso (ligação) à rede de comunicação fixa e os serviços telefónicos (chamadas) eram comercializados em conjunto. Em termos tarifários era habitual a prática de tarifas de duas partes, i.e. era definido um valor fixo pelo acesso e um valor variável em função das unidades consumidas. Assim, pelo serviço de acesso eram cobrados um valor único de instalação e uma assinatura mensal e o valor a pagar pelas chamadas era uma função das unidades consumidas. Os tarifários das chamadas distinguem o tipo – local, regional, nacional ou internacional – e o horário das chamadas – normal e económico.

A partir de 2006, a estrutura tarifária do serviço fixo começa a sofrer alterações e novos tipos de tarifários surgem no mercado. A componente do acesso e utilização (chamadas) começaram a ser faturadas em pacote, quer através de preços de acesso que incluíam consumo de chamadas, quer pela eliminação de um preço de acesso, passando os preços de utilização a subsidiar o acesso. Simultaneamente, os tarifários tradicionais eliminavam progressivamente a distinção entre o tipo de chamadas e as diferenças horárias. Por essa altura, surgiram igualmente os planos de preços opcionais, que constituíam numa oferta de pacotes de serviços telefónicos (chamadas) a preços diferenciados. Um exemplo destas ofertas foi o PT Noites, que incluía tráfego ilimitado no período noites mediante uma mensalidade de €3,90, incluindo IVA (ANACOM, 2006b).

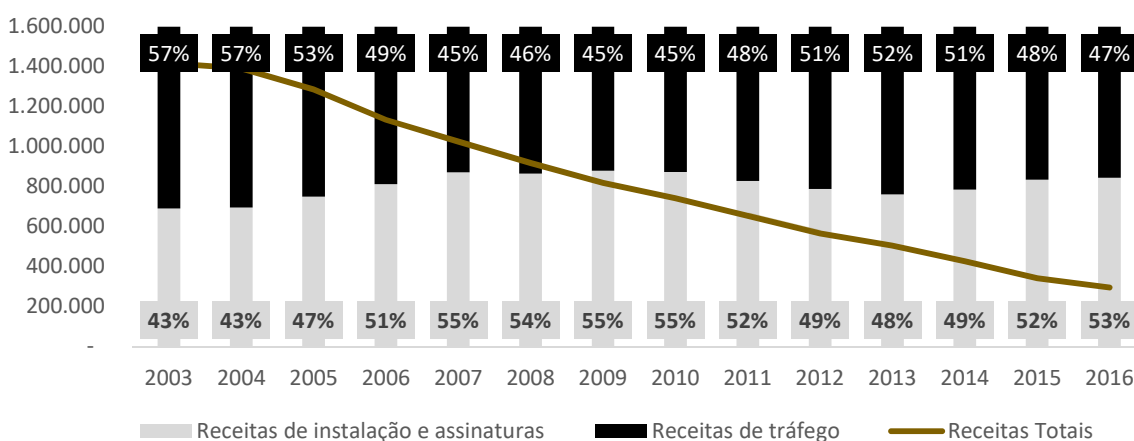
A oferta de pacotes *multiple-play* esteve também associada a essas alterações tarifárias. As ofertas *multiple-play* caracterizam-se pela contratação conjunta de um grupo de serviços, que podem incluir o STF, a banda larga fixa, a televisão por subscrição, o STM e a banda larga móvel. Estas ofertas incluem dois ou mais serviços e caracterizam-se pela existência de tarifário integrado e uma fatura única, não sendo possível dissociar o preço de cada componente de serviço que integra o pacote. O tráfego de voz nacional e internacional para redes fixas está frequentemente incluído, dentro de uma política de utilização razoável, sendo faturado unicamente se ultrapassado o limite de utilização definido nessa política. O tráfego de voz das redes fixas para as redes móveis por norma não está incluído na oferta em pacote, sendo faturado de acordo com um tarifário específico.

A título de exemplo, o atual tarifário da Vodafone (fevereiro de 2018) para a voz fixa consiste em chamadas a 0 cêntimos para a rede fixa nacional, com um limite de 3000 minutos mensais, e para rede fixa internacional de 31 países, neste último caso unicamente para o período horário entre as 21 e as 9 horas dos dias úteis e 24 horas nos fins-de-semana e feriados, com um limite de 1000 minutos mensais. As chamadas originadas nas redes fixas com destino às redes móveis têm um preço de 17 cêntimos de euro por minuto para a rede Vodafone e 36 cêntimos de euro por minuto para as restantes redes móveis nacionais, faturadas em períodos de 10 segundos, após o primeiro minuto, valores com IVA (VODAFONE, 2018).

De acordo com os dados do Barómetro de Telecomunicações da *Marktest*, em 2016 a generalidade dos clientes do STF adquiriu este serviço num pacote – 78,5% dos agregados familiares com STF (ANACOM, 2017a).

A evolução da estrutura da oferta – acréscimo de STF comercializado em ofertas de pacote com tarifários integrados – teve como consequência uma alteração da estrutura das receitas dos operadores, que se concretizou no decréscimo das receitas do serviço fixo de telefone prestado de forma individualizada. O Gráfico 12 evidencia a tendência decrescente das receitas associadas ao STF. De notar que nos anos mais recentes a estrutura destas receitas é relativamente estável, com as receitas de instalação e mensalidade do acesso a representarem 49% a 53% e as receitas de tráfego 47% a 53% do total das receitas.

Gráfico 12 – Evolução das receitas individualizadas do SFT

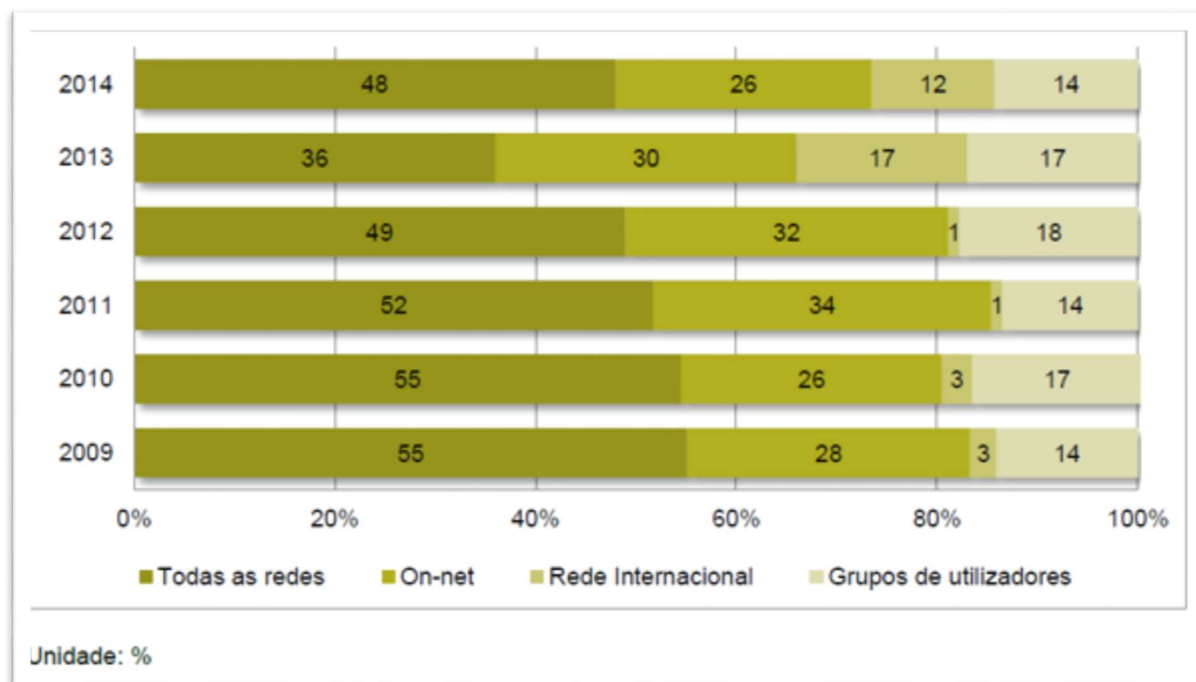


Fonte: Elaboração própria com base em dados da ANACOM (2017a).

Unidade: 10³ euros.

Nota: Em 2011, a ANACOM alterou o critério de contabilização das receitas retalhistas. A partir desse ano se o serviço for oferecido num pacote de serviços a receita é contabilizada como receita de pacote e não do serviço em si.

A oferta de serviços de comunicações móveis em Portugal começou por apresentar uma multiplicidade de planos tarifários (ver Gráfico 13). Os preços variavam consoante o horário e o destino da chamada. As chamadas com destino à própria rede móvel tinham preços normalmente inferiores aos de chamadas para outras redes móveis nacionais, que por sua vez era distintos dos preços das chamadas com destino à rede fixa nacional. Os preços para as redes internacionais eram igualmente diferenciados, por país, horário e tipo de rede de destino. Alguns tarifários tinham definidos preços por utilização (por minuto, ao segundo ou frações de tempo), outros, tarifas planas (um valor mensal que incluía acesso e utilização), ou ainda uma combinação das duas modalidades.

Gráfico 13 – Evolução da distribuição das ofertas tarifárias com mensalidades indiferenciadas por destino da chamada

Fonte: ANACOM (2015).

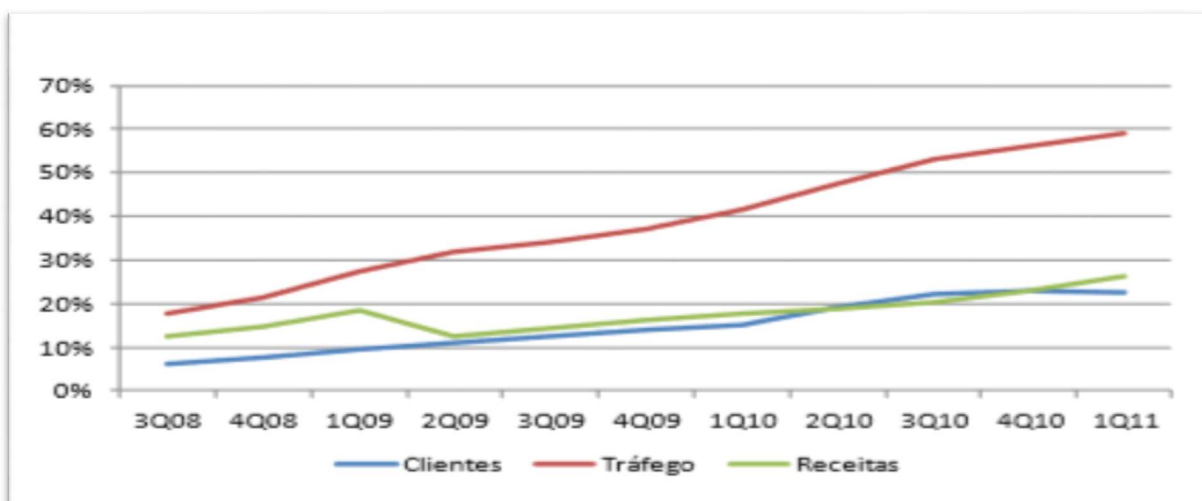
Os consumidores eram ainda confrontados com diferentes modalidades de pagamento (pré-pago ou pós-pago). Os tarifários na modalidade pré-pagos foram introduzidos em Portugal pela TMN com o produto MIMO. Portugal foi pioneiro na introdução deste tipo de oferta e o peso dos cartões pré-pagos foi durante vários anos significativo no contexto da oferta. Em 2002, 79% dos assinantes do STM subscreviam estes serviços na modalidade pré-paga. Em 2010, estes representavam 74% da oferta. De notar, no entanto, que nesse ano a ANACOM alterou os conceitos estatísticos associados ao STM, passando a apresentar igualmente serviços híbridos, que tiveram, nesse ano, um peso de 12%. Tal teve impacto no peso dos cartões pós-pagos, que se alterou de 23% para 14% entre 2009 e 2010. A partir de 2013, o peso dos cartões pré-pagos iniciou uma rota decrescente e em 2016 contabilizavam aproximadamente 45% dos cartões ativos afetos a utilizadores (sem contabilizar comunicações *machine-to-machine* – M2M).

No mercado de serviços móveis surgiram ao longo dos anos diferentes tipos de ofertas diferenciadas. Destacam-se, por exemplo, as ofertas designadas de *low cost*: Uso, Rede 4 e Vodafone Directo. Estas ofertas nasceram no decurso do ano 2005. Caracterizavam-se por terem

tarifas mais reduzidas e tarifários mais simples, dado que os preços das chamadas não eram diferenciados em função das redes de destino, nalguns casos sem obrigatoriedade de carregamentos periódicos obrigatórios. No decurso de 2006 e 2007 foram lançadas ofertas em parcerias com outras marcas, a título de exemplo a oferta Talk Talk Mobile (The Phone House/Optimus) e a Rede Bónus (Worten Mobile/Optimus).

Ao nível das ofertas do serviço móvel é ainda de relevar as ofertas de “sub grupo *on-net*”, normalmente apelidadas de “tribais”. Estas ofertas apresentam uma estrutura tarifária que diferencia as chamadas para a mesma rede móvel das chamadas para outras redes móveis, existindo um subgrupo dentro das chamadas para a mesma rede que se distingue e para o qual as chamadas são gratuitas. Estas ofertas ganharam relevo a partir de 2008, conforme se verifica no Gráfico 14.

Gráfico 14 – Evolução do peso dos produtos tribais



Fonte: ANACOM (2012).

A partir de 2013/2014 regista-se o aumento das ofertas em pacote que integram o serviço móvel. De acordo com os dados mais recentes do Barómetro das Telecomunicações da *Markest* (dezembro 2016), 41% dos clientes do STM adquire o serviço numa oferta *multiple play*. Esta evolução é acompanhada pelo aumento de expressão dos tarifários sem diferenciação de preço entre redes e pelo aparecimento de ofertas com chamadas incluídas para todas as redes nacionais (ANACOM, 2017a).

Na dinâmica dos mercados em apreço é ainda importante destacar o papel da regulação setorial, sendo de relevar, em particular, uma maior intervenção nos mercados fixos que nos mercados móveis. De facto, os mercados retalhistas na rede fixa estiveram sujeitos a intervenção *ex-ante* até meados de 2014. Nesse âmbito, os preços praticados nesses mercados estavam sujeitos a intervenção do regulador sectorial, nomeadamente os preços do operador com poder de mercado significativo (a MEO). O mesmo não se verificou nos mercados retalhistas móveis que nunca foram regulados.

3. METODOLOGIA

O objetivo do projeto de tese é analisar a temática da substituíbilidade fixo-móvel com o intuito de verificar se os serviços de comunicações fixas e móveis pertencem ao mesmo mercado relevante para efeitos regulatórios. A delimitação de mercados relevantes recorre habitualmente ao teste do monopolista hipotético, o também denominado SSNIP – *small but significant and non-transitory increase in price* – em português, pequeno mas significativo aumento duradouro dos preços, usualmente 5% a 10% (Bishop e Walker, 2010). O quadro regulatório europeu das comunicações eletrónicas também o adota no âmbito da definição dos mercados relevantes (Comissão Europeia, 2018).

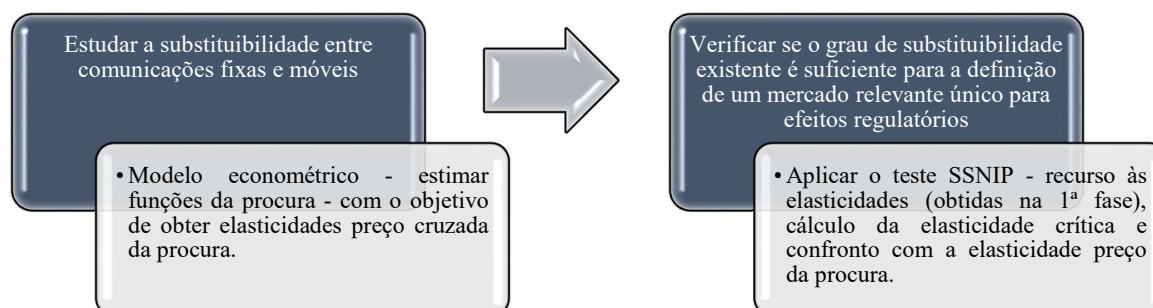
A literatura confirma a realização deste teste como instrumento para definir as fronteiras do mercado relevante (Barth e Heimeshoff, 2014a, 2014b; Briglauer *et al.*, 2011; Grzybowski *et al.*, 2014; Rhee e Park, 2011; Vogelsang, 2010). A concretização empírica deste teste assenta no cálculo de elasticidades. Em seguida, no subcapítulo 3.2, será detalhado o suporte teórico deste teste.

Sobre a temática da SFM, a literatura existente, previamente descrita no capítulo 1 demonstra a existência de várias opções para o seu estudo empírico. Uma abordagem comum é a aplicação de métodos econométricos para estimar funções da procura para os serviços fixos e/ou móveis e obter elasticidades.

Essa será também a abordagem que será prosseguida no estudo em apreço, uma vez que a obtenção de estimativas de elasticidade permite responder à primeira questão de investigação e é um dos dados essenciais à implementação empírica do teste SSNIP, necessário para responder à segunda questão de investigação.

Deste modo, a metodologia selecionada para estudar o fenómeno da substituíbilidade entre as comunicações fixas e móveis em Portugal consiste, numa primeira fase, em estimar funções da procura para os serviços fixos e móveis e obter elasticidades preço cruzada da procura. A aplicação dessa técnica permitirá concluir sobre a existência, ou ausência, de substituição entre esses serviços. Posteriormente, numa segunda fase, os resultados obtidos para a elasticidade preço da procura serão confrontados com as elasticidades críticas, que se determinarão nesta fase, para

deduzir sobre a delimitação do mercado relevante. Em termos esquemáticos as questões de investigação serão analisadas aplicando a seguinte abordagem:



O subcapítulo 3.2 descreve detalhadamente a metodologia protagonizada pela Comissão Europeia para a definição do mercado relevante, i.e., o teste SSNIP e o ponto seguinte descreve as diferentes funções de procura utilizadas no estudo da relação entre os serviços.

3.1. Especificação do modelo econométrico – funções de procura

Partindo de uma das abordagens usuais identificadas na literatura para a realização de estudos sobre a SFM serão desenvolvidas funções da procura. A procura em comunicações eletrónicas é usualmente estimada ao nível da sua utilização (procura de chamadas ou de minutos) e ao nível do acesso. A procura de chamadas é frequentemente uma função do preço, do rendimento e de outras variáveis relevantes; enquanto, a procura de acessos é muitas vezes estimada com recurso a modelos de escolha discreta (Fildes e Kumar, 2002). Esta última também é estimada com recurso a modelos dinâmicos com dados de painel (Barth e Heimeshoff, 2014a, 2014b; Karacuka *et al.*, 2011; Lange e Saric, 2016; Madden e Coble-Neal, 2004; Ward e Zheng, 2012) e a modelos estimados com recurso a séries temporais (Briglauer *et al.*, 2011).

No presente estudo serão utilizadas séries temporais (ver capítulo 4). A especificação dos modelos de procura teve em consideração as especificações das equações da procura seguidas nos estudos que recorrem a dados em painel ou a séries temporais para estimar tanto a procura do acesso como a procura de chamadas. Em particular, o presente estudo seguirá a abordagem de Briglauer *et al.* (2011). Será especificado um modelo da procura para as chamadas e outro para o acesso ao serviço. Adicionalmente, tendo presente que alguns estudos encontraram substituição assimétrica entre os

serviços de acesso às redes serão especificados modelos para análise desta temática, incluindo ao nível da utilização dos serviços (chamadas), algo que, tanto quanto é do nosso conhecimento, não foi efetuado até ao momento.

Assim, os modelos da procura a estimar têm a seguinte especificação:

- Função da procura de chamadas

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p s_t + \beta_3 y_t + \mu_t \quad (1)$$

O modelo presume que a procura de chamadas (q) depende do seu preço (p), do preço do seu (potencial) substituto (ps) e do rendimento dos indivíduos (y). A variável μ corresponde ao termo de erro. O t corresponde ao período (trimestre) da observação. Esta função da procura segue a especificação do modelo de Briglauer *et al.* (2011).

O modelo é estimado na forma logarítmica, conseqüentemente os coeficientes podem ser interpretados como elasticidades. O coeficiente β_1 pode ser interpretado como a elasticidade preço da procura. O coeficiente β_2 corresponde à elasticidade preço cruzada da procura. E o coeficiente β_3 é a elasticidade do rendimento.

Com objetivo de verificar a existência de substituíbilidade assimétrica a equação (1) foi estimada para a procura de comunicações telefónicas fixas e para a procura de chamadas móveis, ou seja, foram estimadas duas equações da procura de chamadas.

A possibilidade dos serviços móveis e dos serviços fixos se substituírem mutuamente existe, mas a substituição dos serviços móveis pelos serviços fixos está limitada pela característica de mobilidade inerente ao próprio serviço móvel que não está presente no serviço fixo. Contudo, quando um consumidor está em condições de optar por uma rede em detrimento da outra para efetuar uma chamada essa substituição é possível.

- Função da procura de acessos fixos

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p s_t + \beta_3 y_t + \beta_4 BL_t + \mu_t \quad (2)$$

O modelo presume que a procura de acesso (q) depende do seu preço (p), do preço do seu (potencial) substituto (ps), do rendimento dos indivíduos (y) e do número de subscritores do serviço de banda larga fixa (BL). A variável μ corresponde ao termo de erro. O t corresponde ao período

(trimestre) da observação. Esta função da procura diverge da especificação do modelo de Briglauer *et al.* (2011) ao considerar o número de subscritores do serviço de banda larga fixa, identificado em outros estudos como um elemento relevante na desaceleração da SFM (Grzybowski, 2014; Grzybowski e Verboven, 2016; Suárez e García-Mariñoso, 2013).

O modelo é estimado na forma logarítmica, conseqüentemente os coeficientes podem ser interpretados como elasticidades. O coeficiente β_1 pode ser interpretado como a elasticidade preço da procura. O coeficiente β_2 corresponde à elasticidade preço cruzada da procura. E o coeficiente β_3 é a elasticidade do rendimento.

Com o objetivo de verificar as relações de substituíbilidade no sentido inverso foi igualmente especificada uma função da procura de acessos móveis. A especificação da equação é semelhante à especificação da equação (2) tendo as variáveis alusivas ao serviço fixo sido substituídas por variáveis referentes aos serviços móveis e vice-versa. Não foi, no entanto, considerada uma variável referente ao número de subscritores de banda larga fixa. Os coeficientes obtidos nesta especificação não são significativos e como tal os seus resultados não serão apresentados.

A análise econométrica foi efetuada com recurso ao *software* estatístico *Stata*.

3.2. Definição de mercados relevantes

A definição de mercados relevantes no contexto da regulação setorial obedece ao quadro regulatório nacional e europeu. Os aspetos metodológicos a serem observados no processo de definição de mercado relevante e avaliação de poder de mercado significativo estão descritos no documento: Linhas de orientação para a análise de mercado e a avaliação do poder de mercado significativo no âmbito do quadro regulamentar da UE para as redes e serviços de comunicações eletrónicas (2018/C-159/01), publicado pela Comissão Europeia em 2018.

A Comissão Europeia define o mercado do produto relevante como aquele que:

“(...) inclui todos os produtos ou serviços suficientemente permutáveis ou substituíveis, não só em termos das suas características objetivas, dos seus preços ou da sua utilização pretendida, mas também em termos das condições de concorrência e/ou da estrutura da procura e da oferta no mercado em questão.” (Comissão Europeia, 2018: 6).

Por sua vez, o mercado geográfico é definido como:

“(...) o mercado geográfico relevante inclui uma área na qual as empresas em causa participam na oferta e na procura dos produtos ou serviços relevantes, onde as condições de concorrência são suficientemente homogêneas e que pode ser distinguida das áreas vizinhas em que as condições de concorrência prevalentes são significativamente diferentes” (Comissão Europeia, 2018: 5).

Resulta dessas definições que o mercado relevante é delimitado pela interseção da dimensão do mercado geográfico e do mercado do produto.

O exercício de definir o mercado relevante inicia-se com a identificação do grupo de produtos/serviços utilizados pelos consumidores para a mesma utilização final. Os produtos/serviços integram o mesmo mercado relevante se o comportamento dos produtores/fornecedores desses produtos/serviços estiverem sujeitos ao mesmo tipo de pressões. As empresas podem estar sujeitas a diferentes tipos de pressões. A Comissão Europeia (2018) identifica dois tipos de pressão no âmbito da análise de mercado: a substituíbilidade do lado da procura – i.e., em que medida os consumidores estão dispostos a considerar outros bens como substitutos efetivos em resposta a uma alteração dos preços relativos dos bens – e a substituíbilidade do lado da oferta – i.e., em que medida a oferta está disponível para num curto espaço de tempo redirecionar a sua oferta para o bem relevante.

As linhas de orientação da CE identificam o teste do monopolista hipotético como uma das formas de avaliar a substituíbilidade do lado da procura e a substituíbilidade do lado da oferta. Este teste é igualmente designado por SSNIP.

Este teste é a ferramenta predominantemente usada para definir o mercado relevante (Krämer e Wohlfarth, 2018). Segundo Bishop e Walker (2010) este teste é a única alternativa proposta que é consistente com os princípios da substituíbilidade da procura e da substituíbilidade da oferta. De facto, a literatura consultada também o identifica como o instrumento a utilizar para a definição de mercados relevantes. Briglauer *et al.* (2011) aplicaram este teste, ao efetuarem comparações entre as elasticidades da procura de longo prazo obtidas nas estimações do seu modelo com a elasticidade crítica (conceito adiante explicado), para concluir sobre o mercado relevante. Nos estudos sobre a SFM o teste é igualmente aplicado por Barth e Heimeshoff (2014a, 2014b), Lange e Saric (2016) e Rhee e Park (2011).

O teste do monopolista hipotético foi inicialmente introduzido pelo Departamento de Justiça Norte Americano e pelo *Federal Trade Commission* no âmbito das análises de concentrações de empresas horizontais (Bishop e Walker, 2010).

Este teste procura identificar o conjunto de bens (produtos ou serviços) para os quais um monopolista hipotético estará em condições de aumentar os preços de forma rentável (Bishop e Walker, 2010). O mercado relevante compreende o menor grupo de bens que concretiza o teste.

O teste averigua as consequências “de um pequeno, mas significativo e não transitório, aumento de preço de um dado produto ou serviço, no pressuposto de que os preços de todos os outros produtos ou serviços se manteriam constantes (...)” (Comissão Europeia, 2018:5). Na prática o aumento pequeno e significativo é geralmente 5-10%. Duradouro, ou não transitório, é um período de 1 a 2 anos.

Se na sequência de um aumento de preços for possível e rentável para os consumidores/produtores consumirem/oferecerem produtos alternativos então o produto original tem substitutos que integram o mesmo mercado relevante, i.e., o monopolista hipotético não consegue aumentar os preços de forma rentável. O produto analisado é adicionado ao conjunto de produtos iniciais e o teste é repetido. Este processo é repetido até ao momento em que é rentável para um monopolista hipotético efetuar um aumento não transitório nos preços de 5% a 10%. Quando o monopolista hipotético está em condições de aumentar os preços de forma rentável é encontrado o mercado relevante. Por isso, de forma abreviada o mercado relevante pode ser definido como “*something worth monopolising*” (Bishop e Walker, 2010: 112).

A aplicação do teste do monopolista hipotético apresenta algumas dificuldades conceptuais (Briglauer e Schwarz, 2005; Dobbs e Richards, 2004). A falácia do celofane é uma dessas ocorrências. O problema ocorre quando na realização do teste é considerado um preço monopolista, de tal forma que os consumidores face a um aumento de preço alteram o seu consumo para produtos que nunca considerariam como substitutos se os preços fossem competitivos (Bishop e Walker, 2010).

A realização iterativa do teste do monopolista hipotético carece da identificação de produtos potencialmente substitutos. A elasticidade cruzada da procura constitui um método adequado para elencar os produtos substitutos (Briglauer, 2007; Briglauer *et al.*, 2011). Em economia, a

elasticidade preço cruzada da procura permite avaliar a relação entre dois bens. Conforme mencionado anteriormente, os bens são substitutos quando a elasticidade preço cruzada da procura é positiva e complementares quando a elasticidade preço cruzada da procura é negativa. A elasticidade preço cruzada da procura define-se como a variação percentual da quantidade de um bem face à variação de 1% no preço de outro bem, “*ceteris paribus*”.

Todavia, uma definição de mercado baseada unicamente no grau de substituíbilidade entre dois produtos enfrentaria várias reservas. Em primeiro lugar, coloca-se, desde logo, a questão do limiar a partir do qual os dois bens integrariam o mesmo mercado relevante (Briglauer, 2007). Em segundo lugar, podem ocorrer situações em que o bem seja substituível por um elevado número de bens de tal forma que a elasticidade preço cruzada da procura em relação a um bem particular seja reduzida, mas que o monopolista hipotético veja a sua ação restringida pelo conjunto de possíveis substitutos em detrimento de um único (Briglauer, 2007).

Por isso, a questão chave é determinar se a perda de receitas resultante de menores quantidades vendidas é compensada pelo acréscimo nos lucros das quantidades vendidas a um preço mais elevado (Bishop e Walker, 2010).

A *critical loss analysis* responde a essa questão e é frequentemente utilizada para concretizar o teste do monopolista hipotético (ver, por exemplo, Briglauer e Schwarz (2005) e Coate e Fischer (2008) sobre a aplicação conceptual do teste ou Rhee e Park (2011) e Briglauer *et al.* (2011) para exemplos da aplicação desta análise no âmbito da matéria em análise).

A *critical loss analysis* permite conhecer a quantidade de vendas que um monopolista hipotético pode perder até que o aumento de preços se torne não lucrativo (Bishop e Walker, 2010). Aumentos dos preços têm efeitos positivos nos lucros por via do aumento da margem e efeitos negativos, sobre esses mesmos lucros, na sequência da diminuição das quantidades vendidas. Quando o primeiro efeito é superior ao segundo o aumento dos preços é lucrativo. A *critical loss* é definida como a redução das quantidades vendidas que anula os efeitos acima identificados, i.e. identifica, face a um aumento de preços, qual a redução das quantidades que origina uma variação dos lucros igual a zero (Bishop e Walker, 2010; Briglauer e Schwarz, 2005; Hüschelrath, 2009; Rhee e Park, 2011).

A *critical loss* pode ser obtida através da seguinte equação:

$$CL = \frac{t}{t + m} \quad (3)$$

onde t é a percentagem de aumentos do preço do teste SSNIP (usualmente entre 5-10%) e m é a margem de lucro [$m = (p-c)/p$, p - preço inicial e c - custo marginal] (Bishop e Walker, 2010; Hüscherlath, 2009; Rhee e Park, 2011).

Esta informação, sendo útil, não é suficiente para determinar se o aumento dos preços é lucrativo. É, ainda, necessário quantificar a redução efetivamente observada nas quantidades vendidas face ao aumento dos preços. Se essa redução é inferior à *critical loss*, então o aumento dos preços é lucrativo e o mercado relevante está encontrado. Se, por outro lado, a redução das quantidades vendidas supera a *critical loss* o aumento de preços é não rentável; existem produtos substitutos que devem ser integrados no mercado relevante, continuando-se o processo iterativo do teste do monopolista hipotético (Bishop e Walker, 2010; Briglauer e Schwarz, 2005; Hüscherlath, 2009).

Assim, após o cálculo da *critical loss* é necessário estimar a perda observada (*atual loss*). Hüscherlath (2009) define a perda real como a perda percentual de vendas unitárias prevista como resultado do aumento de preços. Esta é obtida estimando a elasticidade preço da procura, i.e. a variação percentual da quantidade procurada de um bem face à variação de 1% no seu preço, mantendo tudo o resto constante.

Tal remete para a implementação do teste do monopolista hipotético através do cálculo da elasticidade crítica da procura. A elasticidade crítica da procura permite relacionar a elasticidade preço da procura e a margem sobre os custos variáveis, acima mencionados. Para funções da procura linear esta elasticidade é obtida através da seguinte fórmula:

$$\frac{1}{m + 2t} \quad (4)$$

e para as funções de procura constante é obtida através da fórmula:

$$\frac{1 + t}{m + t} \quad (5)$$

Onde t representa o aumento do preço, sendo expresso em proporção, i.e., um aumento de preços de por exemplo 5% representa um t de 0,05, e onde m é a margem de lucro, acima definida (Bishop e Walker, 2010).

Se a elasticidade preço da procura em termos absolutos for inferior à elasticidade crítica o monopolista hipotético consegue praticar aumentos de preços na proporção de t , i.e., o aumento dos preços origina um acréscimo dos lucros e o mercado relevante está encontrado. Quando a elasticidade preço da procura em termos absolutos é superior à elasticidade crítica o monopolista hipotético não consegue aumentar os preços na proporção t , o que significa que o produto tem substitutos e, portanto, deve o substituto mais próximo ser incluído no processo iterativo do teste do monopolista hipotético (Bishop e Walker, 2010; Briglauer e Schwarz, 2005).

4. DADOS

Para estimar a procura de serviços de comunicações construiu-se uma base de dados. Esta contempla primordialmente informação sobre o nível de utilização/procura de diferentes serviços de comunicações eletrónicas e os seus preços. Foi utilizada uma série de dados temporais, com informação desagregada ao nível do trimestre e observações entre o 1.º trimestre de 2004 e o 3.º trimestre de 2017. A informação foi obtida maioritariamente nas bases de dados do regulador de comunicações português, a ANACOM, sendo complementada com informação das bases de dados do EUROSTAT³ e do BEREC⁴.

Em alguns casos, os dados recolhidos correspondem às variáveis dos modelos, noutros os dados foram trabalhados para se alcançar informação mais apropriada para o modelo.

A criação de variáveis preços foi um desses casos e incluiu a manipulação dos dados de receitas. A diversidade de tarifários existentes no setor das comunicações eletrónicas coloca um desafio à recolha de informação de preços, nomeadamente quando se pretende, como é o caso, analisar o conjunto do mercado. A utilização de um tarifário específico necessitaria, no mínimo, de informação sobre a representatividade dos diferentes tarifários. Assim, as variáveis de preços são uma *proxy* e foram obtidas dividindo as receitas de assinaturas e instalação pelo total de acessos e as receitas de tráfego pelo total de minutos. Esta abordagem foi igualmente utilizada na literatura consultada, ver por exemplo Barth e Heimeshoff (2014b, 2014a), Briglauer *et al.* (2011) e Ward e Zheng (2012). Parte destes estudos utiliza, no entanto, a mesma receita para obter duas variáveis de preços, o que segundo Ward e Zheng (2012) origina uma dupla contagem do impacto da variação dos preços, quando ambos são utilizados na mesma equação de procura. Essa questão não se coloca no estudo em apreço uma vez que as variáveis preços foram calculadas com recurso a dados distintos.

Sobre as variáveis preços é ainda de relevar o recurso à interpolação linear. Entre 2004 e 2009 (inclusive) os dados de receitas estão disponíveis apenas numa base anual. Com o objetivo de não

³ Gabinete de Estatísticas da União Europeia.

⁴ Body of European Regulators for electronic communications.

se perderem as observações relativas a esses anos, que compreende anos de mudanças significativas na oferta destes serviços, incluindo o surgimento e desenvolvimento das ofertas em pacotes, como se demonstrou no capítulo 2, os valores trimestrais de receitas foram interpolados linearmente. No caso particular dos serviços em local fixo, foi efetuada a interpolação linear das receitas anuais entre 2004 e 2011 (inclusive), na medida em que a utilização dos primeiros dados trimestrais relativos a esta informação apresentava uma disrupção significativa no 3.º trimestre de 2011. Para a interpolação recorreu-se ao método de Denton e ao *software Eviews*. Briglauer *et al.* (2011) efetuaram uma manipulação semelhante no seu estudo relativo ao mercado austríaco.

Para além de dados sobre as variáveis explicadas e explicativas foi recolhida informação sobre outras variáveis, as quais, como explicado no capítulo 5, serão usadas como instrumentais na análise econométrica. Entre essas destacam-se as seguintes:

- Preços de terminação de chamadas na rede fixa e na rede móvel

O preço de terminação corresponde ao preço grossista praticado entre prestadores de serviços telefónicos para terminar chamadas. O serviço de terminação é o serviço prestado pelo operador que termina na sua própria rede uma chamada que lhe foi entregue por outro operador e que tem como destino um cliente da sua rede. Sem este serviço a chamada não poderia ser concretizada. A terminação é um serviço essencial na prestação de serviços telefónicos e o seu preço constitui um dos custos de fornecimento desse serviço. Estes preços são determinados pelo regulador, constituindo uma variável exógena ao modelo. Na literatura são frequentemente utilizados como variáveis instrumentais, isto porque são um dos elementos de custos mais facilmente observáveis (Barth e Heimeshoff, 2014b, 2014a; Briglauer *et al.*, 2011; Lange e Saric, 2016).

Ao longo do período em análise os preços de terminação registaram alterações significativas. No início do período considerado esses preços eram assimétricos, i.e. os prestadores praticavam preços distintos. O fim da assimetria de preços ocorreu primeiro nas redes móveis, a 01.10.2009, e posteriormente nas redes fixas, a 01.10.2013. Nas redes móveis os preços também foram simétricos no período entre 01.10.2006 e 15.07.2008. De referir que nas redes móveis, numa fase inicial, até 01.10.2006, existiam ainda preços diferenciados consoante a

origem da chamada, i.e., existia um preço para chamadas originadas na rede fixa e terminadas na rede móvel e outro para as chamadas originadas e terminadas na rede móvel.

Os preços do serviço de terminação fixa considerados são um cabaz de preços. Entre o 1.º trimestre de 2004 e o 3.º trimestre de 2013, os preços de terminação determinados pelo regulador foram ponderados, quando aplicável, pelo perfil de tráfego do operador e pela sua quota de mercado nos mercados retalhistas de comunicações fixas. Os preços de terminação móvel são igualmente um cabaz de preços de terminação, obtidos diretamente do *MTR Benchmark snapshot* publicados semestralmente pelo BEREC. A partir do 4.º trimestre de 2009, os preços correspondem ao preço máximo determinado pelo regulador.

- Índice *Herfindahl–Hirschman* (IHH)

O grau de concentração na indústria pode influenciar os preços praticados no mercado. Em indústrias menos concentradas a capacidade para influenciar os preços será menor e o inverso acontece em indústrias mais concentradas.

Para o cálculo deste índice foi considerada informação sobre as quotas de mercado dos diferentes operadores presentes nos mercados retalhistas de acesso e de tráfego de voz.

As variáveis de preços e de rendimentos foram deflacionadas com recurso ao índice harmonizado de preços no consumidor⁵ mensal, tendo-se considerado o valor do índice correspondente ao mês do final do trimestre. Todas as variáveis explicadas e explicativas foram expressas em logaritmos para que os seus coeficientes pudessem ser interpretados como elasticidades.

Na Tabela 3 são apresentadas de forma sintética as variáveis existentes na base de dados, incluindo a sua abreviatura no modelo, descrição, fonte de recolha dos dados e, quando aplicável, fórmula de cálculo. A Tabela 4 descreve a estatística descritiva de todas as variáveis consideradas no estudo empírico. De notar que algumas destas variáveis foram utilizadas em especificações não apresentadas nos resultados e por essa razão constam unicamente das tabelas deste capítulo e na Tabela 5 relativa à análise de estacionariedade.

⁵ Informação do EUROSTAT (HICP (2015 = 100) - monthly data (index) [prc_hicp_midx]).

Tabela 3 – Definição das variáveis utilizadas

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	FONTE
$q_{f_acc}^*$	Número de acessos ativos na rede fixa	ANACOM
$q_{m_acc}^*$	Número de acessos ativos na rede móvel (exclui <i>machine-to-machine</i> e <i>tablets</i>)	ANACOM
$q_{f_use}^*$	Tráfego de voz em minutos na rede fixa	ANACOM
$q_{m_use}^*$	Tráfego de voz em minutos na rede móvel	ANACOM
pd_{f_acc}	Preço do acesso às redes fixas (obtido através da divisão das receitas de instalação e subscrição nas redes fixas pelo número total de acessos às redes fixas), deflacionado	ANACOM
pd_{m_acc}	Preço do acesso às redes móveis (obtido através da divisão das receitas de instalação e subscrição nas redes móveis pelo total de acessos às redes móveis), deflacionado	ANACOM
q_{bb_acc}	Número de subscritores da banda larga na rede fixa	ANACOM
pd_{f_use}	Preço das chamadas fixas por minuto (obtido através da divisão das receitas de tráfego fixas pelo total do tráfego nas redes fixas), deflacionado	ANACOM
pd_{m_use}	Preço das chamadas móveis por minuto (obtido através da divisão das receitas de tráfego móveis pelo total do tráfego nas redes móveis), deflacionado	ANACOM
$PIBd$	Produto interno bruto <i>per capita</i> , deflacionado	EUROSTAT
$FTRd (V.I.)$	Preços de terminação fixa (cabaz), deflacionados – ver explicação acima	ANACOM
$MTRd (V.I.)$	Preços de terminação móveis (cabaz), deflacionados – ver explicação acima	BEREC/ANACOM
$IHH (V.I.)$	Índice de <i>Herfindahl–Hirschman</i> – ver explicação acima	ANACOM
$pd_{f}(V.I.)$	Preços dos serviços fixos (obtido através da divisão das receitas de instalação, e subscrição e tráfego nas redes fixas divididas pelo total de tráfego nas redes fixas), deflacionados	ANACOM
$pd_{m}(V.I.)$	Preços dos serviços móveis (obtido através da divisão das receitas de instalação, e subscrição e tráfego nas redes móveis divididas pelo total de tráfego nas redes móveis), deflacionados	ANACOM

Nota: * identifica as variáveis explicadas e V.I. as variáveis instrumentais.

Adicionalmente, foram consideradas variáveis *dummies*. A *Dummy 1 – alterações no reporte de informação das receitas fixas* (D1) reflete a alteração introduzida pela ANACOM no critério de contabilização das receitas grossistas. A partir de 2011, se o serviço for oferecido num pacote de serviços a receita é contabilizada como receita de pacote e não do serviço em si. A *Dummy 2 – introdução de tarifários flat-rate na rede fixa* (D2) reflete o aparecimento de ofertas em que o tráfego de voz nacional e internacional para as redes fixas é faturado no conjunto com os restantes serviços adquiridos e a *Dummy 3 – introdução dos tarifários all-net na rede móvel* (D3) refletem o aparecimento de tarifários com preço de chamadas móvel-móvel iguais para todas as redes.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas

Variável	Obs.	Media	Desvio padrão	Min	Max
<i>q_f_use</i>	55	1.861.861.446,67	278.222.762,16	1.123.114.384,00	2.305.338.960,00
<i>q_f_acc</i>	55	4.431.706,14	204.819,05	4.159.459,00	4.802.125,00
<i>p_f_use</i>	55	0,04	0,02	0,02	0,09
<i>p_f_acc</i>	55	21,79	10,48	6,70	35,94
<i>q_m_use</i>	55	4.680.550.111,24	1.285.415.771,22	2.570.746.000,00	6.589.959.856,00
<i>q_m_acc</i>	55	12.646.517,90	1.321.838,31	9.935.293,00	16.051.044,00
<i>p_m_use</i>	55	0,08	0,06	0,01	0,18
<i>p_m_acc</i>	55	5,67	2,88	2,69	11,42
<i>q_bb_acc</i>	55	2.110.288,38	791.592,28	574.656,00	3.518.535,00
<i>PIB</i>	55	4.134,55	280,36	3.400,00	4.800,00
<i>FTR</i>	48	0,49	0,28	0,06	0,76
<i>MTR</i>	51	6,02	5,60	0,75	22,07
<i>IHH_f_use</i>	55	0,3836	0,0721	0,3169	0,5729
<i>IHH_f_acc</i>	55	0,4965	0,1775	0,3397	0,8878
<i>IHH_m_use</i>	51	0,3737	0,0193	0,3278	0,3949
<i>IHH_m_acc</i>	55	0,3725	0,0148	0,3386	0,3920
<i>p_f</i>	55	0,09	0,04	0,04	0,16
<i>p_m</i>	55	0,09	0,05	0,02	0,19

5. RESULTADOS

Dada a natureza dos dados obtidos – série temporal – o estudo econométrico iniciou-se com a análise da estacionariedade dos dados.

Uma série temporal é estacionária quando as distribuições de probabilidades são estáveis ao longo do tempo, i.e., quando a distribuição conjunta de um qualquer conjunto aleatório de variáveis não se altera se consideramos essa mesma sequência de variáveis noutra momento do tempo (Wooldridge, 2013). Assim, para que uma série temporal seja estacionária em covariância é necessário que a sua média e variância sejam constantes ao longo do tempo e que a covariância entre observações não dependa do período em que as consideramos (Wooldridge, 2013). Na presença de séries temporais não estacionárias, estimativas baseadas no método dos mínimos quadrados (*OLS - Ordinary Least Squares*) podem originar relações espúrias entre as variáveis, i.e. são obtidos resultados (testes e coeficientes) que sugerem uma relação significativa que não existe.

Neste trabalho, a análise de estacionariedade das séries temporais foi efetuada com recurso aos testes comumente utilizados para verificar a presença de raízes unitárias. Em concreto, considerou-se o *augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o *modified Dickey-Fuller t test* (DF-GLS) proposto por Elliott, Rothenberg e Stock em 1996 (Becketti, 2013). O primeiro introduz ao teste de Dickey-Fuller, que se baseia no cálculo da estatística *t*, defasamentos da variável dependente na equação estimada pelo teste de Dickey-Fuller com o objetivo de corrigir a presença de autocorrelação nos erros. No segundo, a série temporal é modificada através da regressão *generalized least squares* (GLS) antes da realização do teste. Existem estudos que demonstram que o teste DF-GLS tem um poder significativamente maior que o ADF (Becketti, 2013).

Nos dois testes a hipótese nula consiste na presença de uma raiz unitária, caracterizando a série como não estacionária, e a alternativa é a existência de um processo estacionário. Desta forma, rejeitar a hipótese nula significa a existência de evidência estatística suficiente para concluir que a série é estacionária.

A Tabela 5 apresenta uma síntese dos resultados referentes a estes testes. De notar que a análise gráfica permite identificar claramente uma tendência na generalidade das variáveis (ver Gráfico A1 em anexo); assim, os testes incorporaram a variável tendência.

Tabela 5 – Resultados dos testes ADF e DF-GLS às variáveis

Variável	DF-GLS		Teste Augmented Dickey Fuller	
	<i>t</i>	5% critical value	<i>t</i>	5% critical value
<i>q_f_use</i> ⁽¹⁾	-1,826	-3,052	-0,674	-3,500
<i>q_f_acc</i> ⁽²⁾	-1,896	-3,052	-2,829	-3,500
<i>q_m_use</i>	-1,723	-3,052	-1,735	-3,500
<i>q_m_acc</i>	-1,166	-3,052	-2,303	-3,500
<i>pd_f_use</i>	-2,436	-3,052	-2,467	-3,500
<i>pd_f_acc</i>	-1,027	-3,052	-2,230	-3,500
<i>pd_m_use</i>	-1,315	-3,052	-1,919	-3,500
<i>pd_m_acc</i>	-1,873	-3,052	-2,502	-3,500
<i>PIBd</i>	-1,734	-3,052	-1,681	-3,500
<i>q_bb_acc</i> ⁽³⁾	-1,310	-3,052	-3,281	-3,500
Variáveis instrumentais				
<i>MTRd</i> ⁽⁴⁾	-	-	-2,051	-3,524
<i>FTRd</i>	-1,457	-3,066	-1,814	-3,528
<i>IHH_f_use</i>	-0,920	-3,052	-2,056	-3,500
<i>IHH_f_acc</i>	-1,021	-3,052	-2,076	-3,500
<i>IHH_m_use</i>	-1,059	-3,061	-1,139	-3,516
<i>logIHH_m_acc</i>	-0,981	-3,052	-1,003	-3,500
<i>Pd_f</i>	-2,196	-3,052	-2,035	-3,500
<i>pd_m</i>	-1,726	-3,052	-2,499	-3,500

Nota: Os testes foram efetuados com as variáveis logaritimizadas.

Na tabela são evidenciados os valores correspondentes aos obtidos com um *lag* 4. De acordo com Beckett (2013:383) “The choice of lags length tend to be as much art as science. A common rule of thumb (...) four lags for quarterly data”.

- (1) Para um nível de significância de 5%, o teste DF-GLS da variável *logq_f_use* no lag 8 apresenta o valor -3,144, inferior ao valor crítico de -2,805, pelo que se rejeita a hipótese nula, isto é a variável é estacionária no lag 8.
- (2) A primeira diferença da variável é estacionária somente na aplicação do teste *Teste Augmented Dickey Fuller*.
- (3) A primeira diferença da variável é estacionária somente na aplicação do teste *Teste Augmented Dickey Fuller* sem tendência.
- (4) A série temporal da variável *logMTRd* apresenta dois valores omissos pelo que não é possível calcular o teste DF-GLS. Deste modo, verificou-se o *Teste Augmented Dickey Fuller* até ao 10.º lag e concluiu-se que a variável é não estacionária.

Em todas as séries, para um nível de significância de 5%, não rejeitamos a hipótese nula (presença de raiz unitária), o que significa que os dados não fornecem evidência forte contra a hipótese nula. De notar que os resultados do teste DF-GLS para a variável *q_f_use* com oito desfasamentos indicam a existência de evidência contra a hipótese nula, que é rejeitada, conclusão diferente da obtida no teste *Augmented Dickey Fuller*. Face a essa divergência foi efetuado um terceiro teste

para esta variável. Os resultados do teste Phillips-Perron permitem concluir a favor da não existência de forte evidência contra a hipótese nula (foi considerado o teste com tendência e foram obtidos os seguintes valores $Z(t)$ 0,950 com valor crítico 5% de -3,496 e $z(\rho)$ 2,035 com valor crítico 5% de -19,872). Deste modo, conclui-se que não existe evidência forte contra a hipótese nula, pelo que se conclui que as variáveis em níveis são não estacionárias.

O estudo da estacionariedade das primeiras diferenças revelou que as mesmas são estacionárias e que as variáveis são um processo integrado de ordem 1, i.e., $I(1)$.

De seguida, foi analisada a existência de cointegração entre as variáveis. As primeiras diferenças das variáveis são estacionárias pelo que a regressão considerando unicamente as primeiras diferenças parece ser uma alternativa viável, no entanto, se existir uma relação entre as variáveis em níveis, a simples regressão das variáveis em primeiras diferenças pode conduzir a uma má especificação (STATA, 2013).

A cointegração verifica-se quando a combinação linear de duas ou mais séries, não estacionárias, origina uma série integrada de ordem zero, i.e. é estacionária (Wooldridge, 2013). A cointegração evidencia a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Para testar a existência de cointegração foi realizado o teste de Johansen. A Tabela 6 apresenta uma síntese dos resultados.

Tabela 6 – Resultados do teste de cointegração

Modelo	Johansen		
	<i>Trace statistic</i>	<i>5% critical value</i>	<i>Maximum Rank (r)</i>
Modelo da procura de chamadas fixas	53,49240	47,21	0
	28,3509	29,68	1
Modelo da procura de chamadas móveis	59,0802	47,21	0
	22,1862	29,68	1
Modelo da procura de acessos fixos	79,9182	68,52	0
	37,5287	47,21	1

No teste Johansen a hipótese nula testa que no máximo existem r relações de cointegração, um *trace statistic* elevado é evidência contra a hipótese nula. Quando o *rank* máximo é zero a hipótese nula é inexistência de relações de cointegração. Em todas as equações o *trace statistic*, para $r = 0$, é superior ao valor crítico, concluindo-se que existe evidência que permite rejeitar a hipótese nula

de não cointegração. Nessas mesmas equações não é possível rejeitar a hipótese nula de que existe uma ou menos relações de cointegração (STATA, 2013). Assim, aceitamos a hipótese de existência de cointegração entre as variáveis.

Quando existe cointegração entre as variáveis é possível considerar um *error correction model* (ECM). Esta abordagem foi seguida no estudo de Briglauer *et al.* (2011) e será igualmente utilizada no presente estudo.

Deste modo, foram estimadas as seguintes equações:

- Modelo da procura de acessos na rede fixa

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log } q_f_acc_t = & \beta_0 + \lambda_1 \text{Log } q_f_acc_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{Log } pd_f_acc_t + \beta_2 \Delta \text{Log } pd_m_acc_t + \beta_3 \Delta \text{Log } PIB_t \\ & + \beta_4 \Delta \text{Log } q_bb_acc_{t-1} + \beta_5 D1 + \beta_6 D2 + \beta_7 D3 + \theta_1 \text{Log } pd_f_acc_{t-1} \\ & + \theta_2 \text{Log } pd_m_acc_{t-1} + \theta_3 \text{Log } PIB_{t-1} + \theta_3 \text{Log } q_bb_acc_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (6)$$

- Modelo da procura de chamadas na rede fixa

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log } q_f_use_t = & \beta_0 + \lambda_1 \text{Log } q_f_use_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{Log } pd_f_use_t + \beta_2 \Delta \text{Log } pd_m_use_t + \beta_3 \Delta \text{Log } PIB_t \\ & + \beta_4 D1 + \beta_5 D2 + \beta_6 D3 + \theta_1 \text{Log } pd_f_use_{t-1} + \theta_2 \text{Log } pd_m_use_{t-1} \\ & + \theta_3 \text{Log } PIB_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (7)$$

- Modelo da procura de chamadas na rede móvel

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log } q_m_use_t = & \beta_0 + \lambda_1 \text{Log } q_m_use_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{Log } pd_m_use_t + \beta_2 \Delta \text{Log } pd_f_use_t + \beta_3 \Delta \text{Log } PIB_t \\ & + \beta_4 D1 + \beta_5 D2 + \beta_6 D3 + \theta_1 \text{Log } pd_m_use_{t-1} + \theta_2 \text{Log } pd_f_use_{t-1} \\ & + \theta_3 \text{Log } PIB_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (8)$$

As equações foram estimadas em duas etapas. Na primeira etapa foram estimados os coeficientes e os desvio-padrões de curto prazo. Na segunda etapa foram estimados os coeficientes e os desvios padrões de longo prazo, seguindo a transformação proposta por Bewley.

De notar ainda que a literatura consultada identifica frequentemente problemas de endogeneidade nas funções a estimar. A endogeneidade verifica-se quando existe correlação entre o termo de erro μ e uma, ou mais, variáveis explicativas. Se μ estiver correlacionado com uma variável explicativa, essa variável denomina-se de variável explicativa endógena. A existência de endogeneidade conduz à violação de um dos pressupostos do modelo clássico de regressão linear: o pressuposto de que o valor esperado do erro estocástico é zero para qualquer valor das variáveis independentes. A não verificação de um dos pressupostos implica que o OLS deixe de obter estimadores lineares não enviesados. A endogeneidade pode ter origem em diversos problemas, no caso em concreto, a origem estará associada à existência de uma ou mais variáveis explicativas que são determinadas

conjuntamente com a variável dependente, um problema geralmente denominado de simultaneidade.

O recurso ao método das variáveis instrumentais é a abordagem mais comum para tratar a questão da endogeneidade. Este método produz estimadores consistentes sob a hipótese muito forte de que existem instrumentos válidos, onde os instrumentos são variáveis que estão correlacionadas com a variável explicativa endógena e não estão correlacionadas com o erro estocástico (Cameron e Trivedi, 2010). O estimador específico utilizado foi o obtido pelo método dos mínimos quadrados ordinários em dois passos (2SLS – *two stage least squares*).

No contexto de uma função de procura em que os preços e as quantidades são determinados simultaneamente em equilíbrio a utilização de variáveis instrumentais que reflitam os custos são possivelmente bons instrumentos (Briglaue *et al.*, 2011). Assim, foi testada a possibilidade dos preços de terminação nas redes móveis e dos preços de terminação das redes fixas constituírem variáveis instrumentais. Estes preços são um *input* de uma chamada telefónica e são determinados pelo regulador setorial, conseqüentemente são exógenos.

Foi igualmente testada como variável instrumento o índice de *Herfindahl–Hirschman* (IHH), dado que o grau de concentração na indústria pode igualmente influenciar os preços praticados no mercado.

Foram realizadas várias estimações com diferentes combinações de variáveis instrumentais. Em muitas das especificações testadas não existia evidência que permitisse rejeitar a hipótese nula de exogeneidade da variável preço. Essas especificações por contrariarem a literatura, que remete para a endogeneidade nas funções da procura, foram abandonadas e os seus resultados não serão aqui apresentados.

Os resultados e os detalhes da estimativa da equação da procura de acessos são apresentados no ponto 5.1 e os das equações de chamadas serão apresentados no ponto 5.2.

5.1. Substituição fixo-móvel ao nível do acesso

Estimou-se um modelo para a procura de acessos fixos. Os modelos ensaiados para a procura de acessos móveis não apresentaram coeficientes significativos e não serão aqui apresentados. Por esse motivo não serão apresentados resultados sobre o tema da substituição simétrica ao nível dos acessos.

A equação (6) foi estimada em dois passos. Os instrumentos considerados no primeiro passo foram o IHH, a procura de acessos fixos e o seu preço, com um desfasamento temporal de quatro trimestres ($\Delta \log IHH_f_acc_{t-4}$, $\Delta \log pd_f_acc_{t-4}$, $\Delta \log q_f_acc_{t-4}$). No segundo passo foram adicionalmente consideradas como variáveis instrumentais a procura de acessos e o seu preço com um desfasamento temporal, respetivamente, de um e de dois trimestres ($\log q_f_acc_{t-1}$, $\log pd_f_acc_{t-2}$).

Foram efetuados testes que rejeitam a hipótese nula de exogeneidade da variável preços e testes a confirmar a exogeneidade dos instrumentos (ver Tabela A3 em anexo). Contudo, existe evidência de que essas variáveis são “*weak*” (F de 2.5) (ver Tabela A3 em anexo). A consequência de variáveis instrumentais fracas é a obtenção de estimações pouco precisas, com erros padrão mais elevados e estatística *t* mais reduzida que os obtidos através do OLS (inconsistente). A obtenção de melhores instrumentos ou de mais dados permite solucionar essa questão (Cameron e Trivedi, 2010). No presente estudo foram testados outros instrumentos que não contribuiriam para a obtenção de uma conclusão diferente.

A Tabela 7 apresenta os resultados do modelo da procura de acessos na rede fixa. Entre as variáveis explicativas apenas os coeficientes das variáveis preço têm significância, concluindo-se que, para o modelo especificado e com os dados considerados, o rendimento *per capita* e o número de acessos de banda larga fixos não influenciam a procura de acessos fixos no curto prazo.

Salienta-se que entre os resultados obtidos, a elasticidade preço da procura no curto prazo tem um coeficiente com sinal contrário ao esperado e diferente do coeficiente de longo prazo. De facto a elasticidade preço da procura deverá ser negativa (ou no máximo zero), isto porque as quantidades procuradas de um bem tendem a variar em sentido contrário ao seu preço. No longo prazo o coeficiente desta variável apresenta o sinal esperado. A variação de 1% no preço do acesso à rede

fixa tem um impacto estimado de -0,12% nas quantidades procuradas desse bem. Esta procura é inelástica.

A elasticidade preço cruzada da procura é mais reduzida no curto prazo (0,03) que no longo prazo (0,06). Face a estes resultados conclui-se que existe evidência de uma relação de substituição entre os dois tipos de acesso. Esta conclusão está em linha com os resultados obtidos nos estudos mais recentes, os publicados após 2010, sobre a temática, com a exceção do estudo de Briglauer *et al.* (2011) que encontra elasticidades preços da procura cruzada negativas, se bem que reduzidas e não estatisticamente significativas. Barth e Heimeshoff (2014a) calcularam funções da procura para os dois tipos de acesso e obtiveram igualmente uma elasticidade preço cruzada da procura negativa, na função de procura de acesso fixo. Os estudos que encontram elasticidades cruzadas positivas na função da procura de acesso fixo apresentam coeficientes superiores aos obtidos no presente estudo, entre 0,184 a 1,324 (ver Tabela A1 em anexo).

Tabela 7 – Resultados da regressão da procura de acessos em local fixo

<i>Variável dependente</i>	<i>q_f_acc_t</i>
<i>Constante</i>	2,59 (2,96)
<i>Preço do acesso à rede fixa – curto prazo</i>	0,35 (0,17)**
<i>Preço do acesso à rede móvel – curto prazo</i>	0,03 (0,02)**
<i>Produto interno bruto per capita – curto prazo</i>	0,01 (0,03)
<i>Número de acessos de banda larga fixo</i>	-0,02 (0,16)
<i>Preço do acesso à rede fixa – longo prazo</i>	-0,12 (0,02)***
<i>Preço do acesso à rede móvel – longo prazo</i>	0,06 (0,01)***
<i>Produto interno bruto per capita – longo prazo</i>	0,14 (0,05)***
<i>λ 1º passo</i>	-0,19 (0,19)
<i>Dummy 1 – Alterações no reporte de informação das receitas fixas</i>	0,006 (0,005)
<i>Dummy 2 – Introdução de tarifários flat-rate na rede fixa</i>	0,025 (0,006)
<i>Dummy 3 – Introdução dos tarifários all-net na rede móvel</i>	-0,038 (0,015)**
<i>N</i>	50

Nota: Em parênteses a *heteroscedasticity robust standard errors*. Nível de significância 1%, 5% e 10% indicado por ***, **, * respetivamente. λ representa a velocidade de ajustamento do desequilíbrio.

Tendo concluído que existe uma relação de substituição modesta entre os serviços é necessário avaliar os resultados obtidos à luz da definição do mercado relevante, o que será efetuado no ponto 5.3.

5.2. Substituição fixo-móvel ao nível do tráfego de voz

Foi estimado um modelo para a procura de comunicações de voz fixas e outro para a procura de comunicações de voz móveis. A especificação de dois modelos visa abordar a temática da substituição assimétrica.

No primeiro passo, os preços de terminação fixa ($\Delta \log FTRd$), para o modelo de procura de chamadas na rede fixa, e os preços de terminação móvel ($\Delta \log MTRd$) e da rede móvel ($\Delta \log pd_m$), para o modelo de procura de chamadas na rede móvel, foram utilizados como variáveis instrumentais. Os testes efetuados permitiram concluir que estas especificações rejeitam a hipótese nula de exogeneidade da variável preço, confirmando a teoria (ver Tabela A4 e Tabela A5 em anexo).

No segundo passo foram adicionalmente consideradas como variáveis instrumentais a procura de chamadas e o seu preço com um desfasamento temporal de dois trimestres (modelo procura chamadas fixas: $\log q_f_use_{t-2}$, $\log pd_f_use_{t-2}$; modelo procura chamadas móveis: $\log q_m_use_{t-2}$, $\log pd_m_use_{t-2}$).

Na equação da procura de chamadas móveis foi realizado o teste de exogeneidade das variáveis instrumentais, que se verificou serem exógenas (ver Tabela A5 em anexo).

Foram também efetuados testes de validade aos instrumentos no primeiro passo de cada estimativa (ver Tabela A4 e Tabela A5 em anexo). A existência de variáveis instrumentais fracas conduz a estimações pouco precisas, com erros padrão mais elevados e estatística t mais reduzida que os obtidos através do OLS (inconsistente). A obtenção de melhores instrumentos ou de mais dados permite solucionar essa questão (Cameron e Trivedi, 2010). Para o modelo da procura de chamadas fixas foi obtido um F estatisticamente significativo superior a 10 o que sugere um estimador fiável (STATA, 2013). No modelo da procura de chamadas na rede móvel, por um lado, o F obtido é inferior ao valor 10, e por outro, o teste Wald não permite, para um nível de rejeição máximo de

10%, rejeitar a hipótese nula de instrumentos fracos ($F=8,02541 < 19,93$ -valor crítico). Tendo por base este teste só é possível rejeitar a hipótese nula de instrumentos fracos aceitando uma taxa de rejeição superior ao 25% ($F=8,02541 > 7,25$ -valor crítico). No presente estudo foram testados outros instrumentos, incluindo, por exemplo, o IHH e o preço dos serviços móveis, que não contribuíram para obtenção de uma conclusão diferente.

A tabela seguinte apresenta os resultados dos modelos estimados.

Tabela 8 – Resultados da regressão do tráfego de voz em minutos

<i>Variável dependente</i>	2SLS	
	<i>q_f_use_t</i>	<i>q_m_use_t</i>
<i>Constante</i>	0,652 (2,77)	2,63 (1,25)**
<i>Elasticidade de curto prazo</i>		
<i>Preço das chamadas fixas por minuto</i>	-0,727 (0,165)***	0,204 (0,061)***
<i>Preço das chamadas móveis por minuto</i>	0,168 (0,099)*	-0,492 (0,128)***
<i>Produto interno bruto per capita</i>	0,595 (0,268)**	0,215 (0,097)**
<i>Elasticidade de longo prazo</i>		
<i>Preço das chamadas fixas por minuto</i>	-1,339 (0,217)***	0,160 (0,041)***
<i>Preço das chamadas móveis por minuto</i>	1,09 (0,133)***	-0,339 (0,023)***
<i>Produto interno bruto per capita</i>	4,24 (0,830)***	0,116 (0,128)
<i>λ 1º passo</i>	-0,171 (0,133)	-0,129 (0,058)**
<i>Dummy 1 – Alterações no reporte de informação das receitas fixas</i>	0,077 (0,037)**	-0,0003 (0,027)
<i>Dummy 2 – Introdução de tarifários flat-rate na rede fixa</i>	0,025 (0,03)*	0,030 (0,017)*
<i>Dummy 3 – Introdução dos tarifários all-net na rede móvel</i>	0,064 (0,033)**	-0,053 (0,024)**
<i>N</i>	47	49
<i>R² ajustado 1.º passo/2.º passo</i>	0,0957/0,9625	0,3981/0,9925

Nota: Em parênteses a *heteroscedasticity robust standard errors* no modelo da procura de chamadas na rede fixa e *standard errors* no modelo da procura de chamadas na rede móvel. Nível de significância 1%, 5% e 10% indicado por ***, **, * respetivamente. λ representa a velocidade de ajustamento do desequilíbrio.

Na regressão da procura de chamadas fixas o preço dessas chamadas e o rendimento *per capita* são estatisticamente significativos para níveis de significância mínimos de 5%. O preço das chamadas móveis é estatisticamente significativo para um nível de significância de 10% no curto prazo e de 1% para o longo prazo. A procura de chamadas fixas reage negativamente ao aumento do seu preço e positivamente ao aumento do preço das chamadas móveis. A estimativa sugere uma elasticidade preço da procura de -0,727 e de -1,339 no curto e longo prazo, respetivamente. Verifica-se assim que no longo prazo a procura é elástica. Estes valores estão entre o intervalo de valores estimados noutros estudos. São, no entanto, inferiores aos efeitos encontrados no estudo de Briglauer *et al.* (2011), único estudo que conclui a favor da existência de um mercado relevante único. De notar que esse estudo incidia, em particular, no segmento de chamadas nacionais para clientes residenciais.

A elasticidade preço cruzada da procura foi estimada em 0,168 e 1,09 para o curto e longo prazo, respetivamente, confirmando a conclusão de substituição entre os dois serviços também encontrada noutros estudos.

No modelo da procura de comunicações móveis os coeficientes obtidos são todos estatisticamente significativos a 5% ou 1%, com exceção da elasticidade rendimento de longo prazo. A elasticidade preço da procura é negativa e superior no curto prazo. Um aumento de 1% no preço das comunicações móveis origina uma redução de 0,49% no tráfego móvel no curto prazo e de 0,40% no longo prazo. O aumento do preço das comunicações fixas origina um acréscimo no volume de chamadas com origem nas redes móveis. A elasticidade preço da procura cruzada é positiva, evidenciando uma relação de substituição.

Os resultados sugerem a existência de uma relação de substituição simétrica entre as comunicações fixas e móveis. Esta questão não foi abordada na literatura, contudo existem estudos que recorrem a equações da procura de chamadas fixas e outros que estimam a procura de chamadas móveis, sendo que todos concluem a favor da existência de uma relação de substituição (ver Tabela 2). De notar que a procura de chamadas em local fixo reage com maior intensidade à variação de preços do seu produto substituto. Com efeito, os resultados indicam que em média, e *ceteris paribus*, a redução de 1% no preço das chamadas móveis conduz a um decréscimo de 1,09% no volume de

chamadas fixas no longo prazo, enquanto igual redução no preço das chamadas fixas conduz a uma redução de 0,16% no volume de chamadas móveis no longo prazo.

O λ estimado na função de procura de chamadas fixas é cerca de -0,171, o que significa que após um choque a procura de chamadas fixas demora aproximadamente seis ($1/0,171$) trimestres a regressar ao equilíbrio. No caso das comunicações móveis o restabelecimento do equilíbrio ocorre em aproximadamente oito trimestres (2 anos).

Tendo-se concluído que existe uma relação de substituição entre os serviços é necessário avaliar os resultados obtido à luz da definição do mercado relevante, o que será efetuado no ponto seguinte.

5.3. Definição de mercado relevante

Os resultados obtidos apontam no sentido de uma relação de substituição entre os serviços. Permanece, contudo, a questão sobre se os serviços pertencem ao mesmo mercado relevante. Conforme descrito no ponto 3.2, a definição de mercado relevante utiliza frequentemente o teste do SSNIP. Em termos concretos, conforme descrito nesse ponto, se a elasticidade preço da procura, sendo considerada a de longo prazo, em termos absolutos, for inferior à elasticidade crítica o monopolista hipotético consegue praticar aumentos de preços e o mercado relevante está encontrado. Se a elasticidade preço da procura em termos absolutos é superior à elasticidade crítica o monopolista hipotético não consegue aumentar os preços na proporção t , o que significa que o produto tem substitutos que devem ser incluídos no mercado relevante.

A nível dos serviços de acesso à rede fixa, a elasticidade preço da procura de longo prazo (-0,12) é inferior ao limite crítico (elasticidade crítica da procura) usado noutros estudos – Briglauer *et al.* (2011): 0,91; Vogelsang (2010): -1,7; e Lange e Saric (2016): entre -1,82 e -1,67. Conclui-se assim que o mercado relevante integra unicamente o serviço de acesso à rede fixa. Esta conclusão está em linha com as conclusões de Briglauer *et al.* (2011), Suárez e García-Mariñoso (2013) e de Barth e Heimeshoff (2014a) que não encontraram elasticidades suficientemente elevadas para que o mercado relevante incluísse em simultâneo o acesso fixo e móvel.

No tocante aos serviços de chamadas na rede fixa, a elasticidade preço da procura de longo prazo de -1,33 está dentro do intervalo de elasticidades críticas referidas no estudo de Vogelsang (2010)

– -1,0 a -1,4 – e é superior às elasticidades críticas calculadas no estudo de Briglauer *et al.* (2011) – -1,32 a -1,31. Tal permite concluir que um aumento nos preços de chamadas na rede telefónica fixa não é rentável e o mercado relevante inclui produtos substitutos, sendo o mais próximo as chamadas telefónicas originadas na rede móvel, que integram o mesmo mercado relevante.

6. CONCLUSÕES

O objetivo principal deste trabalho foi avaliar a relação entre os serviços de comunicações fixas e móveis e verificar se essa era uma de substituição ou de complementaridade. Esta questão foi analisada sobre dois prismas, numa perspetiva de ligação às redes e outra sobre a utilização dessas redes para a realização de comunicações de voz.

A análise desenvolvida permite concluir que os serviços de comunicação fixas e móveis são substitutos, tanto para o serviço de acesso, como para o serviço de comunicações de voz. Neste último existe uma relação de substituição simétrica, sendo que a procura de chamadas em local fixo reage com maior intensidade à variação de preços do seu produto substituto, que a procura de chamadas móveis.

A análise conduzida para estudar o tema da substituíbilidade assimétrica entre os serviços de acesso às comunicações fixas e móveis não produziu resultados, uma vez que só foi possível obter estimativas para uma das equações da procura. A utilização de métodos alternativos, como por exemplo modelos de escolha discreta, poderá ser uma abordagem para investigação futura que permita concluir sobre este tema.

No modelo da procura de acesso em local fixo, a elasticidade preço da procura no curto prazo tem um coeficiente com sinal contrário ao esperado à luz da teoria económica. Tal, aconselha precaução na utilização destes resultados para a tomada de decisões.

De resto, a interpretação destes resultados deve ser feita à luz dos dados utilizados, que utilizou uma *proxy* de preços para estes serviços e não refletiu tarifários específicos associados às diferentes ofertas disponíveis no mercado. Esta opção, única possível para a informação disponível e também para análise conjunta do mercado, não reflete adequadamente a existência de tarifários em que os serviços de comunicação de voz não são faturados de forma individual.

O presente estudo tinha um duplo objetivo, que consistia em averiguar se a substituíbilidade existente é suficiente para que os serviços integrem o mesmo mercado relevante. É possível concluir pela existência de evidência de que esse é o caso no mercado dos serviços de comunicação de voz em local fixo, que deverá integrar igualmente os serviços de voz móveis. O mercado relevante no acesso à rede telefónica num local fixo integra unicamente esse serviço.

Foi no âmbito da aplicação da metodologia utilizada para a definição de mercado relevante que se verificam as maiores limitações do estudo. O cálculo da elasticidade crítica recorre a informação de custos dos operadores, que não está disponível. Esta limitação foi ultrapassada utilizando valores obtidos noutros estudos, técnica igualmente utilizada na literatura. No entanto, tal não altera o facto de esses valores não refletirem a realidade nacional e aconselhar, uma vez mais, precaução na utilização destes resultados para a tomada de decisões.

Atendendo às limitações apresentadas, este trabalho pode ser enriquecido com outros contributos, nomeadamente através do cálculo das elasticidades críticas com informação do mercado português. O estudo da SFM na vertente do acesso beneficia igualmente com investigação futura, eventualmente através do desenvolvimento de modelos de escolha discreta, que permitam conclusões mais robustas sobre a relação entre os dois tipos de acesso.

Nos serviços de comunicação de voz o estudo da substituíbilidade poderá evoluir para a consideração dos serviços de voz atualmente oferecidos por diversos operadores de conteúdo disponíveis na *Internet* (eg. *Skype*, *whatsapp*).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahn, H., e Lee, M. H. (1999). An econometric analysis of the demand for access to mobile telephone networks. *Information Economics and Policy*, 11(3), 297–305. [https://doi.org/10.1016/S0167-6245\(99\)00016-5](https://doi.org/10.1016/S0167-6245(99)00016-5).
- Ahn, H., Lee, J., e Kim, Y. (2004). *Estimation of a fixed-mobile substitution model in Korean voice telephony markets*. Working Paper. Seoul.
- Albon, R. 2006. Fixed-to-mobile substitution, complementarity and convergence. *Agenda*, 13: 309–22.
- ANACOM. (1999). *Anuário estatístico 1999*. Disponível em <https://www.anacom.pt/render.jsp?contentId=646518> [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2001). *Anuário estatístico 2001*. Disponível em <https://www.anacom.pt/render.jsp?contentId=646238> [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2006a). *Relatório de regulação 2005*. Disponível em https://www.anacom.pt/streaming/RRAnacom2005.pdf?contentId=388251&field=ATTACHED_FILE [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2006b). *Deliberação relativa ao Plano Tarifário "PT Free Noites"*. Disponível em <https://www.anacom.pt/render.jsp?contentId=408909> [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2012). *Decisão sobre a especificação da obrigação de controlo de preços nos mercados grossistas de terminação de chamadas vocais em redes móveis individuais*. Disponível em https://www.anacom.pt/streaming/Decisao_final_obrigacao_controlo_precos30Abril2012.pdf?contentId=1125437&field=ATTACHED_FILE [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2015). *O sector das comunicações 2014*. Disponível em <https://www.anacom.pt/render.jsp?contentId=1358845> [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2017a). *O sector das comunicações 2016*. Disponível em <https://www.anacom.pt/render.jsp?contentId=1409782> [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2017b). *Pacote de serviços de comunicações eletrónicas - 3.º trimestre de 2017*. Disponível em: www.anacom.pt [acedido a 12.02.2018].
- ANACOM. (2017c). *Serviço Telefónico fixo - 2.º trimestre de 2017*. Disponível em www.anacom.pt [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2017d). *Serviços móveis - 2.º trimestre de 2017*. Disponível em www.anacom.pt [acedido a 21.12.2017].
- ANACOM. (2018). *Cronologia das comunicações*. Disponível em https://www.anacom.pt/streaming/cronologiaComunicacoes12fev2018.pdf?contentId=1155406&field=ATTACHED_FILE [acedido a 12.02.2018].
- Barros, P. P., e Cadima, N. (2000). *The impact of mobile phone diffusion on the fixed-link*. Centre for Economic Policy Research., 2598.

- Barth, A. K., e Heimeshoff, U. (2014a). Does the growth of mobile markets cause the demise of fixed networks? - Evidence from the European Union. *Telecommunications Policy*, 38(11), 945–960. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2014.03.003>.
- Barth, A. K., e Heimeshoff, U. (2014b). What is the magnitude of fixed-mobile call substitution? Empirical evidence from 16 European countries. *Telecommunications Policy*, 38(8–9), 771–782. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2014.04.009>.
- Beckett, S. (2013). *Introduction to time series using stata*. College Station, TX: Stata press.
- Bishop, S., e Walker, M. (2010). *The economics of EC competition law: Concepts, application and measurement (3rd ed.)*. London: Sweet & Maxwell.
- Briglauer, W. (2007). Conceptual problems with the hypothetical monopolist test in ex-ante regulation of communications under the new regulatory framework. *Journal of Competition Law & Economics*, 4, 311–334. <https://doi.org/10.1093/joclec/nhmO34>.
- Briglauer, W., e Schwarz, A. (2005). Can the HM-test be brought to an end?: Some conceptual issues and practical problems. *NETNOMICS: Economic Research and Electronic Networking*, 7(1), 1–16. <https://doi.org/10.1007/s11066-005-9000-9>.
- Briglauer, W., Schwarz, A., e Zulehner, C. (2011). Is fixed-mobile substitution strong enough to de-regulate fixed voice telephony? Evidence from the Austrian markets. *Journal of Regulatory Economics*, 39(1), 50–67. <https://doi.org/10.1007/s11149-010-9132-1>.
- Cameron, A. C., e Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata (Revised ed)*. College Station, TX: Stata press.
- Caves, K. W. (2011). Quantifying price-driven wireless substitution in telephony. *Telecommunications Policy*, 35(11), 984–998. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2011.08.001>.
- Coate, M. B., e Fischer, J. H. (2008). A practical guide to the hypothetical monopolist test for market definition. *Journal of Competition Law and Economics*, 4(4), 1031–1063. <https://doi.org/10.1093/joclec/nhn007>.
- Comissão Europeia. (2006). *Special Eurobarometer 249: E-communications household survey*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a 14.01.2018].
- Comissão Europeia. (2007). *Special Eurobarometer 274: E-communications household survey*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a 14.01.2018].
- Comissão Europeia. (2008). *Special eurobarometer 293: E-communications household survey*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a 14.01.2018].
- Comissão Europeia. (2010). *Special Eurobarometer 335: E-communications household survey*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a 14.01.2018].
- Comissão Europeia. (2011). *Special eurobarometer 362: E-communications household survey*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a

14.01.2018].

Comissão Europeia. (2012). *Special eurobarometer 381: E-communications household survey*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a 14.01.2018].

Comissão Europeia. (2014a). *Explanatory Note SWD(2014) 298*. Disponível em <https://ec.europa.eu/digital-single-market/news/explanatory-note-accompanying-commission-recommendation-relevant-product-and-service-markets> [acedido a 04.11.2017].

Comissão Europeia. (2014b). *Special Eurobarometer 414: E-communications and telecom single market household survey*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a 14.01.2018].

Comissão Europeia. (2016). *Special eurobarometer 438: E-communications and the digital single market*. Disponível em <http://ec.europa.eu/COMMFrontOffice/publicopinion/index.cfm> [acedido a 14.01.2018].

Comissão Europeia. (2018). *Linhas de orientação para a análise de mercado e a avaliação do poder de mercado significativo no âmbito do quadro regulamentar da UE para as redes e serviços de comunicações eletrónicas (C 159/1)*. Disponível em [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PT/TXT/PDF/?uri=CELEX:52018XC0507\(01\)&from=PT](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PT/TXT/PDF/?uri=CELEX:52018XC0507(01)&from=PT) [acedido a 30.06.2018].

Dobbs, I., e Richards, P. (2004). Innovation and the New Regulatory Framework for Electronic Communications in the EU. *European Competition Law Review*, 25(11), 716–730.

Fildes, R., e Kumar, V. (2002). Telecommunications demand forecasting—a review. *International Journal of Forecasting*, 18(4), 489–522. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(02\)00064-X](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(02)00064-X).

Garbacz, C., e Thompson, H. G. (2005). Universal telecommunication service: A world perspective. *Information Economics and Policy*, 17(4), 495–512. <https://doi.org/10.1016/j.infoecopol.2005.03.001>.

Garbacz, C., e Thompson, H. G. (2007). Demand for telecommunication services in developing countries. *Telecommunications Policy*, 31(5), 276–289. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2007.03.007>.

Gruber, H. (2001). Competition and innovation. The diffusion of mobile telecommunications in Central and Eastern Europe. *Information Economics and Policy*, 13(1), 19–34. [https://doi.org/10.1016/S0167-6245\(00\)00028-7](https://doi.org/10.1016/S0167-6245(00)00028-7).

Gruber, H., e Verboven, F. (2001a). The diffusion of mobile telecommunications services in the European Union. *European Economic Review*, 45(3), 577–588. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00068-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00068-4).

Gruber, H., e Verboven, F. (2001b). The evolution of markets under entry and standards regulation - The case of global mobile telecommunications. *International Journal of Industrial Organization*, 19(7), 1189–1212. [https://doi.org/10.1016/S0167-7187\(01\)00069-8](https://doi.org/10.1016/S0167-7187(01)00069-8).

Grzybowski, L. (2014). Fixed-to-mobile substitution in the European Union. *Telecommunications Policy*, 38(7), 601–612. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2014.02.002>.

- Grzybowski, L., Nitsche, R., Verboven, F., e Wiethaus, L. (2014). Market definition for broadband internet in Slovakia - Are fixed and mobile technologies in the same market? *Information Economics and Policy*, 28(1), 39–56. <https://doi.org/10.1016/j.infoecopol.2014.06.002>.
- Grzybowski, L., e Verboven, F. (2016). Substitution between fixed-line and mobile access: the role of complementarities. *Journal of Regulatory Economics*, 49(2), 113–151. <https://doi.org/10.1007/s11149-015-9290-2>.
- Hamilton, J. (2003). Are main lines and mobile phones substitutes or complements? Evidence from Africa. *Telecommunications Policy*, 27(1–2), 109–133. [https://doi.org/10.1016/S0308-5961\(02\)00089-7](https://doi.org/10.1016/S0308-5961(02)00089-7).
- Hüschelrath, K. (2009). Critical Loss Analysis in Market Definition and Merger Control. *European Competition Journal*, 5(3), 757–794. <https://doi.org/10.5235/ecj.v5n3.757>.
- Ingraham, A. T., e Sidak, J. G. (2004). Do states tax wireless services inefficiently-evidence on the price elasticity of demand. *Virginia Tax Review*, 24, 249–261.
- ITU. (2017). *World Telecommunication/ICT Indicator database 2017*.
- Jang, S. L., Dai, S. C., e Sung, S. (2005). The pattern and externality effect of diffusion of mobile telecommunications: The case of the OECD and Taiwan. *Information Economics and Policy*, 17(2), 133–148. <https://doi.org/10.1016/j.infoecopol.2004.05.001>.
- Karacuka, M., Haucap, J., e Heimeshoff, U. (2011). Competition in Turkish mobile telecommunications markets: Price elasticities and network substitution. *Telecommunications Policy*, 35(2), 202–210. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2010.12.016>.
- Krämer, J., e Wohlfarth, M. (2018). Market power, regulatory convergence, and the role of data in digital markets. *Telecommunications Policy*, 42(2), 154–171. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2017.10.004>.
- Lange, M. R. J., e Saric, A. (2016). Substitution between fixed, mobile, and voice over IP telephony – Evidence from the European Union. *Telecommunications Policy*, 40(10–11), 1007–1019. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2016.05.008>.
- Madden, G., e Coble-Neal, G. (2004). Economic determinants of global mobile telephony growth. *Information Economics and Policy*, 16(4), 519–534. <https://doi.org/10.1016/j.infoecopol.2003.05.001>.
- Maldoom, D., e Horvath, R. (2002). *Fixed mobile substitution : a simultaneous equation model with qualitative and limited dependent variables*. Londres.
- Mao, C. K., Tsai, H. C., e Chen, C. M. (2008). FMS patterns: Penetration vs. traffic substitution in different groups of countries. *Technological Forecasting and Social Change*, 75(3), 356–384. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2007.02.006>.
- Minges, M. (1999). Mobile cellular communications in the Southern African region. *Telecommunications Policy*, 23, 585–593.
- Narayana, M. R. (2010). Substitutability Between Mobile And Fixed Telephones: Evidence And Implications For India. *Review of Urban and Regional Development Studies*, 22(1), 1–21. <https://doi.org/10.1111/j.1467-940X.2010.00166.x>.

- Rhee, H., e Park, M. (2011). Fixed-to-mobile call substitution and telephony market definition in Korea. *Journal of Regulatory Economics*, 40(2), 198–218. <https://doi.org/10.1007/s11149-011-9156-1>.
- Rodini, M., Ward, M. R., e Woroch, G. A. (2003). Going mobile: Substitutability between fixed and mobile access. *Telecommunications Policy*, 27(5–6), 457–476. [https://doi.org/10.1016/S0308-5961\(03\)00010-7](https://doi.org/10.1016/S0308-5961(03)00010-7).
- Rolo, M. F. (2009). *História das telecomunicações em Portugal. Da Direcção Geral dos Telégrafos do Reino à Portugal Telecom*. Lisboa: Tinta da China.
- Sobolewski, M., e Kopczewski, T. (2017). Estimating demand for fixed-line telecommunication bundles. *Telecommunications Policy*, 41(4), 227–241. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2017.01.011>.
- Suárez, D., e García-Mariñoso, B. (2013). Which are the drivers of fixed to mobile telephone access substitution? An empirical study of the Spanish residential market. *Telecommunications Policy*, 37(4–5), 282–291. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2012.08.003>.
- Sung, N. (2003). Fixed-Mobile Call Substitution: Evidence from Korean Long-Distance Markets. Working paper. Seoul: University of Seoul.
- Sung, N., Kim, C., e Lee, Y. (2000). *Is a POTS Dispensable? Substitution Effects Between Mobile and Fixed telephones in Korea*. Working Paper.
- Sung, N., e Lee, Y. H. (2002). Substitution between mobile and fixed telephones in Korea. *Review of Industrial Organization*, 20(4), 367–374. <https://doi.org/10.1023/A:1015649128024>.
- STATA (2013). *Stata time-series reference manual 13*. College Station; TX: Stata Press.
- Vagliasindi, M., Güney, I., & Taubman, C. (2006). Fixed and mobile competition in transition economies. *Telecommunications Policy*, 30(7), 349–367. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2006.02.002>.
- VODAFONE. (2018). Disponível em www.vodafone.pt [acedido a 02.02.2018].
- Vogelsang, I. (2010). The relationship between mobile and fixed-line communications: A survey. *Information Economics and Policy*, 22(1), 4–17. <https://doi.org/10.1016/j.infoecopol.2009.12.002>.
- Ward, M. R., e Zheng, S. (2012). Mobile and fixed substitution for telephone service in China. *Telecommunications Policy*, 36(4), 301–310. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2011.12.002>.
- Ward, M., e Woroch, G. (2004). Usage substitution between fixed and mobile telephony in the US. *Journal of International Development*, 22(5), 641–658. <https://doi.org/10.1002/jid.1717>.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach* (5th ed.). South-Western, Cengage Learning.
- Yoon, C.H., e Song, Y. W. (2003). Telecom development in Korea: Substitution and integration of fixed-mobile services and regulatory implications. *Communications & Strategies*, 52, 257–270.

ANEXOS

Tabela A1 – Estudos empíricos sobre a SFM do tráfego do acesso – elasticidade preço cruzada da procura

AUTORES	PAIS/PERÍODO	ELASTICIDADE CRUZADA		CONCLUSÃO SOBRE SFM
		PROCURA MÓVEL	PROCURA FIXA	
Rodini <i>et al.</i> (2003)	U.S.A; 2000-2001	0,18 (2000) e 0,13 (2001)*	0,06 a 0,08 (segunda linha)	Substitutos
Garbacz e Thompson (2005)	85 países; 1996-2001	-0,137 no preço do segmento residencial no modelo dos países em desenvolvimento	sem impacto	Complementares
Garbacz e Thompson (2007)	53 países em desenvolvimento; 1996-2003	-0,165; 0,061 e 0,049	-0,116; -0,175; -0,082	Subst. (mercado móvel) / compl. (no mercado fixo)
Briglauer <i>et al.</i> (2011)	Áustria; 2002-2007	-	-0,003 e -0,006	Complementares**
Caves (2011)		0,475 e 0,687 (sistema de equações)	1,249 e 1,324 (sistema de equações)	Substitutos
	U.S.A; 2001-2007	0,687 (uma equação)		
Ward e Zheng (2012)	China; 1998-2007	Curto prazo: 0,283; 0,288 e 0,329; longo prazo: 0,56 (considerando elasticidade de curto prazo igual a 0,283)	Curto prazo: 0,184; 0,195 e 0,234; longo prazo: 0,39 (considerando elasticidade de curto prazo igual a 0,195)	Substitutos
Barth e Heimeshoff (2014a)	UE-27; 2003-2009	0,19	-0,0003	Substituição modesta do acesso fixo pelo móvel
Lange e Saric (2016)	UE-20; 2008-2011	0,140 e 0,151	0,234 e 0,268	Substitutos / mercado único

* De notar que os autores entenderam que os dados disponíveis não permitiam estimativas de elasticidade preço procura cruzada para variações dos preços dos serviços móveis na decisão de subscrever segundas linhas fixas. Deste modo, com base nos pressupostos da teoria da procura – a elasticidade cruzada da variação dos preços móveis na procura de serviços fixos deverá assumir o mesmo sinal que variação dos preços dos serviços fixos na procura de serviços móveis – e da equação Slutsky estimaram o efeito da variação dos preços móveis na decisão de subscrição de serviços fixos. ** Variáveis não estatisticamente significativas.

Tabela A2 – Estudos empíricos sobre a SFM do tráfego de voz

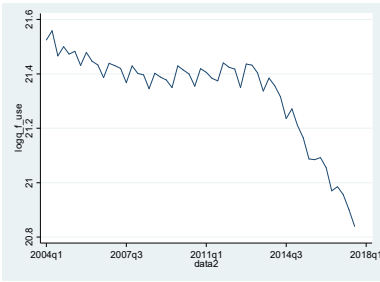
AUTORES	PAÍS/PERÍODO	MÉTODO	PRINCIPAIS VARIÁVEIS	ELASTICIDADES	CONCLUSÃO
Barth e Heimeshoff (2014b)	16 UE 2004-2010	Houthakker-Taylor <i>model</i>	v.d.* – tráfego fixo. v.i.** – preço chamada fixa, preço chamada móvel, número de acessos (efeito rede) e rendimento do consumidor.	Elasticidade preço da procura é -0,14% no curto prazo e 0,47% no longo prazo Elasticidade preço cruzada é 0,13% no curto prazo e 0,43% no longo prazo.	Concluem pela existência de evidência de SFM ao nível das chamadas. Em termos de delimitação do mercado, estes serviços não pertencem ao mesmo mercado relevante.
Rhee e Park (2011)	Coreia do Sul 2007	<i>Discrete choice model</i> , <i>Hierarchical Bayes model</i> <i>e critical loss analysis</i>	Métodos de Preferência Declarada com 4 atributos: Rede (fixa/móvel); Preço de uma chamada com duração média de 3 minutos; Aparelho sem fios em casa (sim/não); Existência de funções adicionais (sim/não).	Não calculado.	Concluem que as chamadas fixas e móveis não integram o mesmo mercado relevante.
Briglauer <i>et al.</i> (2011) ⁽¹⁾	Áustria 2002-2007	Modelo da procura de serviços telefónicos fixos usando um <i>error correction model</i>	v.d. – procura de chamadas em local fixo. v.i. – preço do acesso fixo; preço das chamadas fixas; preço do acesso móvel e preço das chamadas móveis; rendimento. Para abordar a questão de endogeneidade da função da procura consideram ainda as seguintes variáveis: cabaz de preços de terminação fixa e móveis; número de acessos fixos e número de subscritores de serviços de banda larga.	Elasticidade preço da procura é -0,711 no curto prazo e -1,980 no longo prazo (modelo sem endereçar problema da endogeneidade). Elasticidade preço da procura é -0,926 no curto prazo e -2,052 no longo prazo (modelo em que endereçam problema da endogeneidade). Elasticidade preço cruzada é 0,152 no curto prazo e 0,46 no longo prazo (no modelo em que não endereçam problema da endogeneidade). Elasticidade preço cruzada é 0,171 no curto prazo e 0,451 no longo prazo (modelo em que endereçam problema da endogeneidade).	Concluem pela evidência de SFM ao nível das chamadas e pela integração dos dois serviços no mesmo mercado relevante. A análise teve em consideração o segmento de mercado e o tipo de chamadas com maior probabilidade de SFM (chamadas nacionais/clientes residenciais).

*Variável dependente. ** Variável independente.

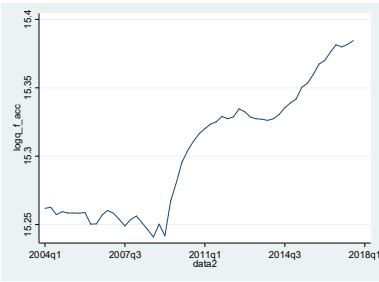
⁽¹⁾ Resultados do modelo identificado pelos autores como o preferido. Modelo que considera unicamente o preço das chamadas.

Gráfico A1 – Representação gráfica da evolução das variáveis

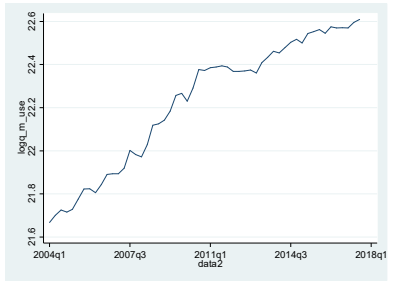
q_f_use



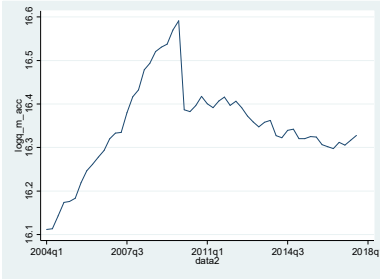
q_f_acc



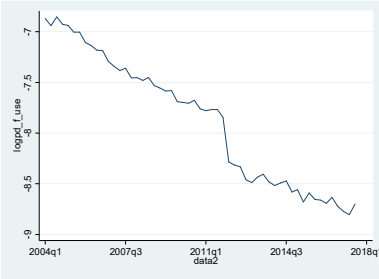
q_m_use



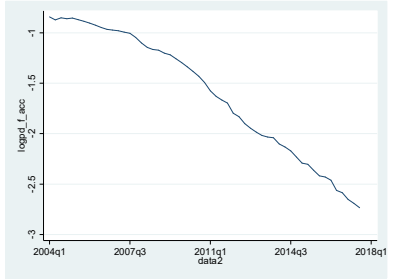
q_m_acc



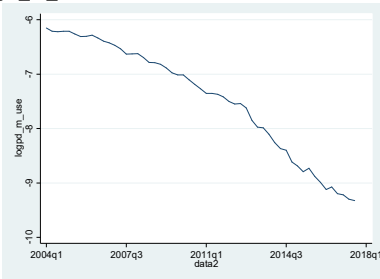
pd_f_use



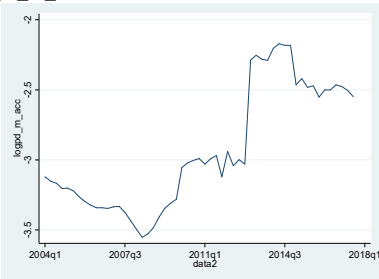
pd_f_acc



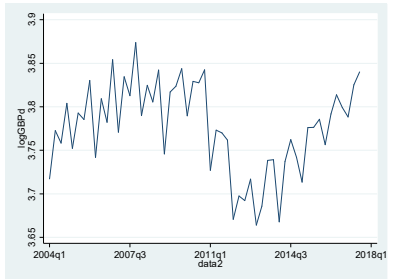
pd_m_use



pd_m_acc



PIBd



q_bb_acc

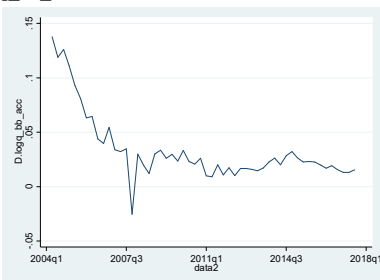


Tabela A3 – Testes modelo da procura de acessos fixas (1.º passo)

Teste de exogeneidade da variável explicativa

estat endogenous

Tests of endogeneity

Ho: variables are exogenous

Robust score chi2(1) = 4.21521 (p = 0.0401)

Robust regression F(1,36) = 9.68449 (p = 0.0036)

Teste de exogeneidade das variáveis instrumentais

estat overid

Test of overidentifying restrictions:

Score chi2(2) = .930774 (p = 0.6279)

Teste de significância das variáveis instrumentais

estat firststage

First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(3,35)	Prob > F
D.logpd_f_~c	0.4848	0.2787	0.0538	2.50591	0.0750

Tabela A4 – Testes modelo da procura de chamadas fixas (1.º passo)

Teste de exogeneidade da variável explicativa

estat endogenous

Tests of endogeneity

Ho: variables are exogenous

Robust score chi2(1) = 1.18007 (p = 0.2773)

Robust regression F(1,35) = 9.21733 (p = 0.0045)

Teste de significância das variáveis instrumentais

estat firststage

First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(1,36)	Prob > F
D.logpd_f_~e	0.4163	0.2541	0.0609	21.1028	0.0001

Tabela A5 – Testes modelo da procura de chamadas móveis (1.º passo)

Teste de exogeneidade da variável explicativa

estat endogenous

Tests of endogeneity

Ho: variables are exogenous

Durbin (score) chi2(1) = 5.18102 (p = 0.0228)

Wu-Hausman F(1,37) = 4.37477 (p = 0.0434)

Teste de exogeneidade das variáveis instrumentais

estat overid

Tests of overidentifying restrictions:

Sargan (score) chi2(1) = .139441 (p = 0.7088)

Basman chi2(1) = .105593 (p = 0.7452)

Teste de significância das variáveis instrumentais

estat firststage

First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	F(2,37)	Prob > F
D.logpd_m_~e	0.5793	0.4542	0.3026	8.02541	0.0013

Minimum eigenvalue statistic = 8.02541

Critical Values # of endogenous regressors: 1
 Ho: Instruments are weak # of excluded instruments: 2

	5%	10%	20%	30%
2SLS relative bias	(not available)			
2SLS Size of nominal 5% Wald test	10%	15%	20%	25%
LIML Size of nominal 5% Wald test	19.93	11.59	8.75	7.25
	8.68	5.33	4.42	3.92